

中国沿海地区的崛起：市场的力量*

韦倩 王安 王杰

内容提要：改革开放后，中国经济突飞猛进，堪称世界奇迹。在此过程中，一个显著特征是沿海地区比内陆地区经济发展更快。是何因素导致了沿海地区的崛起？本文通过构建互为补充的两种度量市场发育水平的指标，在控制了资本、自然资源、基础设施、优惠政策等其他因素的情况下，运用中国 28 个省份 1985—2010 年期间的面板数据验证了市场因素在中国沿海地区的崛起中发挥的重要作用。特别地，为了使结果更加可信，我们还进行了多种稳健性检验，检验结果均表明了市场因素至关重要的作用。

关键字：中国沿海地区 经济增长 市场化指数 市场一体化指数

一、引言

1978 年改革开放以后，中国经济突飞猛进，1979—2010 年间的实际 GDP 年均增长幅度达到 9.86%^①，堪称世界奇迹。在此过程中，一个显著特征是：沿海地区比内陆地区经济发展更快。那么，是什么因素导致了沿海地区的崛起呢？

一些学者认为，国家给予沿海地区的优惠和倾斜政策——表现在税收、财政、土地和基础设施建设等方面——是导致沿海地区崛起的重要原因（Fleisher and Chen, 1997；Dénurger et al., 2002a、2002b；刘渝琳和刘明，2011）。我们并不否认这些优惠政策对于沿海地区发挥的作用，无疑，对于刚刚改革开放的中国而言，优惠政策即意味着获得发展先机。但也不能夸大这些政策的作用，理由如下：一是享受优惠政策的地区和城市（比如经济特区、沿海开发城市等）无论从面积还是人口来讲都只占整个沿海地区非常小的一部分。二是随着经济的发展，沿海地区的优惠政策也在慢慢跟其他地区看齐，尤其是中国全面改革开放和西部大开发之后，沿海地区的政策优势已荡然无存。三是政策上的优势并不意味着经济上的优势，政策效果还需要其他因素的支撑。例如西部大开发政策实施以来，2000—2010 年 11 年期间西部地区 GDP 指数的增长速度平均每年仍低于沿海地区 0.26 个百分点，而在改革开放之初的 1979—1989 年 11 年期间，沿海地区比内陆地区的 GDP 指数的增长速度平均每年都高 0.76 个百分点^②。四是时间和空间上的证据也不支持优惠政策的决定作用。从时间上来讲，近代我国沿海地区明显也要比内地发达；从空间上来讲，目前来看，世界上多数国家的沿海地区要比内陆地区发达。但是，它们不一定全都有优惠政策。可见，政策上的优势并不是沿海地区崛起的决定性因素。

一些学者强调地理因素对经济增长的作用影响。这种传统在经济学中源远流长，比如

*韦倩，山东大学经济研究院，邮政编码：250100，电子邮箱：weiqian1979@163.com；王安，山东省宏观经济研究院，邮政编码：250013，电子信箱：sdwangan@163.com；王杰，平安国际融资租赁有限公司，邮编：201208，电子信箱：wj0631@163.com。作者感谢教育部“新世纪优秀人才支持计划”（编号：NCET-13-0352）、国家社科基金项目（项目批准号：2012BJL014）、山东大学人文社会科学重大项目（项目批准号：13RWZD07）、山东大学自主创新基金青年团队项目（项目批准号：IFYT12096）对本研究的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。作者文责自负。

^① 根据历年《中国统计年鉴》中国内生产总值指数（上年=100）计算得出。

^② 中国的西部大开发的范围本来包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州、西藏、内蒙古、广西 12 个省、自治区、直辖市，但由于广西临海，我们在计算时将广西划入沿海地区。如果将其划入西部地区，数据会更加支持我们的观点。

Machiavelli (1519)、Montesquieu (1748)、Marshall (1890)、Myrdal (1968) 以及近年来的 Diamond (1997)、Sachs (2000、2001) 等。他们认为, 国家或地区之间经济繁荣程度的差异是由它们在地理、天气或生态环境上的不同而引起的。对于中国沿海地区的崛起, 一些学者, 比如 Demurger et al. (2002a、2002b)、Bao et al. (2002) 等也基于地理因素给予解释, 但是, 我们认为, 地理因素虽然重要, 但却是人们无法改变的因素, 与之相比, 我们更应该关注地理因素和经济增长之间的一些更积极的中间因素, 因为这些中间变量相对地理因素来说是更可控的。

有些人可能会认为, 沿海地区的崛起是因为它们基础比较好, 但实际的数据也不支持这种观点。首先, 沿海地区在改革开放实施前夕并不具有经济上的优势, 如表 1 所示, 扣除直辖市后的沿海地区 1978 年的人均 GDP 仅为 352 元, 与计划经济时期具有明显经济优势的东北地区相差近 60%, 与西北六省大致相同 (东北地区 1978 年的人均 GDP 为 560 元, 西北地区为 322 元), 但是, 改革开放后沿海地区却明显获得更高的发展速度, 1979-2010 年期间的人均 GDP 年平均名义增长率达到 16.41%, 远远超过工业基础设施雄厚的东北地区和西部大开发政策已经实施十多年后的西北地区。更细的省份数据也支持我们的观点, 图 1 显示的各省份经济发展速度与期初经济基础成反比的事实也表明沿海地区的崛起并不是来自于它先天的经济优势。其次, 沿海地区也不具有自然资源方面的优势, 徐康宁和王剑 (2006) 的实证研究表明, 中国同样存在所谓的“资源的诅咒”, 沿海地区的崛起根本不可能依靠资源上的优势。最后, 计划经济时期, 东部沿海地区在基于国家安全和军事战略考虑而构建的中国工业体系布局中并不占有重要地位, 这种情况在 1972 年苏联成为比美国更大威胁之后才有所改善, 但直到 1979 年之前, 沿海地区的工业基础在整体上都未表现出相对于其他地区的明显优势, 这表明沿海地区的崛起也不是依靠其雄厚的工业基础。

表 1 中国各地区的经济表现^①

地区	1979—2010 年人均 GDP 年平均名义增长率 (%)	1978 年人均 GDP (元/人, 当年价)
直辖市	12.60	1723
东北地区	13.87	560
沿海地区	16.41	352
中部地区	15.16	276
西北地区	15.17	322
西南地区	15.06	294

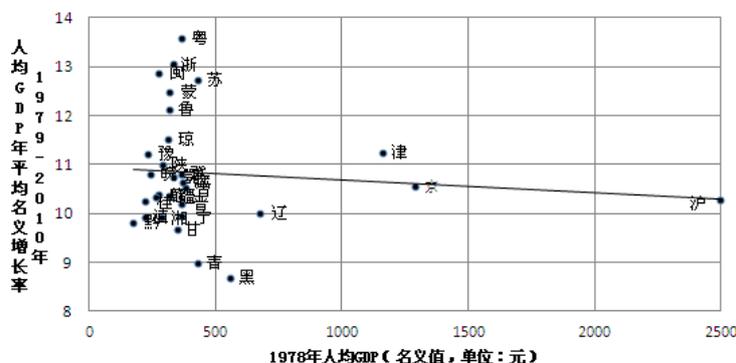


图 1 中国各省份 1978 年人均 GDP 与其经济增长率

^①注: 直辖市=北京、天津、上海; 东北地区=辽宁、吉林、黑龙江; 沿海地区=河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区=山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西北=内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆; 西南地区=四川 (含重庆)、贵州、云南、广西、西藏。

还有一些学者认为,技术(吴延兵,2008)、人力资本(姚先国和张海峰,2008;高远东和花拥军,2012;李亚玲和汪戎,2006)、交通基础设施(刘勇,2010)、FDI(Lemoine,2000;魏后凯,2002)、金融发展程度(林毅夫和孙希芳,2008;贺小海和刘修岩,2008;)、等因素可以解释中国各地区经济增长的差异。另外有一些学者还发现,国有经济比重(刘瑞明和石磊,2010)、新型工业化生产力(庞瑞芝和李鹏,2011)等因素也与区域经济增长之间表现出显著的正或负的相关性。但是,根据 North and Thomas (1972) 的观点,我们认为这些因素不能被看作解释经济增长的原因,因为它们就是经济增长本身。后文动态面板模型的实证结果也表明,在考虑变量内生性问题之后,这些因素开始变得都不显著起来,验证了它们不是沿海地区崛起的根本原因。因此,改革开放后中国沿海地区的崛起还应该存在更深层次的原因。那么,这个原因到底是什么呢?

一些学者认为,市场因素对于我国沿海地区的崛起发挥了至关重要的作用。市场对于经济增长的促进作用可以追溯到亚当·斯密(1776),他认为市场容量的大小决定着分工水平,而分工水平是一个国家经济增长的主要动力。自斯密以后,许多学者(比如 Young, 1928; Romer, 1986、1990; Lucas, 1988) 对市场和经济增长之间的关系进行了深入的研究,对于市场可以促进经济发展的观点已达成共识。一些学者也据此解释中国沿海地区崛起,认为市场发展水平的不同是造成中国各省份之间巨大经济差距的主要原因。比如:王小鲁和樊纲(2004)利用2000年各省份市场化指数的数据,发现我国东、中、西部的市场发展水平与经济增长之间存在明显的正相关性;周业安等(2004)运用我国1978—2000年期间的面板数据验证了市场化指数对经济增长的作用明显,由于市场化指数只有1997-2001年的数据,所以在该文中他们采用了随机化法则对缺失数据进行了外推模拟;黄玖立和李坤望(2006)从市场规模的角度考察了中国地区差距的形成原因,发现1970—2000年间中国各省份市场规模是地区经济差距的重要原因;王小鲁等(2009)以非国有企业在经济中的比重作为市场化的代理变量,采用中国1952-2007年的相关指标数据构建时间序列模型,实证结果表明市场化改革是改革开放后生产率提高的重要原因;樊纲等(2011)使用国民经济研究所公布的分省市场化指数作为一个代表各省份市场化进程的综合指标,运用面板数据模型来考察1997-2007年期间市场化改革对于各省TFP提高和经济增长的贡献,验证了市场至关重要的作用。这些研究深化了人们对于市场作用的认识,对我国推进市场化改革起到了重要的推动作用,但是,它们存在着一些诸如时间序列较短、度量市场发育程度指标不科学、没有考虑变量内生性问题等缺陷。可见,关于市场对经济增长作用的系统和缜密的实证研究目前来看尤其需要。

与上述文献相同,我们也认为,正是中国的市场化改革才是促进我国沿海地区崛起的根本引擎。但是,本文的贡献主要体现在以下方面:(1)为了使研究结果更加可靠,使用了两个相互补充的指标来衡量各省份的市场发育水平:一个指标以中国经济改革研究基金会国民经济研究所编制的市场化指数为基础并进行了缺失年份的补齐。由于我们考察的时间序列较长,而该指数只有1997—2007年的数据,因此,我们对1985-2010年时间序列内其他缺失年份的数据根据非国有经济在工业总产值中的比重的指标进行了可比性的调整和估计;另一个指标是我们自己构建的各省份的市场一体化指数。但是,与文献中常用的只考虑国内市场一体化(或市场分割)的指数(比如:陆铭和陈钊,2009;陈敏等,2007)不同,我们构造的市场一体化指数亦包含各省份的国际市场一体化程度,具体理由和方法参见第二部分。在对外开放越来越重要的今天,这与只考虑国内市场一体化的度量方法相比无疑更能合理的反映各省份的市场一体化程度。(2)在控制了资本、自然资源、基础设施、优惠政策等其他因素的情况下,本文运用中国28个省份1985—2010年期间的面板数据检验市场因素在中国沿海地区的崛起中发挥的重要作用。特别地,为了使结果更加可信,除了常用的静态面板方法外,我们还分别使用了2SLS方法和动态面板系统广义矩方法来进

行稳健性检验以控制变量的内生性问题，结果表明沿海地区的崛起既不是依靠物质资本，也不是依靠人力资本，更不是依靠自然资源、基础设施等，而是市场发挥的力量。(3) 值得一提的是，为了使本文结论更加可信，我们在第四部分还进行了多种稳健性检验，每一种稳健性检验都进行了巧妙的构思，这些更精细的模型结果均表明市场因素在中国沿海地区的崛起过程中发挥了至关重要的作用，这充分表明了本文结论的稳健性。

本文以下部分的结构安排为：第二部分主要介绍度量市场发育水平的指标和方法；第三部分为中国沿海地区的崛起：1985-2010 年省际面板数据的实证检验；第四部分为稳健性检验；第五部分为本文总结。

二、市场发育水平的度量：指标与方法

由于市场化涉及一系列经济、社会、法律乃至政治体制等各方面内容，因此，精确度量市场发育水平是一项极其复杂和极具挑战性的工作(樊纲等,2003;徐现祥和李郁,2008)。为了使研究结果更加可信，本文使用了两种方法度量我国各省份市场发育水平：其中之一使用了中国经济改革研究基金会国民经济研究所编制的市场化指数作为指标；另外还构建了一个综合国内和国际市场的一体化指数的指标。选择它们的理由及其具体度量方法如下所示：

1. 市场化指数

目前，文献中出现了多种衡量市场化发育水平（或改革）的指标，比如非国有企业在工业总产值中的比重（王小鲁等，2009）、国有单位职工占就业人数比重（张晏和龚六堂，2005）等。但是，使用这类单项指标来衡量内涵丰富的市场化改革的缺陷是非常明显的。目前来看，衡量市场化进程的比较科学的指标是中国经济改革研究基金会国民经济研究所编制的市场化指数。该指数从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织发育和法律制度环境五个方面来衡量各省份的市场化水平，并进一步细分为 23 个分指标^①。该指数是一个相对指标，它只比较各省份在朝市场经济过渡的进程中谁更先进一些，而不是表示它们离纯粹的市场经济还有多远。遗憾的是，该指数从 1997 年才开始构建，目前只公布了 1997-2007 年的数据(参见樊纲等,2011)，时间序列较短，且由于含有一些需抽样调查的数据，只能当年进行、无法事后补充，因此，我们对 1985-2010 年间其他缺失年份的市场化指数，根据非国有企业在工业总产值中的比重的指标^②进行了可比性的调整和估计。具体方法为：首先以 1997-2007 年间的市场化总指数（ $market$ ）作为因变量，以非国有企业在工业总产值中的比重作为解释变量，根据以下方程估计系数 α 、 β 与 δ_i ： $market_{it} = \alpha + \beta non_state_{it} + \delta_i + \varepsilon_t$ ，估计结果如表 2 所示。

表 2 非国有产值比重与市场化指数的回归结果

	FE	RE
non_state	7.355*** (0.472)	5.847*** (0.324)
_cons	2.362*** (0.208)	2.998*** (0.189)
N	308	308
adj. R ²	0.412	

^① 1997 和 1998 年的市场化指数只有 16 个基础指标。

^② 许多文献，比如王小鲁等（2009）曾单独使用非国有企业在经济中的比重作为市场化程度的代理变量。该指标也是构建市场化指数时使用的一项重要指标，其数据来自《中经网统计数据库》。此外，我们还计算了根据国有单位职工占就业人数比重拓展的市场化指数，以及同时使用二者的算术平均值进行拓展的市场化指数，实证分析结果非常近似，因篇幅所限只保留第一种指标及其实证结果，有兴趣的读者可以向作者索取其他两种情况的计算结果。

注：（1）Standard errors in parentheses;

（2）* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

根据 Hausman 检验的结果，选择固定效应模型下估计的系数。从估计结果来看，非国有企业工业产值比重与总市场化指数间存在显著的正相关关系。以估计的系数 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 与 $\hat{\delta}_i$ 作为 1985-2010 年间二者关系表达的近似参数，推算调整后的市场化指数 $market_{it}$ ，公式为：

$market_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}non_state_{it} + \hat{\delta}_i$ ，估计结果如图 2 所示，虚线为樊纲等(2011)构造的 1997-2007

年的市场化指数，实线为本文经调整后推算的 1985-2010 年的市场化指数。由于市场化指数是相对指标，因此，允许其在某些年份小于 0。从图中可以看出，调整后的市场化指数与樊纲等(2011)的市场化指数保持了较高的拟合性。将樊纲等(2011)报告的 1997-2007 年各省份的市场化指数与我们估计的其余年份的市场化指数相组合，构成了我们在实证分析中采用的市场化指数。

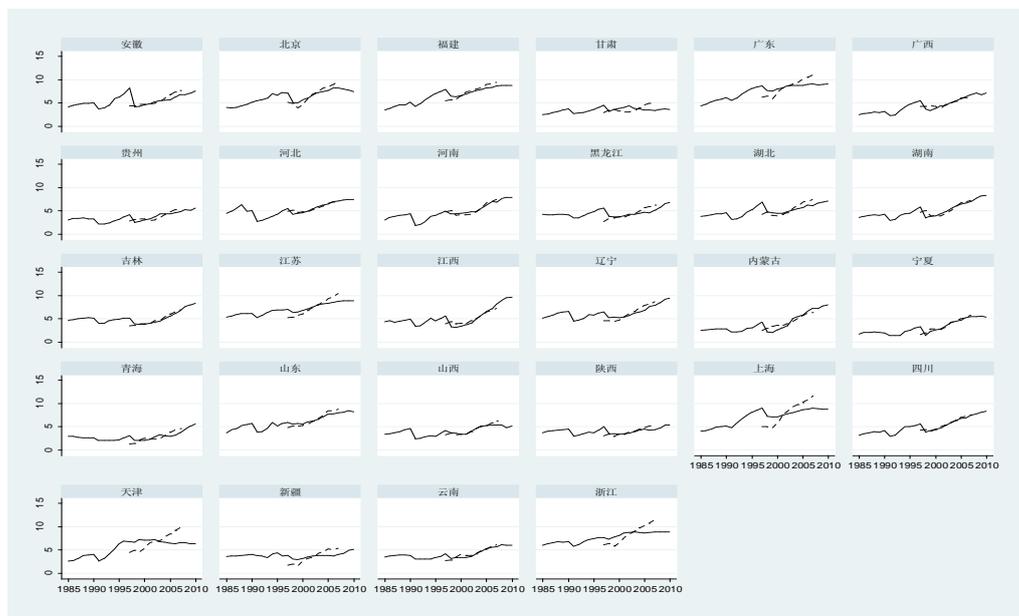


图 2 估算的各省份市场化指数（1985-2010）

2. 市场一体化指数

虽然樊纲等人的市场化指数比较完善和客观地反映了各省的市场发育水平，但是，它没有考虑到市场一体化（即市场整合）^①。市场一体化是市场发育水平的一个重要特征，它可以促进资源的优化配置、提高社会分工水平、降低生产成本、激发新技术扩散等，从而有利于经济增长。近年来，市场一体化问题吸引了国内外学者的大量关注，比如 Shiue and Keller（2007）、Studer（2009）等研究发现，市场整合是工业革命产生的可能原因；国内一些学者也研究了中国市场整合（或其对立面——市场分割）与经济增长之间的关系，比如陆铭和陈钊（2009）、徐现祥和李郁（2005）等。这些研究对于加深市场的认识起到了极其重要的作用。因此，为了使本文研究结论更加可靠，我们还构建了反映各省份市场整合程

^① 虽然其所包含的五大指标体系中个别指标与市场一体化具有正相关性，但未对市场一体化直接进行测度。

度的市场一体化指数作为市场化指数的补充。

目前，文献中度量市场整合程度的方法主要有贸易流量法（Poncet, 2003；范剑勇和林云, 2011）、生产专业化指数法（白重恩等, 2004）和一价法（Fan & Wei, 2006；桂琦寒等, 2006；陈敏等, 2007；陆铭和陈钊, 2009；行伟波和李善同, 2010）。但是，除 Poncet（2003）外，他们都只度量国内市场一体化水平，没有考虑各省份的国际市场一体化程度。在日趋全球化的今天，衡量各省份市场整合程度的一体化指数不能只限于国内一体化，还要包括国际市场一体化，对于外贸依存度比较高的沿海地区更是如此。贸易流量法虽然可以对国内外市场一体化进行测度，比如 Poncet（2003）根据各省份的投入产出表计算其国内外一体化指数，但是，中国的投入产出表每五年（逢二、七年份）才公布一次，以此为据测度各省份的国内外一体化指数显然是不够的。生产专业化指数法和一价法则因为得不到相关数据和无法考察国家制度差异等困难而无法使用。因此，必须采取变通的方法去测度中国各省份的国内外市场一体化指数。

市场整合程度由交易成本决定，而交易成本一般随地理距离的延长而增长，所以，市场整合水平一般随区域范围的扩大而减小。这样，市场一体化过程就是分层次的，最先实现的应该是小区域内的市场一体化，然后范围逐渐扩大，最终将是全球市场一体化。我们认为，即使实行了二十多年的计划经济，但我国一旦实现市场化改革，在公路、铁路等现代交通设施基本完善的情况下，县、市范围内一般可以迅速实现市场一体化^①，即使各省份之间存在差别，但不会太大，因此，在本文中，我们只考虑省级层面的市场整合，而各省份的市场整合又分为省际一体化（即国内一体化）以及各省与世界各国的一体化（即国际一体化）两个层面。一般来讲，影响国内贸易与国际贸易的交易成本的种类是不同的，国内贸易的交易成本一般包括公路、铁路、内河以及少量海运的运输成本再加上各省份之间的规章制度所带来的成本；而国际贸易的交易成本一般受关税、海运成本、汇率波动等因素的影响。因此，影响各省份市场的国内一体化水平与国际一体化水平的因素是不同的，从而可以近似认为二者在一定程度上是相互独立的。

我们使用“一价法”来测度某省份的国内市场一体化水平（ $integ^D$ ），采用外贸依存度测度该省份的国际市场一体化水平（ $integ^F$ ）。由于二者近似独立，所以二者之和可以反映该省份的国内外市场一体化水平，但由于国际市场一体化与国内市场一体化指数单位不同，不能直接进行加总。为实现国内、国际市场一体化指标之间可比性以及市场一体化指数与市场化指数的可比性，借鉴樊纲等（2003）的方法分别对国内和国际市场一体化水平进行相对性处理得到 $integ^D$ 与 $integ^F$ ，并取二者算术平均值作为市场一体化指数：

$integ = (integ^D + integ^F) / 2$ ，它可以同时反映各省份的国内和国际市场一体化水平。

（1）国内市场一体化。我们选用“一价法”测度各省的国内市场一体化水平，理由是价格差距可以综合反映市场间贸易的所有成本，不仅包括运输成本，而且包括贸易壁垒以及由战争、垄断甚至海盗带来的成本，从而一价法是测度产品市场一体化程度的最佳方法（Findlay & O'Rourke, 2003）。根据一价法的基本原理，随着市场走向一体化的进程，各省份之间产品的相对价格差距不断向零收敛。^①构造国内市场分割指数（ Seg_{it} ）。首先，

^① 平均来讲，中国地级市（含地区、州等）平均面积为 2.7 万平方公里，（按正方形计算）平均边界距离为 160 公里，在这个长度上，即使考虑到地形、地貌的不同，在市场改革实现 7 年之后的 1985 年，各省份地级市层面上的市场一体化程度基本接近于完全一体化。

采用 1985-2010 年 28 个省份^①的环比价格指数数据，数据来源于历年的《中国统计年鉴》。共选取 8 类商品，分别是：粮食、服装鞋帽、饮料烟酒、文化体育用品^②、药品、书报杂志、日用品及燃料，构建 3 维（ $t \times m \times k$ ）的面板数据集，其中 t 为年份， m 为地区， k 为商品。不同区域间产品的相对价格采用价格比的对数一阶差分形式进行表示。但与陆铭和陈钊（2009）的做法不同的是，我们考虑一省与全国其他省份间的市场分割情况，而不是仅考虑相邻省份的市场分割，理由是随着交通便利度的提高与成本的下降，远距离省份间的交易量在不断提高，这样共得到 378 个省份组合。经计算，共获得 78624（ $=26 \times 378 \times 8$ ）个差分形式的相对价格。然后，采用 Parsley and Wei（2001）的去均值（de-mean）方法进行处理，以剔除商品异质性导致的不可加效用，计算过程为对于 t 年某一类商品 k ，对 378 对省份组合间的相对价格取均值，再分别用相对价格减去该均值。最后，计算每一年每两个地区间 8 类商品的相对价格波动的方差，并按照省份进行合并，得到各省份与全国其他地区间的市场分割指数 Seg_{it} ，共获得 728（ $=28 \times 26$ ）个观测值。^③借鉴盛斌和毛其淋（2011）的做法，以市场分割指数为基础，构建各省份国内市场整合度指标，公式为：

$$Integ_{it}^D = \sqrt{1 / Seg_{it}}$$

。③借鉴樊纲等（2003）的方法进行相对性处理。

（2）国际市场一体化。由于无法获得较长时间序列的各省份同每个国家的贸易数据，而市场规模又与市场一体化存在着很强的正相关性，因此，我们使用了文献中广为使用的对外依存度的指标——进出口总额与 GDP 的比值，公式为： $integ_{it}^F = Trade_{it} / GDP_{it}$ ，然后借鉴樊纲等（2003）的方法对该指标进行相对性处理。

对相对性处理后的各省份国内、国际市场一体化指数算术平均，得到各省份的市场一体化指数，其结果如图 3 所示。市场化指数和市场一体化指数只是从不同角度衡量了各省份之间的市场发育水平，并无优劣之分，而是互为补充，从而使本文结论更加可信。

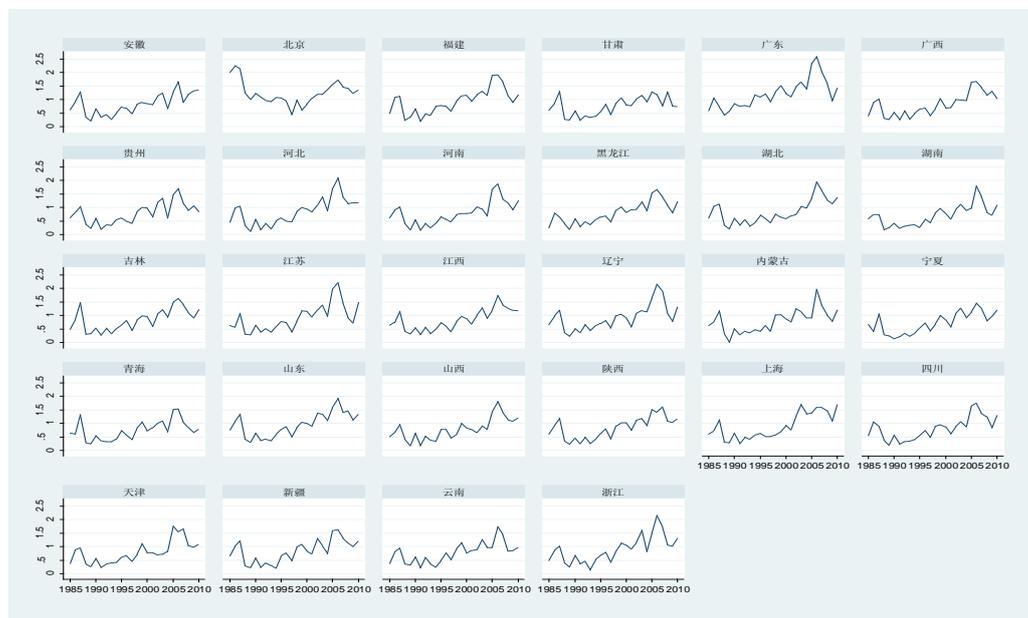


图 3 各省份市场一体化指数（1985-2010）

^① 由于西藏、重庆、海南的数据不全，这三个地区没有被包括在样本内。

^② 由于统计过程中商品类别划分发生了一些变化，对 2003 年后的文化体育用品用文化用品和体育用品两者价格指数的平均值来代替。

三、中国沿海地区的崛起：1985-2010 年省际面板数据的实证检验

本部分将在经济增长研究的传统框架内，运用中国 28 个省份 1985—2010 年期间的面板数据检验市场因素在中国沿海地区的崛起中发挥的至关重要的作用。考虑到模型设定的不同会导致不同的结论，因此，我们同时使用静态面板和动态面板模型以检验结果的稳健性。

1. 变量选取与数据来源

(1) 被解释变量。对于各省份的经济增长，采用两个指标进行衡量，分别是实际 GDP 增长率 (*growth*) 与实际人均 GDP 的增长率 (*pgrowth*)，为上年=100 的地区生产总值指数与人均地区生产总值指数减去 100。数据源自《新中国 60 年统计资料汇编》及《中国统计年鉴》。

(2) 核心解释变量。各省份的市场发育程度为本文的核心解释变量，分别采用前文推算的市场化指数 (*market*) 与构造的市场一体化指数 (*integ*) 进行衡量。

(3) 控制变量。根据文献中常用的影响经济增长的因素^①，选择的控制变量包括：

①物质资本。采用“永续盘存法”进行估算，估算公式为 $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_t) + I_{it}$ 。其中： δ 为折旧率，借鉴张军等（2004）的做法，假定其不变且为 9.6%； I 为真实资本形成总额，用名义真实资本形成总额和固定资产投资的价格平减指数换算得出，1991 年之后的数据采用《中国统计年鉴》中公布的固定资产投资价格指数；1991 年之前的数据则采用商品零售价格指数进行替代，该指数同样来自历年《中国统计年鉴》；基期设定为 1952 年^②，其中 1952 年的资本存量参照 Young（2000）的方法，用 1952 年的物质资本形成总额除以 10% 获得。最后用物质资本总额除以人口数量，获取人均资本存量 (k)。

②人力资本。采用普遍使用的人均受教育年限指标 (h) 进行测度，小学、初中、高中和大专以上文化程度的受教育年限分别赋予 6、9、12、16 年。其中，1987-2001 年的数据来自陈钊等（2004）估算的各省人力资本数据；2002-2010 年的数据则按照同样方法，根据《中国统计年鉴》中人口受教育结构的数据计算补充获得。1985 与 1986 年的《中国统计年鉴》没有报告人口的受教育结构，这两年的人力资本数据根据各阶段学校毕业人数推算得出^③。

③自然资源。各省份自然资源丰裕度以能源产量衡量，主要包括原煤、原油和天然气。能源产量的计算根据中国科学院的折算公式进行折算：能源产量=原煤产量*0.714t/t+原油产量*1.43t/t+天然气产量*1.33t/1000m³，具体数据来源于中经网统计数据库。然后用能源产量除以人口数量，得到人均能源数量 (res)。

④交通基础设施。交通基础设施水平的衡量考虑三种最为重要的交通类型：公路、铁路与内河航道。各省份的人均交通基础设施水平 (*infra*) 由加总三类交通基础设施后再除以各省份人口数量得到。公路里程、铁路里程、内河航道里程的数据均来自历年的《中国统计年鉴》。

⑤优惠政策指数。采用刘渝琳和刘明（2011）的做法，同时考虑开放区域层次和数量的差异，政府优惠政策指数的构建方法如下：将经济特区、浦东新区、滨海以及两江新区

^① 主要参考了 Barro&Sala-i-Martin（2004）、张学良（2012）的研究。

^② 在本文第四部分，我们将考察自 1952 年以来中国各省、市、自治区市场发育程度对经济增长的影响。为前后一致以及方便起见，在本部分我们也以 1952 年为基期，估算物质资本存量。

^③ 1985 与 1986 年的《中国统计年鉴》报告了各类受教育人口的毕业人数，其中初中与高中毕业生数据并没有区分。我们采用 1987 年小学、初高中、大学学历的人口减去 1986 年各阶段的毕业人数得出 1986 年人口的受教育结构。在计算人均受教育年限时，小学、初高中和大专以上文化程度的受教育年限分别赋予 6、10.5 和 16 年。1985 年的数据按照同样的方法由 1986 年的数据推算获得。另外，由于这两年死亡人数中受教育程度不高，因此，没有考虑各类受教育人口自然变动的影响。

优惠政策指数定为 $\omega_1 = 3 + (n-1)/1$ ；将国家级经济技术开发区和边界经济合作区的优惠政策指数定为 $\omega_2 = 2 + (n-1)/2$ ；将沿海开放城市的优惠政策指数定为 $\omega_3 = 1 + (n-1)/3$ 。然后，各省份总的优惠政策指数为 $\sum \omega_i$ 。其中， n 表示该省同类开放区的数量。各种类型开放区的数量根据商务部公布的开放区名单计算得出。

2. 静态面板数据模型

经济增长实证研究的许多文献都是在静态面板框架内展开的，该方法可以控制个体效应对回归结果产生的偏差影响。在 Barro (2000) 等经典经济增长实证模型的基础上，我们增加了市场发育程度的指标作为解释变量，构建实证检验的基本模型如下：

$$gr_{it} = c + \beta * M_{it} + \gamma * X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

其中，下标 i 与 t 分别代表省份与年份， α_i 表示不随时间变化的个体特定效应， δ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 表示与解释变量无关的随机扰动项。 gr_{it} 为被解释变量，表示 i 省在第 t 年的经济增长速度，交替采用实际 GDP 增长率 (*growth*) 与实际人均 GDP 的增长率 (*pgrowth*) 进行衡量，以增加结论可信性。方程右边是模型的一系列解释变量，其中 M 为本文重点考察的市场发育程度， X 为一组控制变量，见前文所述。为消除异方差性，对控制变量中的物质资本 (k)、人力资本 (h)、自然资源 (res) 与交通基础设施 (*infra*) 进行了对数化处理。

我们分别考虑了固定效应 (Fixed Effect, FE) 与随机效应 (Random Effect, RE)，但经过 Hausman 检验发现更加支持固定效应的面板模型。回归结果如表 3 所示，其中，(1) 与 (4) 列估计了采用市场化指数衡量的市场发育程度对经济增长的影响，从估计结果来看，在控制了物质资本、人力资本、自然资源、基础设施以及优惠政策等变量后，市场化指数对经济增长依然存在非常显著的正面推动作用。(2) 和 (5) 列估计了采用市场一体化指数衡量的市场发育程度对经济增长的影响，从回归结果来看，虽然市场一体化指数对经济增长的作用并不显著，似乎不支持我们的观点，但是，仔细分析发现，这可能是由未考虑交通基础设施与市场一体化指数的内生性问题所致，因为市场一体化程度在很大程度上受交通便利程度的影响^①，而市场化指数是更为综合的指标，包含了支持市场化的种种制度、意识形态、人力资本（比如注册会计师和律师等）以及机构（比如各类交易所）等，因此，道路基础设施对其的影响较小，采用市场化指数时估计不会出现交通基础设施的内生性问题。为了消除交通基础设施对市场一体化的促进作用，我们采用了以市场一体化指数的滞后一期作为工具变量进行扩展的面板两阶段最小二乘估计方法，即 2SLS^②，(3) 和 (6) 列报告了回归结果。结果显示，在消除了内生性问题之后，市场一体化指数在 1% 的水平下显著促进了经济增长。从表 3 中我们还可以发现：自然资源与优惠政策也对经济增长存在显著的促进作用，但基础设施的作用是不显著的；而物质资本与人力资本对经济增长的影响甚至为负。实际上，经济增长与物质资本和人力资本积累存在相互促进的作用，物质资本与人力资本在很大程度上是经济增长的结果而不是原因，我们猜测这种内生性可能是导致回归结果符号为负的原因。这说明静态面板分析方法是存在问题的，因此，下文将采用动态面板方法进行估计。

^① 交通条件的改善是推动市场一体化进程，尤其是国内市场一体化进程的重要因素（陈敏等，2007）。

^② Stata 中的命令为 `xtivreg2`，这一命令并不报告常数项。具体可参见：Schaffer, Mark, 2007, “xtivreg2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models”, 在 RePEc 经济专题数据库中的网址为：<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>。

表3 静态面板估计结果

	GDP增长率 (<i>growth</i>)			人均GDP增长率 (<i>pgrowth</i>)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	2SLS	FE	FE	2SLS
<i>market</i>	0.560*** (3.94)			0.395*** (2.60)		
<i>integ</i>		-0.104 (-0.27)	3.581*** (3.20)		-0.088 (-0.22)	2.888** (2.50)
<i>lnk</i>	-2.086*** (-3.40)	-1.252** (-2.14)	-1.133* (-1.72)	-2.056*** (-3.08)	-1.487** (-2.33)	-1.299* (-1.83)
<i>lnh</i>	-5.226*** (-6.55)	-5.592*** (-6.86)	1.304 (0.50)	-5.589*** (-6.66)	-5.855*** (-6.87)	0.590 (0.22)
<i>lnres</i>	1.202*** (4.34)	1.335*** (4.80)	1.332*** (4.46)	1.166*** (3.74)	1.270*** (4.09)	1.236*** (3.78)
<i>lninfra</i>	0.386 (0.69)	0.619 (1.09)	-0.070 (-0.11)	0.430 (0.71)	0.597 (0.98)	0.015 (0.02)
<i>policy</i>	0.811*** (5.31)	0.692*** (4.56)	0.719*** (4.34)	0.911*** (5.33)	0.821*** (4.88)	0.842*** (4.66)
<i>_cons</i>	9.035*** (3.09)	13.36*** (4.80)		8.217*** (2.61)	11.25*** (3.77)	
<i>N</i>	713	713	686	685	685	658
<i>F-statistics</i>	3.64	3.97		3.74	4.19	
<i>Hausman</i>	36.66	42.86		33.19	39.14	
<i>adj. R²</i>	0.198	0.180	0.109	0.208	0.200	0.134
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）*t* statistics in parentheses；（2）* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3. 动态面板数据模型

通过静态面板数据模型，我们较好的控制了个体效应，2SLS 估计方法也较好地解决了关键变量的内生性问题，从而研究结果应该较为可信。但是，由于经济增长从长期来看是个动态过程，既受当前因素的影响，也与过去因素有关，需要采用动态面板方法进行再次检验^①。考虑到资本和基础设施与经济增长之间的内生性关系，在回归模型中引入了滞后一期与二期的经济增长率，以控制经济增长的惯性特征。动态的面板数据模型设定为：

$$gr_{it} = c + \gamma_1 * gr_{it-1} + \gamma_2 * gr_{it-2} + \beta * M_{it} + \gamma * X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

与静态面板数据相同，物质资本（*k*）、人力资本（*h*）、自然资源（*res*）与交通基础设施（*infra*）仍进行了对数化处理。我们采用系统广义矩（SYS-GMM）的两步估计法对该动态面板模型进行估计，理由是它与差分 GMM 估计（DIF-GMM）相比，所得估计量更不容易受弱工具变量的影响而产生有限样本偏差，从而既能考察前期经济增长对本期的影响，还能够对物质资本、人力资本及基础设施建设与经济增长间的互动影响进行有效处理。

估计结果如表4所示。用来检验约束条件是否过度限制的稳健标准差下的 Hansen 检验、Arellano-Bond test for AR(1)与 Arellano-Bond test for AR(2) 的结果都支持系统广义矩估计

^① 这里的动态面板模型其实是一种稳健性检验，并不妨碍动态和静态面板模型二者对立的事实。采取两种截然不同的方法但可以获得结果的一致性自然科学中常用的稳健性检验方法。

法。估计结果显示,无论是(7) — (12)列中的哪种回归,滞后一期与二期的经济增长系数均在1%的水平下通过了显著性检验,这表明各省份经济增长表现出明显的惯性特征。我们最为关注的变量——市场发育水平同样表现地非常显著,均通过了1%的水平检验:与表3类似,(7)与(10)列衡量市场化指数对经济增长的影响;(8)和(11)衡量市场一体化指数对经济增长的影响;在(9)与(12)列中,考虑到交通基础设施建设对市场一体化指数的影响后,将市场一体化指数进行滞后一期处理。另外,从估计结果来看,在控制内生性及经济增长的惯性特征后,物质资本、人力资本以及交通基础设施与经济增长间依旧没能发现显著的正相关关系,正如我们在第一节引言中所提及的,这些因素只是经济增长本身,并非经济增长的动力来源。从(9)和(12)列还可以看出,尽管优惠措施对经济增长的促进作用依旧显著,但相比静态面板估计结果,其作用则大幅降低^①。可见,市场才是促进我国沿海地区崛起的根本原因。

表4 动态面板估计结果

	GDP增长率 (<i>growth</i>)			人均GDP增长率 (<i>pgrowth</i>)		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
<i>L.gr</i>	0.581*** (10.12)	0.629*** (11.82)	0.595*** (7.97)	0.588*** (8.61)	0.633*** (10.49)	0.606*** (9.86)
<i>L2.gr</i>	-0.196*** (-3.53)	-0.188*** (-3.44)	-0.156*** (-2.80)	-0.172*** (-3.37)	-0.188*** (-3.69)	-0.136*** (-3.09)
<i>market</i>	0.354** (2.44)			0.242* (1.93)		
<i>integ</i>		1.333*** (3.36)			1.294*** (2.83)	
<i>L.integ</i>			1.193*** (2.52)			1.201*** (2.71)
<i>lnk</i>	-0.320 (-0.64)	-0.425 (-0.54)	-0.272 (-0.28)	-0.256 (-0.28)	-0.502 (-0.58)	-0.498 (-0.56)
<i>lnh</i>	1.539 (0.54)	1.967 (0.50)	1.597 (0.28)	1.831 (0.44)	0.910 (0.29)	1.252 (0.34)
<i>lnres</i>	0.064 (0.43)	-0.027 (-0.20)	0.015 (0.06)	0.050 (0.21)	-0.052 (-0.21)	-0.051 (-0.23)
<i>lninfra</i>	0.713 (1.30)	0.660 (1.07)	0.419 (0.33)	0.539 (0.71)	0.675 (0.57)	0.479 (0.46)
<i>policy</i>	0.175*** (2.69)	0.204** (2.56)	0.222 (0.92)	0.213* (1.81)	0.251*** (2.78)	0.246** (2.00)
<i>_cons</i>	-0.831 (-0.13)	-1.614 (-0.17)	0.061*** (0.00)	-1.467 (-0.13)	-0.637 (-0.08)	-0.919 (-0.10)
<i>N</i>	659	659	659	631	631	631
<i>AR (1) Test</i>	0.007	0.007	0.006	0.002	0.001	0.002
<i>AR (2) Test</i>	0.966	0.904	0.923	0.954	0.694	0.956

^① 在控制内生性及经济增长的惯性特征后,优惠措施对经济增长的作用大幅降低,与前文的分析相比下降了四分之三左右。换一个角度,我们也可以认为,实施优惠政策是我国市场化改革的一部分。以邓小平先生为代表的我国第二代领导人在这方面对我国经济腾飞做出了卓越贡献。

注：（1）*t* statistics in parentheses；（2）* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

四、稳健性检验

上文已经使用了对同一变量采用多种衡量指标、使用多种计量模型等方法进行稳健性检验，以使本文结论更加可信。本节将进一步进行稳健性检验，以保证结论的可信性。

1. 考虑地理因素的计量检验

由于各省份的地理位置不随时间变化，因此，面板模型无法把地理因素考虑进去。为了在分析中纳入地理因素，此处采用OLS方法，这样便可以估计剔除地理因素后市场对经济增长的作用。对于地理因素，我们采用两种方法进行度量，一是使用虚拟变量（*dum*）方法，将各省份区分为沿海与内陆地区，内陆地区取0，沿海地区取1；二是借鉴许政等（2010）的做法，使用各省省会城市到上海、香港两大港口之一的最近直线距离（*distance*）。另外，为了消除交通基础设施和市场一体化指数之间的内生性，在市场一体化指数的检验模型中，又采用了2SLS估计方法（表5中的17和18列），理由如静态面板模型分析中所述。进一步，构造地理因素与市场化指数的交互项（表5中的19和20列），以考虑地理因素与市场化可能存在的交互作用，估计结果^①如表5所示。可见，即使控制地理因素之后，不论是市场化指数还是市场一体化指数衡量的市场发育程度，对经济增长依旧存在非常显著的正向影响。这显示了市场作用的稳健性。

表5 稳健性检验一：考虑地理因素的 OLS 回归结果

	GDP增长率 (<i>growth</i> , 1985-2010)							
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	OLS	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>market</i>	0.429*** (3.55)	0.594*** (5.64)					0.808*** (6.46)	
<i>integ</i>			0.376 (0.99)	0.693* (1.85)	2.478*** (2.96)	3.005*** (3.78)		6.832*** (4.49)
<i>lnk</i>	0.590** (2.33)	0.257 (1.10)	1.012*** (4.45)	0.710*** (3.14)	0.128 (0.42)	-0.191 (-0.64)	0.344 (1.47)	-0.213 (-0.68)
<i>lnh</i>	-2.454*** (-3.96)	-2.344*** (-3.75)	-2.385*** (-3.82)	-2.117*** (-3.33)	1.060 (0.99)	1.291 (1.18)	-2.535*** (-4.06)	0.802 (0.69)
<i>lnres</i>	0.423*** (3.31)	0.269** (2.45)	0.398*** (3.08)	0.0964 (0.90)	0.347*** (2.63)	0.134 (1.22)	0.222** (2.02)	0.084 (0.73)
<i>lninfra</i>	0.466* (1.81)	0.368 (1.33)	0.408 (1.55)	0.195 (0.69)	0.228 (0.78)	0.0972 (0.32)	0.329 (1.20)	-0.324 (-0.92)
<i>policy</i>	0.268*** (3.84)	0.344*** (4.56)	0.305*** (4.38)	0.455*** (6.15)	0.261*** (3.67)	0.354*** (4.56)	0.355*** (4.73)	0.299*** (3.54)
<i>lndis</i>	-0.897*** (-2.77)		-1.359*** (-4.59)		-0.997*** (-3.14)			
<i>dum</i>		-0.077 (-0.19)		0.062 (0.15)		0.115 (0.27)	2.319*** (2.67)	5.361*** (4.45)
<i>market*dum</i>							-0.467***	

^① 对以人均GDP增长率衡量的经济增长率，也进行了检验，估计结果基本一致，受篇幅限制而省略，后文第2和第3小节的稳健性检验亦然。

							(-3.14)	
<i>integ*dum</i>								-6.102*** (-4.69)
<i>_cons</i>	18.52*** (6.02)	10.99*** (6.02)	23.93*** (8.99)	13.59*** (7.55)	12.42*** (3.54)	4.341 (1.59)	10.65*** (5.85)	3.494 (1.21)
<i>N</i>	701	713	701	713	674	686	713	686
<i>F-statistics</i>	27.74	26.21	25.65	21.33	27.68	24.04	24.45	20.27
<i>adj. R²</i>	0.211	0.199	0.198	0.167	0.178	0.138	0.209	0.051

注：1) *t* statistics in parentheses; 2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

2. 降低逆向因果关系的计量检验

经济增长实证研究面临的一个重要挑战是模型本身不能识别变量间因果关系的方向性 (directions of causation)。虽然从理论上讲, 选择合适的工具变量可以解决这种内生性问题, 但是, 现实中几乎没有完全合适的工具变量。比如, 即使是Hall and Jones (1999)、Acemoglu et al. (2001) 精心选择的“各国到赤道的距离”、“欧洲早期殖民者在各殖民地的死亡率”等工具变量依然遭受了许多学者 (Bloom and Sachs, 1998; Gallup et al., 1999; Glaeser et al., 2004) 的批评。因此, 在本部分中, 我们并不打算花费时间挑选合适的工具变量, 而是借鉴Barro (2000) 的做法: 将1985-2010年间的的数据划分为5个数据区间, 分别为1985-1989、1990-1994、1995-1999、2000-2004、2005-2010^①; 被解释变量为每一数据区间内历年GDP增长率的平均值, 解释变量中的人均资本水平、人均受教育年限与交通基础设施建设水平采用各数据区间内的初始水平, 其它变量 (优惠政策、自然资源等) 则采用每一区间内的均值, 这样共形成 $28 \times 5 = 140$ 个观测值。由于用发生在后的变量 (经济增长率) 去解释先前的经济表现 (物质资本、人力资本及基础设施) 缺乏逻辑, 这样便可以在一定程度上消除变量间的逆向因果关系。具体的估计方程为:

$$gr_{i,t+T} = c + \beta * M_{i,t+T} + \gamma_1 * X_i^1 + \gamma_2 * X_{i,t+T}^2 + \alpha_i + \varepsilon_{i,t+T}$$

其中, $gr_{i,t+T}$ 为区域 *i* 在区间 *t* 到 *t+T* 期的平均经济增长速度, X_i^1 表示每一数据区间内初始的人均资本、人均受教育年限与交通基础设施建设水平, $M_{i,t+T}$ 与 $X_{i,t+T}^2$ 则分别是市场发育程度与其它解释变量在区间内的均值。估计结果如表6所示, (21) 和 (22) 列表明, 市场化指数对经济增长的作用依旧明显, 但是, (23) 和 (24) 列却显示市场一体化指数的作用不太显著。原因可能是各省份的市场一体化水平 (特别是国内市场一体化水平), 在20世纪90年代中期之前其变化差异不大 (可参见图4), 之后才出现了显著的提高, 也由此对经济增长带来了显著的推动作用。因此, 我们又采用相同方法对1997 -2007年间^②市场一体化指数的作用进行再检验 (列25-26)^③, 其结果表明市场一体化程度对于经济增长的作用非常显著, 显著大于全区间的估计结果。

表6 稳健性检验二:Barro (2000) 的做法

	GDP增长率	GDP增长率
--	--------	--------

^① 为了充分利用数据, 最后一个时间区间采用了 2005-2010 年间的的数据。

^② 对 1997-2007 年数据区间的划分, 按照前文类似的做法划分为 1997-2001 与 2002-2007 年两个区间, 计算两个区间内各个变量的均值, 从而形成了 56 (=28×2) 个新的观测值。

^③ 同时也为了与下文中采用樊纲等人的原始数据的估计结果进行对比。

	(growth, 1985-2010)				(growth, 1997-2007)	
	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>market</i>	0.552*** (3.09)	0.684*** (4.65)				
<i>integ</i>			0.302 (0.38)	1.314* (1.79)	4.445*** (5.30)	4.912*** (6.35)
<i>lnk</i>	-0.132 (-0.38)	-0.497* (-1.75)	0.506 (1.44)	-0.132 (-0.41)	0.659* (1.77)	0.502 (1.30)
<i>lnh</i>	0.718 (1.56)	0.934** (1.99)	0.558 (1.16)	0.890* (1.77)	2.029 (1.11)	1.303 (0.68)
<i>lnres</i>	0.371** (2.27)	0.207* (1.69)	0.326* (1.93)	0.0787 (0.61)	0.431** (2.40)	0.159 (1.02)
<i>lninfra</i>	0.763** (1.99)	0.718* (1.86)	0.568 (1.42)	0.297 (0.73)	0.683 (1.32)	0.0400 (0.08)
<i>policy</i>	0.138 (1.45)	0.167 (1.61)	0.213** (2.24)	0.311*** (2.96)	-0.217** (-2.13)	-0.106 (-0.94)
<i>lndis</i>	-0.894** (-2.08)		-1.438*** (-3.46)		-1.192** (-2.64)	
<i>dum</i>		0.427 (0.84)		0.536 (0.99)		0.280 (0.46)
<i>_cons</i>	10.61*** (2.67)	2.780 (1.42)	18.32*** (5.29)	6.307*** (3.25)	10.28** (2.14)	4.148 (0.90)
<i>N</i>	135	139	135	139	54	56
<i>F-statistics</i>	14.63	13.63	12.37	9.72	16.03	13.17
<i>adj. R²</i>	0.416	0.390	0.373	0.307	0.665	0.608

注：（1）*t* statistics in parentheses；（2）* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3. 单独采用市场化指数原始数据（1997-2007）进行的计量检验

也许有些读者会对我们构建的度量市场因素的指标本身存在疑惑，因此，有必要在这方面进行稳健性检验。由于樊纲等人构建的市场化指数使用比较广泛，因此我们的做法是单独采用樊纲等（2011）的原始数据重新进行上面的计量检验，包括基于静态面板模型的估计（27）、考虑地理因素后的估计（28-29）、采用Barro（2000）的方法进行的估计（30-31）。如果估计结果也能表明市场化指数是显著的，则可以充分表明市场因素的作用。估计结果如表7所示，可见，检验结果进一步支持了我们的观点。

表7 稳健性检验三：使用市场化指数原始数据的计量检验

	GDP增长率 (growth, 1997-2007)				
	静态面板	加入地理因素		Barro (2000)	
	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
	FE	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>market</i>	0.681*** (5.19)	0.781*** (7.41)	0.936*** (11.58)	1.074*** (4.99)	1.005*** (6.19)
<i>lnk</i>	2.663*** (4.41)	0.380 (1.58)	0.231 (1.05)	-0.062 (-0.14)	0.137 (0.34)

<i>lnh</i>	-5.885** (-2.59)	1.052 (1.00)	0.269 (0.26)	1.109 (0.57)	0.912 (0.46)
<i>lnres</i>	0.936*** (4.27)	0.660*** (7.16)	0.506*** (6.01)	0.696*** (3.81)	0.476*** (2.84)
<i>lninfra</i>	-0.382 (-0.94)	1.411*** (6.46)	1.031*** (4.63)	1.659*** (3.48)	1.068** (2.26)
<i>policy</i>	0.359** (2.15)	-0.183*** (-3.43)	-0.110* (-1.89)	-0.257** (-2.43)	-0.125 (-1.08)
<i>lndis</i>		-0.913*** (-3.41)		-0.666 (-1.29)	
<i>dum</i>			0.016 (0.05)		-0.087 (-0.14)
<i>_cons</i>	22.00*** (4.54)	8.309*** (2.94)	3.559 (1.46)	4.381 (0.85)	1.994 (0.43)
<i>N</i>	304	296	304	54	56
<i>F-statistics</i>	8.19	61.93	58.98	15.04	12.71
<i>adj. R²</i>	0.667	0.591	0.573	0.650	0.598
<i>Hausman</i>	33.89				

注：（1）*t* statistics in parentheses；（2）* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4. 基于更长时序的计量检验

下面我们将研究样本的时间序列扩展到 1952-2010 年，利用我国 1956-1978 年计划经济时期市场功能缺失的“天然”机会，构造虚拟变量模型，在控制物质资本、劳动等因素的条件下，通过计划与市场两种截然不同环境的对比，进一步检验市场的作用，以充分表明市场因素发挥的稳健性作用。新中国成立以来，根据资源配置方式的不同，可以把 1952—2010 年期间明显划分为三个阶段^①：1952—1956 年，市场经济加计划；1957—1978 年，单一计划经济；1979—2010 年，市场经济加计划。基于以上考虑，我们设定以下两个虚拟变量：一是虚拟变量 *dum1956*——建国初期，中国从不发达的市场经济或准市场经济向计划经济过渡，到 1956 年以完成三大改造为标志全面建立计划经济体制。因此，该虚拟变量 1952—1956 年期间取值为 1，其它年份取值为 0。二是虚拟变量 *dum1979*——1978 年 12 月召开的十一届三中全会，开启了中国改革开放的序幕，时至今日，计划经济在众多经济领域已基本退出历史舞台。因此，该虚拟变量 1979—2010 年取值为 1，其它年份取值为 0。在设置虚拟变量的基础上，设定以下模型用以检验市场发育对经济增长的贡献：

$$gr_{it} = c + \beta * dum1956 + \gamma * dum1979 + \theta * Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中，经济增长依旧采用 *growth* 与 *pgrowth* 两个指标进行衡量；系数 β 衡量 1952—1956 年期间的市场作用，系数 γ 衡量 1979—2010 年期间的市场作用；*Z* 为控制变量。当研究被追溯至 1952 年，可供使用的控制变量很少，只能尝试控制影响经济增长的最关键的变量——物质资本、劳动和地理因素。由于遗漏变量问题，不再考虑变量与经济增长间的内生性问题。采用 Pooled OLS 方法^②对模型参数进行估计，估计结果如表 8 所示，虚拟变量的估计系数 β 和 λ 均显著大于 0，表明市场的力量是显著的，市场在资源配置方面的效率要明显高于计划经济。但必须要说明的是，由于虚拟变量模型本身太粗糙，这种检验的作用

^① 其具体史学分析已明显超出本文研究范围，具体可参见赵德馨（2000）。

^② 在估计过程中，我们也曾尝试采用面板固定效应与随机效应模型，以控制不同地区的个体效应。但在实证检验过程中，用于检验个体效应的统计量均未通过显著性检验，因此我们采用 Pooled OLS 的结果。

有限。

表8 稳健性检验四：基于更长时序（1952-2010）的计量检验

	GDP增长率 (<i>growth</i>)		人均GDP增长率 (<i>pgrowth</i>)	
	(32)	(33)	(34)	(35)
<i>_1956</i>	5.755*** (5.86)	5.860*** (6.03)	5.101*** (5.36)	4.909*** (5.18)
<i>_1979</i>	2.346*** (3.20)	2.322*** (3.16)	3.100*** (4.35)	2.991*** (4.17)
<i>lnk</i>	0.901*** (3.59)	0.752*** (3.07)	0.937*** (3.71)	0.791*** (3.20)
<i>lnl</i>	0.036 (0.11)	0.321 (1.15)	0.530* (1.68)	0.784*** (2.86)
<i>lndis</i>	-0.831** (-2.04)		-0.745* (-1.88)	
<i>dum</i>		0.711 (1.49)		0.647 (1.39)
<i>_cons</i>	15.20*** (3.35)	6.941*** (3.69)	9.000** (2.04)	1.644 (0.90)
<i>N</i>	1437	1496	1408	1466
<i>F-statistics</i>	18.87	18.21	29.44	27.19
<i>adj. R²</i>	0.059	0.054	0.092	0.082

注：（1）*t* statistics in parentheses；（2）* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

五、总结

改革开放后，中国经济突飞猛进，堪称世界奇迹。在此过程中，一个显著特征是沿海地区比内陆地区经济发展更快。什么因素推动了中国沿海地区的崛起呢？我们认为，答案是市场因素。本文构建了互为补充的两种度量市场发育水平的指标——市场化指数和市场一体化指数，在控制了资本、自然资源、基础设施、优惠政策等其他因素的情况下，运用中国28个省份1985—2010年期间的面板数据检验市场因素在中国沿海地区的崛起中发挥的重要作用。特别地，为了使结果更加可信，除了文献中常用的静态面板方法外，我们还另外分别使用了2SLS方法和动态面板系统广义矩方法来控制变量的内生性问题，更精细的检验结果表明沿海地区的崛起既不是依靠物质资本，也不是依靠人力资本，更不是依靠自然资源、基础设施等，而是市场发挥的力量。值得一提的是，为了使本文结论更加可信，我们还进行了多种稳健性检验，包括考虑地理因素的计量检验、消除逆向因果关系的计量检验、单独采用市场化指数原始数据（1997-2007）进行的计量检验、基于更长时序的计量检验，这些检验依然表明市场因素在各种环境中都对沿海地区的崛起发挥了显著作用，充分表明了本文结论的稳健性。因此，在未来，我国应该继续坚持改革开放的基本国策，坚持市场化的方向不动摇，摒弃各种左倾思潮的侵扰，并大胆探索政治领域的体制改革，以进一步提高我国的市场发育水平，只有如此，才能推导我国经济持续健康稳定发展。

参考文献：

Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, vol.91, pp.1369 -1401.

- Bao S., Chang G. H., Sachs J. D., and Woo W. T., 2002, "Geographic Factors and China's Regional Development under Market Reforms, 1978-1998", *China Economic Review*, Vol.13 (1), pp.89-111.
- Barro, J.R., 2000, "Inequity and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, vol.5(1), pp.87-120.
- Barro, J.R., and X. Sala-i-Martin, 2004, *Economic Growth*(Second Edition), MIT press.
- Bloom, D. E., and J. D. Sachs, 1998, "Geography, Demography and Economic Growth in Africa", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.2, pp.207-273.
- Démurger S., J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, G. Chang, and A. Mellinger, 2002a, "Geography, Economic Policy, and Regional Development in China", *Asian Economic Papers*, vol. 1(1), pp.146-197.
- Démurger S., J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, and G. Chang, 2002b, "The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China's Regional Development: Being in the Right Place and Having the Right Incentives", *China Economic Review*, vol.13, pp.444-465.
- Diamond, J. M., 1997, *Guns, Germs and Steel: The Fate of Human Societies*, New York, NY: W.W. Norton&Co.
- Fan, C. S., and Xiaodong Wei, 2006, "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China", *Review of Economics and Statistics*, vol.88(4), pp.682-697.
- Fleisher, B. M., and Chen. J., 1997, "The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity and Regional Economic Policy in China", *Journal of Comparative Economics*, vol.25(2), pp.220-236.
- Gallup, J. L., J. D. Sachs, and A. D. Mellinger, 1999, "Geography and Economic Development", *International Regional Science Review*, vol.22(2), pp.179-232.
- Glaeser, E. L., R. L. Porta, F. L. de-Silanes, and A. Shleifer, 2004, "Do Institutions Cause Growth?", *Journal of Economic Growth*, vol.9, pp.271-303.
- Hall, R, and C. Jones, 1999, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, vol.114, pp.83-116.
- Lemoine, Françoise, 2000, "FDI and the Opening Up of China's Economy", Paris: Centre CEPPI Working Paper No. 00-11.
- Lucas, Robert E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol.22(1), pp.3-42.
- Machiavelli, Niccolò, 1519/1987, *Discourses on Livy*, New York, NY: Oxford University Press.
- Marshall, Alfred, 1890, *Principles of Economics*, London, UK: Macmillan.
- Montesquieu, Charles de Secondat, 1748/1989, *The Spirit of the Laws*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Myrdal, G., 1968, *Asian Drama: An Inquiry into the Poverty of Nations*, 3 volumes, New York, NY: Twentieth Century Fund.
- North, Douglass C., and Robert Paul Thomas, 1972, *The Rise of the Western World: A New Economic History*, New York: Cambridge University Press.
- Parsley, D. C. and Shan-Jin Wei, 2001, "Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach", NBER Working Paper 8468.
- Poncet, Sandra, 2003, "Measuring Chinese domestic and International Integration", *China Economic Review*, vol.14, pp.1-21.
- Romer, Paul M., 1986, "Increasing Return and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94(5), pp. 1002-1037.
- Romer, Paul M., 1990, "Endogenous Technological Changes", *Journal of Political Economy*, Vol. 98(5), part2, pp.71 -102.

Sachs&Warner, "Natural Resource Abundance and Economic Growth", 1995, NBER Working Paper No. 5398.

Sachs, J. D., 2000, "Notes on a New Sociology of Economic Development", in Lawrence E. H. and Samuel P. H., eds., *Culture Matters: How Values Shape Human Progress*, New York, NY: Basic Books.

Sachs, J. D., 2001, "Tropical Underdevelopment", NBER Working Paper No.8119.

Schaffer, Mark, 2007, "xtivreg2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/ HAC, LIML and k-class regression for panel data models", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>.

Shiue, C. H., and W. Keller, 2007, "Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution", *American Economic Review*, Vol.97(4), pp.1189-1216.

Studer, R., 2009, "Does Trade Explain Europe's Rise? Geography, Market Size and Economic Development", Economic History Working Papers 27877, London School of Economics and Political Science, Department of Economic History.

Young Allyn, 1928, "Increasing Returns and Economic Progress", *Economic Journal*, Vol.38, pp.527-542.

Young Alwyn, 2000, "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *NBRE working paper* 7856.

白重恩、杜颖娟、陶志刚、仝月婷, "地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势", 《经济研究》, 2004年第4期, 第29-40页。

陈敏、桂琦寒、陆铭和陈钊, "中国经济增长如何持续发挥规模效应?", 《经济学(季刊)》2007年第7卷第1期, 第125-150页。

陈钊、陆铭和金煜, "中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算", 《世界经济》2004年第12期, 第25-31页。

樊纲、王小鲁、张立文和朱恒鹏, "中国各地区市场化相对进程报告", 《经济研究》2003年第3期, 第9-18页。

樊纲、王小鲁和马光荣, "中国市场化进程对经济增长的贡献", 《经济研究》2011年第9期, 第4-16页。

范剑勇和林云, "产品同质性、投资的地方保护与国内产品市场一体化测度", 《经济研究》2011年第11期, 第48-59页。

高远东和花拥军, "异质性人力资本对经济增长作用的空间计量实证分析", 《经济科学》2012年第1期, 第39-50页。

桂琦寒、陈敏、陆铭和陈钊, "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》, 2006年第2期, 第20-30页。

贺小海和刘修岩, "银行业结构与经济增长:来自中国省级面板数据的证据", 《南方经济》2008年第10期, 第14-24页。

黄玖立和李坤望, "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。

李亚玲和汪戎, "人力资本分布结构与区域经济差距:一项基于中国各地区人力资本基尼系数的实证研究", 《管理世界》2006年第12期, 第42-49页。

林毅夫和孙希芳, "银行业结构与经济增长", 《经济研究》2008年第9期, 第31-45页。

刘瑞明和石磊, "国有企业的双重效率损失与经济增长", 《经济研究》2010年第1期, 第127-137页。

刘勇, "交通基础设施投资、区域经济增长及空间溢出作用", 《中国工业经济》2010年第12期, 第37-46页。

刘渝琳和刘明, "开放经济条件下政府的优惠投资政策与区域经济发展差异", 《世界经济研究》, 2011年第6期, 第3-9页。

刘生龙和胡鞍钢, "基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007", 《经济研究》, 2010年第3期, 第4-15页。

陆铭和陈钊,“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》2009年第3期,第42-52页。

庞瑞芝和李鹏,“中国新型工业化增长绩效的区域差异及动态演进”,《经济研究》2011年第11期,第36-47页。

沈坤荣和张成,“金融发展与中国经济增长:基于跨地区动态数据的实证研究”,《管理世界》2004年第7期,第15-21页。

盛斌和毛其淋,“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》2011年第11期,44-66页。

王小鲁和樊纲,“中国地区差距的变动趋势和影响因素”,《经济研究》2004年第1期,第33-44页。

王小鲁、樊纲和刘鹏,“中国经济增长方式转换和增长可持续性”,《经济研究》2009年第1期,第4-16页。

魏后凯,“外商直接投资对中国区域经济增长的影响”,《经济研究》2002年第4期,第19-26页。

吴延兵,“自主研发、技术引进与生产率:基于中国地区工业的实证研究”,《经济研究》2008年第8期,第51-64页。

徐康宁和王剑,“自然资源丰裕程度与经济发展水平关系的研究”,《经济研究》2006年第1期,第78-89页。

许政、陈钊和陆铭,“中国城市体系的‘中心-外围模式’”,《世界经济》2010年第7期,第144-166页。

徐现祥和李郇,“市场一体化与区域协调发展”,《经济研究》,2005年第12期,第57-67页。

徐现祥和李郇,“中国的省际贸易:1985-2007”,中山大学岭南学院工作论文。

亚当·斯密,1776,《国民财富的性质和原因的研究》,中译本,商务印书馆,1972年版。

姚先国和张海峰,“教育、人力资本与地区经济差异”,《经济研究》2008年第5期,第47-57页。

张晏和龚六堂,“分税制改革、财政分权与中国经济增长”,《经济学(季刊)》,2005年第5卷,第1期,第75-108页。

周业安、冯兴元和赵坚毅,“地方政府竞争与市场秩序的重构”,《中国社会科学》2004年第1期,第56-65页。

张军、吴桂英和张吉鹏,“中国省际物质资本存量估算:1952-2000”,《经济研究》2004年第10期,第35-44页。

张学良,“中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应”,《中国社会科学》2012年第3期,第60-77页。

赵德馨,“中国经济50年发展的路径、阶段与基本经验”,《中国经济史研究》,2000年第1期,第73-85页。

The Rise of China's Coastal Areas: Power of Market

Wei Qian^a, Wang An^b and Wang Jie^c

(a: The Center of Economic Research, Shandong University; b: Shandong Academy of Macroeconomic Research; c: Ping An International Financial Leasing Co., Ltd.)

Abstract: Since the reform and opening up, China has experienced rapid economic growth, which could be called “wonders of the world”. In this process, a significant feature was that the economic development of coastal areas was much faster than inland areas. What factors have led to the rise of China's coastal areas? By constructing two complementary indicators of marketization, we empirically investigate the importance of market development in the rise of China's coastal areas, under the control of capital, nature resources, infrastructure construction and preferential policies. The panel data of China's 28 provinces from 1985 to 2010 was used. Especially, to get a more credible result, we conducted a variety of robustness tests. Results showed us that market factors have played a crucial role in the rise in China's coastal areas.

Key Words: Rise of China's Coastal Areas; Economic Growth; Marketization Index; Index of Market Integration

JEL Classification: E650, O110, O530