

# 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

陈敏 桂琦寒 陆铭 陈钊\*

**摘要** 国内市场分割不利于发挥规模效应，不利于经济持续增长。在本文中，我们首先利用商品零售价格指数数据构造出度量地区间市场分割程度的指标，发现中国国内商品市场总体上处于趋向整合的状态。随后，我们将这个指标作为被解释变量，利用1985—2001年的省级面板数据分析了经济开放、国有企业就业比重、政府消费的相对规模、地区间的技术差异和地理距离对于市场分割程度的影响，并且将研究的重点放在了经济开放上。研究发现，在经济开放水平较低时，经济开放加剧了国内市场的分割，但进一步的经济开放能够促进国内市场一体化。而国有企业就业比重和政府消费的相对规模是加剧市场分割的因素。基于模型的预测表明，未来在一些省份国内商品市场分割有加剧的可能性。

**关键词** 区域经济，规模效应，经济开放，市场分割

### 一、导言

国内市场分割不利于发挥规模效应，不利于经济持续增长。相反，具有不同资源禀赋、技术专长的区域间的经济合作，能使各地发挥比较优势，互通技术，拓宽市场，形成规模效应，释放经济增长的潜力。在中国经济开放程度已经非常高的今天，她的经济增长是否可持续发挥规模效应将越来越多地决定于国内市场的整合程度。目前，中国国内市场一体化的进程受到财政分权所助长的地方保护与市场分割的妨碍，这不但扭曲经济运行机制，扰乱价格信号，不利于提高区域间资源配置的效率，也会影响到宏观经济政策的有效实施。因此明晰阻碍国内市场一体化进程的因素并提出治理对策，对促进经济持续增长具有非常强的现实意义，且对于区域和发展经济学也有很

\* 陈敏，美国纽约州立大学奥尔巴尼分校经济系博士候选人；E-mail: mc245149@albany.edu。桂琦寒，复旦大学经济学系和复旦大学就业与社会保障研究中心，200433；E-mail: guiwuhan@163.com。陆铭，复旦大学经济学系、就业与社会保障研究中心和中国社会主义市场经济研究中心，200433；电话：(021) 55665303；E-mail: minglu73@263.net。陈钊，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，200433；电话：(021) 65643054；E-mail: zhaochen@fudan.edu.cn。此研究得到了国家社会科学基金项目(项目批准号：07BJL051)、教育部给予全国优秀博士论文作者支持项目以及复旦大学“985工程中国经济国际竞争力创新基地”的资助。

高的理论价值。

本文大致梳理了建国以来国内区域经济发展策略的演变及国内市场一体化的进程,从理论上分析了导致市场分割和促进市场整合的因素,并利用中国省级面板数据检验了我们的理论分析,其中,我们将重点分析经济开放对国内市场分割的影响。之所以将焦点集中在经济开放的影响,一方面是因为经济开放是中国经济改革的根本举措,使中国直接参与国际分工,分享全球规模经济的效益;另一方面,对外开放是推动中国经济非国有化和政府放松管制的重要力量,可能间接对国内市场一体化进程产生影响。或者说,我们关心的是,当中国经济与全球经济一体化时,中国国内经济是否也处于一体化的趋势之中?国内外市场上的规模效应是相互促进,还是此消彼长?是否可以通过对外开放促进国内市场一体化,进一步发掘中国经济增长的潜力?在实证研究的基础上,我们将模拟中国国内市场一体化在不同的参数值下可能的发展趋势。

现有的关注影响国内市场整合程度的因素的实证研究(例如:Poncet, 2005;白重恩等,2004;平新乔,2004;林毅夫和刘培林,2004)在市场分割程度的度量、解释变量的选取和定义以及计量模型的构建等方面均存在着有待改进之处。相比之下,本文的贡献主要体现在三个方面:第一,本文首次利用国内商品零售价格指数构造出度量中国地区间市场分割程度的指标;第二,本文综合地考虑了经济开放、国有企业就业比重、政府消费的相对规模、不同地区的技术差异和地理距离等各方面因素对于市场分割的影响,并将重点放在了对经济开放因素的分析上;第三,我们的实证研究尽可能地考虑了现有回归方程中可能存在的联立内生性及遗漏解释变量所带来的估计偏误。

本文的结构是这样安排的:第二部分首先回顾中国建国以来的区域经济发展历程,并利用两地间商品相对价格波动的规律构造了市场分割程度的指标,刻画了中国商品市场一体化进程。第三部分基于相关文献,从理论上讨论了经济开放等因素对于市场分割程度产生影响的多种机制,为实证模型提供了理论基础;第四部分是实证分析和简单的模拟预测;第五部分及最后是全文的总结以及相应的政策含义。

## 二、区域经济发展和国内市场一体化的进程

中国的区域经济发展经历了曲折的过程,到目前为止,仍然受市场本身的发育和来自政府的干预等多种力量的影响,其中,地方保护主义和市场分割是影响区域经济发展格局的重要力量(陆铭和陈钊,2006)。在既有的研究中,对于中国的国内市场一体化进程仍然存在着很多争论。

### （一）宏观政策与区域经济发展

实际上，如何协调各地区之间的经济关系，发挥规模效应，一直是中国经济政策的核心。自建国以来，中国的区域发展策略经历了不断演化的过程。

1949年中华人民共和国成立以前，地理和自然条件在中国区域经济的发展中起决定性作用，加上历史的原因，工业主要是在东南沿海地区和东北、华北的一些工业中心城市发展的，而上海的工业地位则远远超过了其他工业中心（陆铭和陈钊，2006）。建国后，前五个“五年计划”时期（1953—1980年）政府关于区域经济发展的指导思想主要是缩小地区间的差距，以及出于军事上的需要而平衡地区间的发展，因此投资的重点在工业落后的内陆地区。经济上的原因也很重要，由于能源和原材料主要集中在内陆地区，在交通尚不发达时，在内陆地区发展工业可能节省交通运输成本。结果事与愿违，尽管1953—1980年在内陆地区的投资约占60%，大量的资本投入却并没有带来高速发展。1983年底中西部省份的工业生产总值仅占全国的40%（Yang, 1990），中西部地区的经济发展水平落后于东部沿海地区的局面没有根本改观（林毅夫和刘培林，2004）。不过，由于沿海地区良好的地理条件、工业基础和人力资本的优势得不到充分发挥，地区间工业发展的差距在改革以前确实得到了一定的缓解（陆铭和陈钊，2006）。这一时期，由于中央集权管理，地区之间没有刻意的贸易壁垒和市场分割，但是区域经济的平均发展是以牺牲经济效率为代价的。同时，在这段时间，中国实行自给自足的发展策略，几乎没有外资投资和外来的竞争压力。

改革开放以后，区域发展策略以效率为先，强调发挥各地的比较优势，鼓励技术创新，希望东部沿海地区的优先发展会带动全国的经济增长。一方面，东部沿海地区在对外开放方面获得了有利于工业发展的政策支持，市场的力量使全国经济均显著增长，但东部地区增长速度更快，区域间的地理、自然条件和政策差异进一步转化成了经济发展和收入的差异（万广华等，2005；Wan *et al.*, 2007）。另一方面，改革实施了财政分权体制，地方政府获得了发展地方经济和通过分割市场保护或扶持当地弱势产业的双重激励，这支逆市场的力量影响省际和省内的资源配置效率以及经济的发展（陆铭和陈钊，2006）。但从长远来看，市场力量的成长将打破区域间市场分割的力量，从我们随后构造的市场分割指标看，国内市场总体上呈现一体化的趋势。

### （二）中国国内市场一体化趋势

事实上，关于中国国内市场一体化的趋势近年来一直是实证研究争论的焦点。相关研究的难点是对市场整合（或分割）程度的度量，在现有文献中所使用的“生产法”（Young, 2000）、“贸易法”（Naughton, 1999；Poncet, 2002, 2003b）和“专业化指数法”（白重恩等，2004）都有其内在的缺陷

(具体比较见桂琦寒等, 2005)。事实上, 用价格指数构造指标衡量市场整合更为直接。我们沿袭 Parsley and Wei (1996, 2001a, 2001b) 的方法, 以商品市场上的相对价格的方差  $\text{Var}(P_i/P_j)$  变动为观察对象。我们发现, 中国国内的商品市场整合程度在提高, 这一发现与 Naughton (1999)、许心鹏 (Xu, 2002)、白重恩等 (2004) 的结论一致。我们的研究不仅提供了中国国内市场一体化趋势的新的证据, 并且构成了对 Young (2000) 和 Poncet (2002, 2003b) 有关中国国内市场分割正在加剧的观点的有力反驳。

### 1. 数据与市场分割程度指标的构造

借助地区间的相对价格信息来分析市场整合程度, 其思想来源于“冰川成本”模型 (Samuelson, 1954), 该理论是对“两地一价” (Law of One Price) 理论的一个修正。因为存在路耗等形式的交易成本, 商品价值在贸易过程中将像冰川一样融化掉一部分, 所以即使完全套利, 两地价格仍然不会绝对相等, 相对价格会在一定的区间内波动: 以  $i, j$  两地为例, 假定某种商品的售价在  $i$  地为  $P_i$ ,  $j$  地为  $P_j$ , 交易成本 (商品在两地间交易所形成的各种商品损耗) 可以表示为每单位价格的一个比例  $c(0 < c < 1)$ 。此时, 只有当条件  $P_i(1-c) > P_j$ , 或者  $P_j(1-c) > P_i$  满足时, 套利行为才可行, 两地会进行此商品的贸易。当上述条件不成立时, 商品的相对价格  $P_i/P_j$  将在无套利区间  $[1-c, 1/(1-c)]$  内波动。广义上的交易成本泛指各种致使商品在贸易中发生损耗的因素, 既包括自然地理的阻隔, 又包括制度性障碍。运输成本的减少、制度性壁垒的削弱均意味着交易成本的下降与市场整合程度的提高, 此时相对价格波动的范围也会随之收窄。

采用相对价格指数的分析方法, 需要 3 维 ( $t \times m \times k$ ) 的面板数据。其中,  $t$  为时间,  $m$  为地区,  $k$  为商品。我们的原始数据是历年《中国统计年鉴》中的分地区商品零售价格指数, 涵盖了 1985—2001 年 17 年全国 28 个省、自治区和直辖市 9 类商品, 具备了时间、地点与商品种类 3 个维度 ( $17 \times 28 \times 9$ )。我们的数据筛选原则如下: (1) 以 1985 年作为数据集的起始年份。从平衡数据的角度看, 1985 年以前的统计年鉴没有给出商品零售价格指数的分省数据; 从历史角度看, 1985 年是十二届三中全会后, 国家开始实行价格改革的首年, 自此以后, 经济活动主体的理性决策在价格形成中的作用越来越大, 可以认为价格运动在总体上越来越顺应市场经济规律。(2) 剔除了海南、重庆和西藏的数据。这些地区的数据时序较短<sup>1</sup>, 故未采用。(3) 在商品种类的取舍上, 我们将 1985 年未纳入统计范围的商品略去, 只选取了 9 类从 1985 年起连续统计的商品, 包括了粮食、鲜菜、饮料烟酒、服装鞋帽、中西药品、书报杂

<sup>1</sup> 海南、重庆和西藏的数据分别始于 1988 年、1997 年、1999 年。1987 年前广东的统计中包含了海南。1997 年前四川的统计口径包含了重庆。

志、文化体育用品、日用品以及燃料。(4) 由于 1987 年以后商品种类划分的变化,造成了数据的不连续性,为了尽可能地获得更多的数据,1985 年和 1986 年饮料烟酒数据以烟酒茶数据代替,服装鞋帽以衣着类代替,中西药品以药及医疗用品类代替,文化体育用品以文化娱乐用品代替。

我们利用《中国统计年鉴》中的分地区商品零售价格指数,可以构造 17 年(1985—2001 年)来 61 对接壤省(市)的相对价格方差  $\text{Var}(P'_i/P'_j)$ , 方差数据一共是 1037 个( $=17 \times 61$ )。<sup>2</sup> 方差  $\text{Var}(P'_i/P'_j)$  在每一个省级单位构成了时序数据,便于我们直接观察方差随时间推进的演变情况,从而利用时间序列的自身运动规律检验市场的整合程度的变化趋势。Parsley 和 Wei 的这一方法还有另外一个优点,即综合了可利用的不同商品的价格信息,形成了对商品市场整合程度的总体评价。

我们把计算相对价格方差的总体范围限定在相邻省份,这是因为我们易于利用邻省的市场分割程度的指标进一步计算出每一个省级单位的市场分割程度的指标(具体见下一节)。同时,我们认为,如果在国内的省际贸易中,一个省份对相邻地区设置壁垒,那也自然会对距离更远的省份设置壁垒,相反,如果市场整合程度在提高,那么这一趋势也将首先出现在相邻地区之间。当然,这是一个没有被本文研究检验的命题。

我们所采用的相对价格为绝对值  $|\Delta Q_{ijt}^k|$ , 其中,  $\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)$ , 其中,  $k$  表示第  $k$  种商品。<sup>3</sup> 之所以对价格比的对数值再进行一阶差分,是因为我们可获得的原始数据是商品零售价格的环比指数,差分形式使得我们能够利用环比价格指数来构造反映市场一体化进程的指标。由(1)式可知,通过直接转换,商品零售价格的环比指数  $P_{it}^k/P_{it-1}^k$  和  $P_{jt}^k/P_{jt-1}^k$  可以直接表示出  $\Delta Q_{ijt}^k$ 。

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k) = \ln(P_{it}^k/P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k/P_{jt-1}^k). \quad (1)$$

此外,如果将市场分割的状态视作冰川成本  $c$  极大的特殊情况,此时相对价格  $Q_{ijt}^k$  终会收敛,而  $\Delta Q_{ijt}^k$  自然也收敛,所以  $Q_{ijt}^k$  与  $\Delta Q_{ijt}^k$  在数据特征上是等效的。对相对价格取绝对值的原因是,取对数形式后  $i$  地与  $j$  地价格的分子分母位置调换将引起  $\Delta Q_{ijt}^k$  的符号反向变化,亦即  $\Delta Q_{ijt}^k = -\Delta Q_{jit}^k$ , 此时,置放顺序将影响到  $\text{Var}(\Delta Q_{ijt}^k)$  的大小,而统一取绝对值就能够避免这一问题。回

<sup>2</sup> 本文的审稿人指出,价格在不同地区的差异有可能是企业采取的价格歧视策略引起的。我们认为,这与本文对于市场分割的分析并不矛盾。价格歧视策略的存在必须以市场可分割为前提,地区间价格歧视策略则必须以地区间市场分割为前提,而我们的研究想讨论的就是什么因素引起了地区间市场分割,为包括企业的价格歧视在内的地区间价格差异创造了条件。

<sup>3</sup> “冰川成本”模型的实证研究一般将相对价格写作三种形式,另外两种为:(1)直接取两地的价格比  $P_{it}^k/P_{jt}^k$ 。(2)取价格比的自然对数,记作  $Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k)$ ,应用对数形式的主要好处是自变量的系数不会随因变量测度单位的变化而改变,此外,因变量取对数后异方差和偏态性也会有所缓和(Wooldridge, 2003)。关于相对价格的三种形式,见 Parsley and Wei(1996, 2001a, 2001b)。

顾“冰川成本”理论,无套利区间 $[1-c, 1/(1-c)]$ 的对数形式 $[\ln(1-c), -\ln(1-c)]$ 是对称的,这就意味着绝对值相等、方向相反的 $\Delta Q^k$ ,其实揭示了同等价格波动幅度,只不过两者的套利方向相反。

根据我们的样本,9类商品61对相邻省市17年的数据可得出9333个( $=9 \times 61 \times 17$ )差分形式的相对价格指标 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。为了更准确地度量特定市场的整合程度,我们还需要剔除 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 中由商品异质性导致的不可加效应。举例来说,某一时期 $i, j$ 两地的粮食市场发生的价格变动可以分解为两个部分:第一部分变动仅与粮食商品自身的某些特性有关,例如,粮食的供给比较容易受到自然条件的影响,因而波动较大;第二部分与商品无关,而与 $i, j$ 两地特殊的市场环境或者其他随机因素相关(比如, $i$ 地受灾后粮价大幅上涨,或是贸易壁垒加强)。没有消去第一类因素对 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 的影响即与其他商品的相对价格加总求方差,计算值可能会高估由贸易壁垒形成的实际方差值。去均值(de-mean)的方法可以消除与这种特定商品种类相联系的固定效应 $a^k$ (fixed-effects)带来的系统偏误(Parsley and Wei, 2001a, 2001b)。具体做法是:设 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 由 $a^k$ 与 $\epsilon_{ijt}^k$ 两项组成, $a^k$ 仅与商品种类 $k$ 相关, $\epsilon_{ijt}^k$ 与 $i, j$ 两地特殊的市场环境相关。要消去 $a^k$ 项,应对给定年份 $t$ 、给定商品种类 $k$ 的 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 在61组相邻省之间求平均值 $\overline{|\Delta Q_{it}^k|}$ ,再分别用这61个 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 减去该均值。以去均值的方法得到 $|\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{it}^k|} = (a^k - \overline{a^k}) + (\epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k})$ ,令 $q_{ijt}^k = \epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k} = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{it}^k|}$ <sup>4</sup>。最终用以计算方差的相对价格变动部分是 $q_{ijt}^k$ ,记其方差为 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$ 。在这里 $q_{ijt}^k$ 仅与地区间市场分割因素和一些随机因素相关。我们共得到1037( $=61 \times 17$ )个观测值。

$\text{Var}(q_{ijt}^k)$ 的含义是什么呢?对于每一个观察单位的每一年都需要有一个度量市场整合程度的指标。我们需要度量的是一个由交易成本 $c$ 导致的价格波动范围指标,其经济学含义是套利区间,根据冰川模型,这个套利区间越大,市场分割程度就越大。如果我们没有 $k$ 种商品,而只有一个总的价格指数,那么,我们就没有办法在一个时点上看到相对价格的波动范围。那么,怎样才能获得在一个特定时点上的价格波动范围的度量呢?我们可以利用的信息就是 $k$ 种商品的价格指数信息。注意,对于一个特定的商品 $k$ 而言,它的 $q_{ijt}^k$ 已经不包括与它自己的特征有关的信息,而只包括了与市场分割程度有关的信息,而其方差则反映了由市场分割因素所导致的套利区间的大小。

## 2. 中国国内商品市场整合趋势

运用本文得到的中国国内商品市场整合指标,我们可以描述各省、各地区和全国的市场一体化进程。首先,我们按年将各邻省的指标分别进行平均,

<sup>4</sup> Parsley and Wei(2001a,2001b)去除固定效应的方法是对 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 做OLS回归,回归方程为 $|\Delta Q_{ijt}^k| = \beta \overline{|\Delta Q_{it}^k|} + \epsilon$ ,残差值为 $q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - \beta \overline{|\Delta Q_{it}^k|}$ 是未被 $|\Delta Q_{it}^k|$ 解释的部分,这种方法与去均值法是等效的。

可以得到 17 年间全国的综合指数的时间序列（见图 1）。我们发现 1985—2001 年这段观测时期内，全国相对价格的振动经历了一个先放大后收窄的过程。据此，我们判断，改革开放以来，中国的地区间商品市场分割并非如 Young（2000）和 Poncet（2002）所揭示的那样愈演愈烈，而是呈现出日渐整合的趋势。

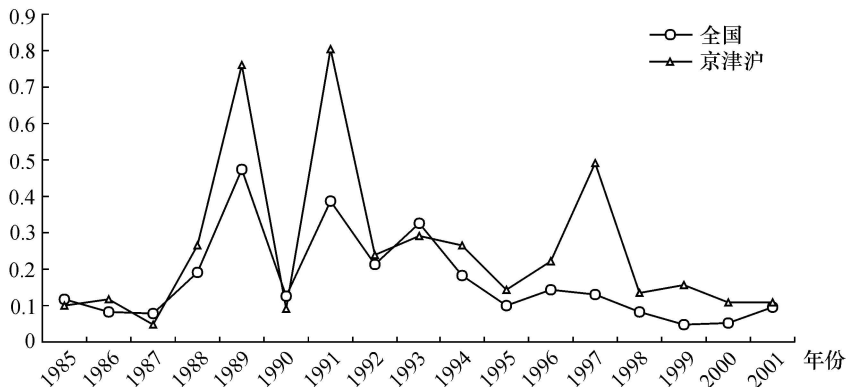


图 1 国内商品市场分割程度 (1985—2001 年)

本文的研究目的是揭示经济开放和其他因素如何通过影响各省地方政府的行为而形成的对市场整合的作用。因此，我们将 61 对相邻省间的指数按省合并，例如，上海的市场分割指数就是上海和江苏之间、上海和浙江之间的市场分割指数的均值，其他各省市的市场分割指数也是这样计算的，由此，我们共得到  $476 (= 28 \times 17)$  个观测值，分别显示了 28 个省在 17 年间的市场分割程度的变化。更为确切地说，每一个省的市场分割指数表示的实际上是这个省与所有邻省的市场整合程度。分别观察各省的市场分割指数（见图 2），我们发现，个别省份如四川（23）和贵州（24）变化趋势从图形上看并不显著，各省的相对价格指数绝对水平或者变化幅度各异，但总体而言，大致同全国的变化趋势相同，大多数省的市场分割指数随着时间的推进趋于下降。

此外，我们将各省的市场分割指标按省平均后，发现各省的市场分割程度存在显著的差异（见表 1）。值得注意的是京津沪地区，就整个 17 年的平均水平看来，北京、天津两直辖市的市場分割指标高居第一、第二，上海排在第四。我们认为，这很可能是因为直辖市的特殊身份，使这些地区所实施的政策不同于其他省份，或者是因为这些直辖市经济较发达，而且面积相对较小，便于直接实施政府干预，因此，在改革开放中，其市场整合的进程相对较慢。结合 1985 年和 2001 年的市场分割指标进行纵向比较，我们发现，各省的市场分割指标排名大都经历了显著的变化。

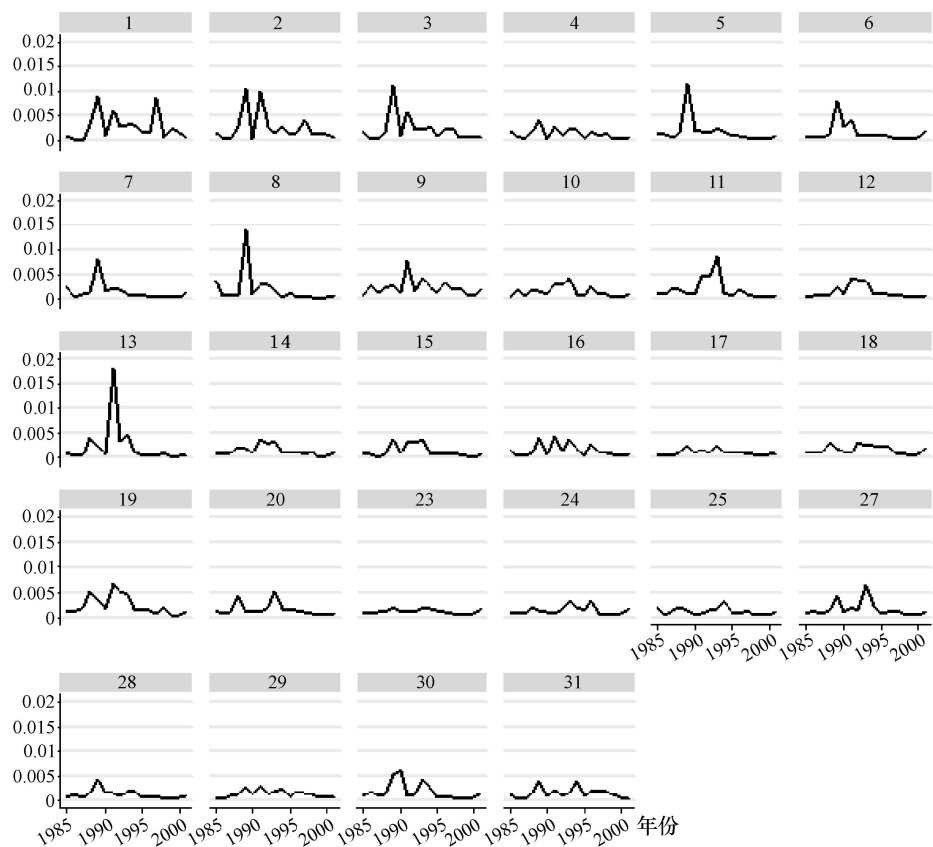


图2 各省市场分割程度(1985—2001)

注:(1)为使图形易于观察,且与计量分析中的数值保持一致,图中的市场分割程度指数已放大了100倍。(2)北京=1,天津=2,河北=3,山西=4,内蒙古=5,辽宁=6,吉林=7,黑龙江=8,上海=9,江苏=10,浙江=11,安徽=12,福建=13,江西=14,山东=15,河南=16,湖北=17,湖南=18,广东=19,广西=20,海南=21,四川=23,贵州=24,云南=25,陕西=27,甘肃=28,青海=29,宁夏=30,新疆=31,下同。

表1 各省市场分割程度指标的排序

省份	17年间的平均值	排序	1985	排序	2001	排序
北京	0.273	1	0.099	14	0.057	22
天津	0.260	2	0.152	7	0.078	14
福建	0.240	3	0.102	13	0.051	25
上海	0.233	4	0.05	26	0.195	1
广东	0.233	5	0.135	9	0.091	11
河北	0.217	6	0.164	6	0.046	27
浙江	0.197	7	0.092	16	0.074	17
黑龙江	0.194	8	0.393	1	0.068	20
内蒙古	0.175	9	0.117	10	0.108	8
宁夏	0.166	10	0.074	21	0.141	6



(续表)

省份	17 年间的平均值	排序	1985	排序	2001	排序
湖南	0.166	11	0.087	17	0.191	2
陕西	0.164	12	0.076	19	0.104	10
河南	0.157	13	0.182	4	0.072	19
辽宁	0.153	14	0.081	18	0.169	4
广西	0.152	15	0.142	8	0.074	16
江西	0.148	16	0.113	11	0.089	12
江苏	0.147	17	0.038	27	0.087	13
新疆	0.143	18	0.092	15	0.033	28
吉林	0.142	19	0.244	2	0.124	7
安徽	0.141	20	0.035	28	0.055	23
贵州	0.137	21	0.108	12	0.185	3
山西	0.134	22	0.174	5	0.049	26
山东	0.131	23	0.075	20	0.052	24
青海	0.124	24	0.063	23	0.064	21
云南	0.115	25	0.206	3	0.105	9
甘肃	0.113	26	0.056	25	0.074	18
四川	0.109	27	0.067	22	0.169	5
湖北	0.106	28	0.059	24	0.076	15

### 三、影响国内市场分割的因素：我们还需要知道什么？

要回答如何利用区域经济中的规模效应维持经济增长，我们首先需要找出影响着中国国内的市场一体化进程的因素？已有的实证研究对此提供了有价值的信息，但同时也留下了一些疑点，本文在现有文献基础上作了相应的改进。

#### (一) 对已有研究的评论

白重恩等 (2004) 分析了中国国内地区专业化 (Hoover 地方化系数) 的决定因素，他们将 Hoover 地方化系数作为被解释变量，验证了地方保护、规模经济以及产业集群效应对专业化程度的影响。对于地方保护这一因素，他们作了两个假设，即：(1) 地方政府倾向于保护在过去取得高利润和高税收的行业；(2) 地方政府倾向于保护国有企业所占比重高的行业。在这两个假设的基础上，他们的估计结果表明，行业利税率、国有企业的产出比重同地区专业化程度之间有显著的负相关关系，因此，他们认为地方保护主义是导致市场分割的原因。但是，专业化程度与市场整合程度并无必然和直接的正相关关系。在理论上，存在着一些机制使得专业化程度在市场整合程度不变或恶化的条件下可能得以提高。例如，当经济开放程度提高的时候，各地均融入了国际市场，并按各自不同的比较优势来调整其产业结构，这时，地区间的

专业化程度根本不能反映市场整合程度。再如,在计划经济年代,中国各个地区均形成了相对完整的工业体系,价格机制并没有在当时的地区间产业布局中起到调整作用,而改革以后各地的产业结构调整可能在相当大的程度上都只是对市场化的价格体系的合理反映,而并不反映地区间市场整合程度的变化。

Poncet (2005) 的实证研究着眼于解释“边界效应”。在她的研究中,首先利用重力等式(Head and Mayer, 2000)从1992年和1997年省际、省内贸易量比重中分解出“边界效应”,并以此作为国内市场整合的指标。她认为,省际“边界效应”受地方政府内生的贸易政策的影响,地方保护政策是政策供给方(政府和官员)和政策需求方(各个利益阶层)的合力的结果,地方保护政策具有加剧市场分割的作用。在实证研究中,Poncet将财政预算占GDP比重及政府消费(作为供给方因素)和失业率(作为需求方因素)等解释变量纳入了回归方程。估计结果显示,失业率和政府对市场的干预均加剧市场分割。Poncet (2005)所采用的“贸易流”法估算出来的“边界效应”指标很难剔除要素禀赋、规模经济等因素变化对贸易流量变化的影响,当要素禀赋差异非常小和规模经济效应非常弱的时候,“边界效应”就可能成为噪声非常大的指标。而且当两地间的商品具有高度替代弹性时,极小的价格变化会引起贸易流的显著变化(Parsley and Wei, 2001a, 2001b),但这些变化并不是市场整合程度的变动引起的,因此“边界效应”也不是可信的市场整合程度指标。

两篇论文均侧重于讨论地方保护的作用,但是,地方保护是难以直接度量的。白重恩等人(2004)认为地方政府能够通过建立跨地区竞争壁垒获得利益,因此地方政府将倾向于保护国有企业和高利税率的企业,于是他们用国有企业和高利税率的企业的比重来衡量地方保护的力度。但是,从理论上来说,政府的保护对象也可能是那些利税率低下的企业(林毅夫和刘培林, 2004),因此,用利税率的高低来度量地方保护的力度似乎很难说服人。<sup>5</sup>Poncet (2005)则依据地方政府追逐经济效益最大化,寻求经济社会稳定的目标,从对地方保护的需求和供给两个方面来分析就业压力(失业率)、地方政府自治力(财政支出)和政府消费对市场整合的影响,但是这些指标同样不能度量地方保护。其中,特别值得商榷的是失业率指标,一方面,很多文献都指出中国的失业率统计大大低估了中国的实际失业率(如陆铭, 2007; 王德文等, 2004; 蔡昉等, 2004; 薛进军和魏众, 2004);另一方面,从政府保护的动机来看,我们的观察是,政府所考虑的就业目标是通过保护国有企

<sup>5</sup> 从理论上来说,高利税率可能更是保护的结果而不是原因,因此白重恩等人(2004)通过将利税率指标滞后来减轻这种内生性问题。

业，从而保护那些还未进入劳动力市场的潜在失业者，而主要不是劳动力市场上已经失业的人群。因此，国有企业的就业比重可能能够更为准确地度量一个地区的就业压力。

此外，平新乔(2004)运用联立方程模型尝试验证政府实施地方保护与市场分割的动机。该文假定，地方政府对本地经济的保护主要借助于产权上的垄断或控制，若地方政府在产权上实施国有资本垄断，则那些具有较高边际劳动生产率的产业会为之带来巨大的收益。计量分析结果显示，地方政府的国有资本控制权与对应产业的边际劳动生产率显著正相关，这就意味着，政府实行市场分割有着极强的物质利益驱动。林毅夫和刘培林(2004)对平新乔一文的质疑是，国有企业本身正是地方保护与市场分割的原因，而很难说是地方保护与市场分割的手段和出发点。事实上，平新乔(2004)的论文并没有考察地区间市场分割程度的影响因素。林毅夫和刘培林(2004)的看法是，中国目前的地方保护和市场分割，在一定程度上可以说是改革开放前的赶超战略的后果。在计划体制下，中央政府曾保护实施赶超战略的企业免于国际竞争的影响，在改革后的分权体制下，这种保护则演变为各省保护当地企业免于国际和国内其他省份竞争的行为。为了验证在赶超特征越强的省份地方保护和市场分割就越严重的假说，他们用樊纲和王小鲁(2001)估算的商品市场发育程度和要素市场发育程度指标综合成了一个市场一体化指标，并用这个指标作为因变量，用度量发展战略特征的技术选择指数(TCI)作为解释变量，进行了简单的最小二乘估计，发现TCI越高的省份，其市场一体化指数越低。但是，林毅夫和刘培林(2004)所采用的市场一体化指标是难以令人信服的，我们且不对樊纲和王小鲁(2001)提供的有关商品市场发育程度和要素市场发育程度指标作评论，即使这两个指标是可信的，它们的变化也并不一定反映市场一体化程度的变化。从理论上来说，商品市场发育程度和要素市场发育程度的提高完全可能是在市场一体化程度不变甚至恶化的条件下，在一个地区内部实现的。因此，即使中国各地内部的商品市场发育程度和要素市场发育程度可能都在提高，也没有任何理由说各地与其他地区之间的市场一体化程度也一定在提高。

除去关于市场分割的度量问题，现有文献的通病是，没有充分重视经济开放对国内市场整合程度的影响。<sup>6</sup>事实上，整个中国经济改革的过程就是中国经济重新融入全球经济的过程，在这一过程中，国内市场的贸易流向、地方政府和企业的行为、人们的观念等都发生了非常重大的变化，因此，经济开放通过不同的渠道都会对国内市场的一体化进程产生深刻的影响。不仅如

<sup>6</sup> Poncet(2005)认为对外贸易不会显著影响国内省内与省际贸易比重，但她更早的研究中认为对外贸易的增加是导致国内贸易比重下降的原因(Poncet, 2003b)。

此,在白重恩等(2004)和 Poncet (2005)的研究中被加以控制的解释变量,特别是国有企业的比重和政府消费的比重均与经济的开放有关<sup>7</sup>,甚至可以说,经济开放是导致经济的国有化程度下降和政府逐渐退出经济活动的重要推动因素,因此,当经济开放被作为未观察因素放在残差项里的时候,就可能引起估计结果的遗漏变量偏误。<sup>8</sup>

## (二) 国内市场分割的决定因素: 一个综合的理论分析

基于对区域经济发展的回顾和现有文献的总结,我们把影响中国市场一体化进程的因素划分为三组,首先是我们最感兴趣的对外开放;其次是可能影响地方政府行为的需要控制的因素,原因是在财政分权的体制下,地方政府获得了通过市场分割来保护本地利益的动机;最后是一些需要控制的地理和政策因素(陆铭和陈钊,2006)。

首先我们来讨论经济开放对于市场分割的影响。从理论上来说,经济开放对国内市场一体化的作用机制非常复杂,在不同的作用机制下,经济开放对于国内市场一体化的作用可能是正的,也可能是负的。一方面,在经济开放水平较低的时候,对外贸易的关税壁垒较高,地方政府能够在相对封闭的经济中实行其分割市场政策,此时国际贸易活动的扩大可能“挤出”国内省际贸易(Poncet, 2002, 2003b)。而随着开放水平的提高,特别是整体关税水平的降低,地方政府将面临一个竞争性越来越强的市场环境,在国内采取分割市场和地方保护主义政策的成本也越来越高昂,最终促使地方政府逐渐减少分割市场的活动(Li, *et al.*, 2003)。经济开放除了改变地方政府的决策环境以外,还能够通过改变企业行为与人们的观念促进市场一体化。当经济开放程度提高的时候,各种外商投资的准入门槛降低,企业的形式变得多样化,大量非国有企业在市场活动中的作用日益重要,削弱了政府的非市场行为的有效性。同时,外资的进入也形成了大量跨区域的合资、合营企业集团,这也促使地方政府之间加强区域经济的合作。此外,经济开放还使人们的观念发生了不可逆转的变化,公众对于政府的角色有了重新认识,这也可能加速政府职能的转变,促进市场一体化的进程。因此,我们推断,经济开放对于市场一体化进程的影响是非线性的。当经济开放程度较低时,经济开放将可能加剧国内市场分割,而当经济开放程度进一步提高的时候,经济开放促进市场一体化的作用将更为强烈,从而在总体上显示出经济开放有利于国内市

<sup>7</sup> 在我们的数据中,经济开放与国有企业比重和政府消费比重负相关。

<sup>8</sup> 此外,这两篇论文对估计中可能存在的联立性偏误也未加以充分考虑。实际上,在此类研究中,体现政府政策的解释变量均在不同程度上与作为被解释变量的市场整合程度可能存在相互的影响。对于估计中可能存在的联立性偏误,一种比较简单的处理办法就是将解释变量作滞后处理。白重恩等(2004)在其估计中仅对行业利税率作了滞后,而 Poncet(2005)仅将失业率和政府消费作了滞后处理。

场的一体化，也就是说在国际市场的规模效应同样促进国内生产规模效应的形成，对此，我们将在实证研究中再加以验证。

在讨论经济开放对于市场一体化进程的影响的时候，我们已经涉及了地方政府的决策的变化，事实上除了经济开放程度外，还有其他因素也会影响政府的决策。中国地方政府的目标可以简单地概括为两个方面，一是最大化当地居民的利益，二是最大化政府自身的利益。从自身利益来看，地方政府可能出于财政收入最大化的目标而采取市场分割的政策。从当地居民的社会公众利益来看，政府可能会考虑当地的就业压力和战略性新兴产业的发展，因此，我们在后文的实证研究中考虑以下因素对于市场分割的影响：

(1) 地方政府对经济活动的参与程度。中国的财政体制安排是高度分权的，这种体制安排实际上在计划经济体制时期就已经初步建立。1978年后，下放财权和税收权、投融资权与企业管辖权为核心内容的财政分权，进一步加强了地方政府干预经济活动的权力。在财政分权体制下，地方政府有激励直接参与本地区经济活动。我们推断，相对于地方的经济活动总量来说，政府的财政收支比重越大，地方政府越是有激励通过分割市场来对本地企业进行支持与保护。

(2) 经济的国有化程度。在中国的经济转型过程中，就业目标是地方政府所要考虑的最为重要的公众利益。而就业的压力直接与地方经济的国有化程度有关，因为在中国传统的就业体制下，大量的城市隐性失业就集中在国有部门（袁志刚和陆铭，1998）。特别是 20 世纪 90 年代以来，资金来源不足而导致的非劳动投入短缺的增加，以及产品市场竞争的加强、需求的下降、非国有企业工资增长压力下的工资上升和就业下调的粘性约束导致了国有企业冗员数量的上升（董晓媛等，2002），于是，我们推断，一个地方以就业比重来度量的经济国有化程度越高，这个地方的就业压力越大，地方政府分割市场的激励越强。值得一提的是，经济国有化程度与市场分割程度之间的关系也可能是因为地方政府对国有资本的控制力度更强（平新乔，2003），或者地方政府有更多特殊的方法从国有企业捞到好处（白重恩等，2004）。

(3) 不同地区之间的技术差距。陆铭、陈钊和严翼（2004）认为，用地方政府的财政目标和就业目标并不能完整地解释地区之间的市场分割和重复建设。他们认为，在某些新兴的高技术产业具有收益递增特征的情况下，技术落后的地区可能会选择不按静态的比较优势加入全国的分工体系，而是通过市场分割和地方保护主义来发展本地的“战略产业”，以期提高在未来分享地区间分工利益的谈判中的“威胁点”，甚至可能扭转当地的比较优势。因此，我们预期技术相对落后的地区将更有激励实行地方保护，加强对本地战略性新兴产业的保护。

最后其他两个必须在实证研究中加以控制的重要因素：

(1) 地理距离。一般而言，两地间路程越远，运输成本越高，交易费用越

大。即使政府不以强制性手段分割市场,商品的流动还是会受到空间距离这一“天然”屏障的限制,必须将其在模型中进行控制。我们预期地理距离越远,地区间的市场分割越是严重。

(2) 市场化改革所处的阶段。中国的市场化改革可以被大致地划分为两个阶段,在1994年之前,市场化改革的进展速度相对较慢。1993年,中共十四届三中全会通过了《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》,随后的一年被称为“改革年”,分税制、汇率并轨、银行体制改革、国有企业的现代企业制度改革等多项重要改革措施于该年正式启动。因此,我们推断,1994年以后,中国市场化改革进入了一个新的阶段,国内商品市场一体化的进程也可能有显著的提高。<sup>9</sup>

## 四、数据与计量模型

### (一) 数据和回归

根据在第三节中所建立起来的理论分析框架和文献中所提出的影响中国国内市场分割的主要因素,我们建立如(2)式所示的面板数据计量模型,其中下标  $i$  和  $t$  分别代表了省份代码与年份:

$$\text{Segm}_{it} = c + \sum \beta_k X_{kit-1} + \gamma_1 \text{Area} + \gamma_2 \text{Dummy94} + \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

模型的被解释变量  $\text{Segm}$  是我们在上一节中已经解释过的经处理后的各省相对价格变动方差,该指标实际上是一个度量各省的市场分割程度的无量纲化的变量。为了使解释变量的系数的估计值不至于太小,我们将这一被解释变量乘以100。如前文所述,当市场分割的情况有所改善时,我们应该可以观察到  $\text{Segm}$  缩小的趋势。因此,当解释变量的系数为负时,该变量促进市场一体化;而当解释变量系数为正时,这一因素是妨碍市场一体化进程的。

方程右边是我们模型的一系列解释变量,其原始数据中1985—1998年部分源自《新中国五十年统计资料汇编》,1999—2001年部分则取自相应年份的《中国统计年鉴》。样本中共有28个省、自治区和直辖市,其中四川省的数据不含重庆。<sup>10</sup>由于海南、西藏和重庆的数据不全,这三个地区没有被包括在我们的样本内。

$X$  是一组与地方政府行为有关的因素,为了减缓由联立内生性(即被解

<sup>9</sup> 在文献中,也有很多人将1992年邓小平的视察南方作为市场化改革进入新的阶段的标志,实际上,从改革政策的出台来看,1994年才是真正的改革进入新的阶段的标志。

<sup>10</sup> 按《新中国五十年统计资料汇编》的统计口径,历年四川的数据均剥离了重庆的成分,因此我们解释变量中四川的数据均为不含重庆的统计数值。但被解释变量的四川省商品零售价格数据在1996年前包含了重庆。我们认为一个地区的商品零售价格不会由于其中一小部分的剥离而有较大的变化,为了尽量提高样本容量,我们保留了这11个样本。

释变量与解释变量存在相互影响) 导致的估计偏误,  $X$  均滞后了一期。  $X$  包括的变量有:

(1) Trade, 进出口总额占 GDP 的比重, 即通常所说的外贸依存度。<sup>11</sup> 该指标表示经济开放程度。考虑到经济开放对于市场分割的影响可能是非线性的, 因此, 我们也构造了经济开放指标的平方项 (Tradesq)。从 1985 到 2001 年各省对外贸易比重均有一定程度的提高, 这一现象与经济开放不断推进的趋势是一致的 (见图 3), 其中, 最为突出的是广东省, 不论是变化幅度还是绝对值, 广东均明显地超过其他地区。根据我们的理论推测, 经济开放指标可能与市场分割指标存在非线性关系, 其一次项系数应为正, 二次项系数应为负。

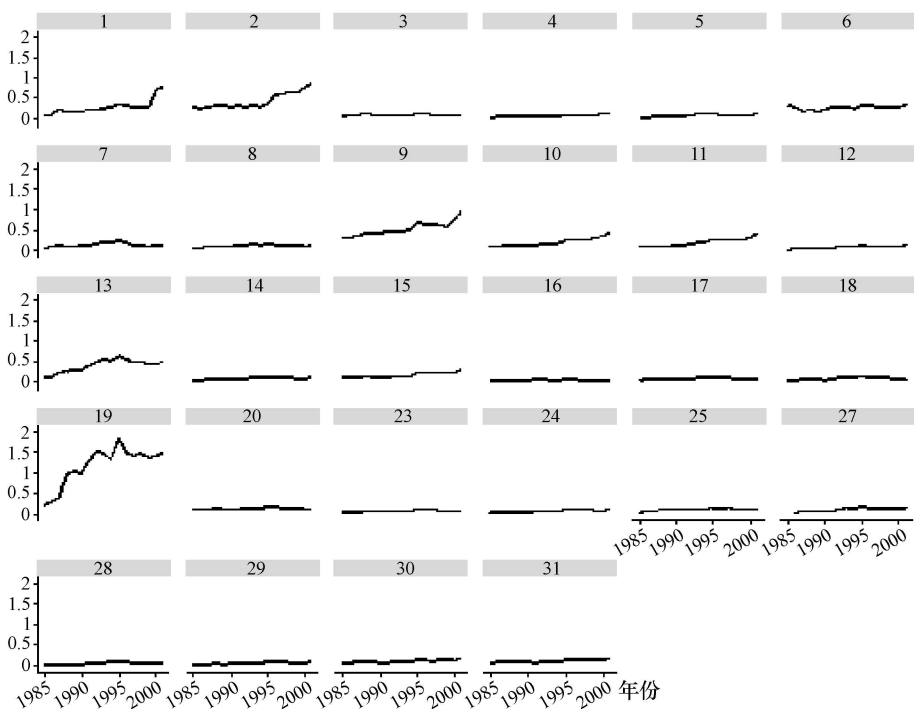


图 3 各省外贸依存度 (1985—2001)

(2) Govcons, 政府消费占 GDP 的比重。该变量用来表示地方政府对于财政的考虑, 该变量越大, 政府越有激励出于财政的考虑来分割市场, 因此预期这一变量与被解释变量也是正相关的。在实际计量的过程中, 我们也尝试过经济增长实证研究中通常使用的政府支出占 GDP 的比重<sup>12</sup> 来作为替代的

<sup>11</sup> 进出口数据经过当年人民币与美元的比价的中间价折算为人民币, 折算时所用的各年汇率取自相应年份的《中国统计年鉴》。

<sup>12</sup> 在经济增长文献中, 通常使用扣除教育和国防支出的政府支出占 GDP 的比重。在中国, 地方政府支出中没有国防支出的统计, 同时, 教育和科学文化和卫生的财政支出在统计上也是不作更细的区分的, 因此, 在我们的研究中使用了扣除科教文卫支出的政府支出占 GDP 的比重。

变量,但使用这一变量并不对计量结果产生实质性的影响,而政府消费比重在计量结果中更显著,因此我们没有报告使用财政支出比重的估计结果。我们发现,自改革开放以来各省的政府的干预先下降再上升(见图4),这一现象在一些西部省份如陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆尤为明显,北京的政府干预程度也在近年有显著的反弹。

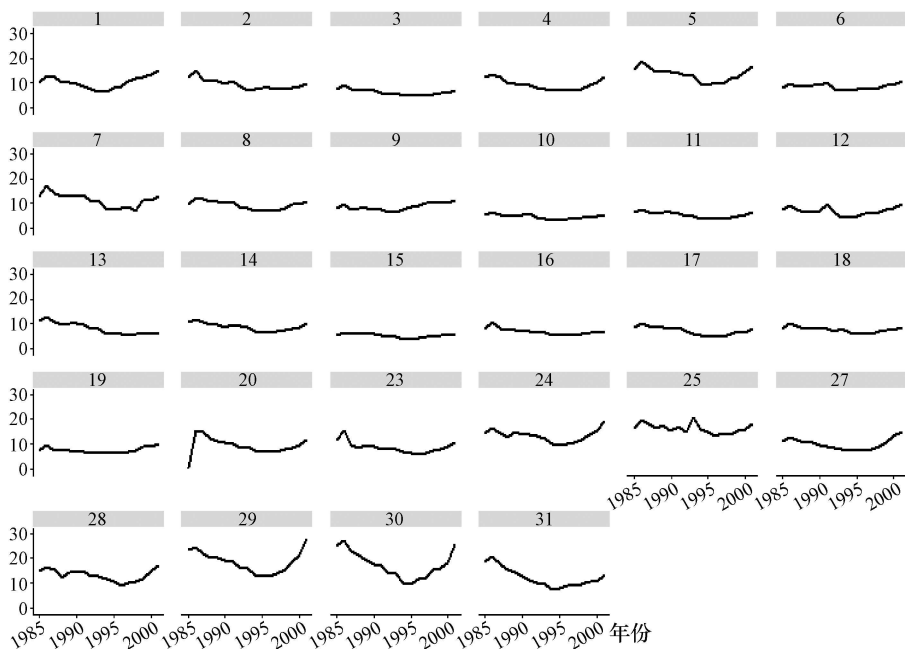


图4 各省政府干预程度(1985—2001)

(3) Soe, 国有企业职工人数占总职工人数的比例。如前文所说,该指标主要反映了就业压力。同时,该指标也代表了地方政府对于当地经济的控制能力。预期该变量应与被解释变量正相关。利用这一变量,我们也计算出非国有化程度(私有企业职工人数占总职工人数比例)的变化过程(见图5),总体看来,虽然各省非国有化速度不同,但随着改革开放推进,非国有化程度逐年上升。

(4) Techgap: 一省的劳均GDP与邻省平均劳均GDP的比率。该比率表示一个省与所有邻省总体上的技术差距,其中邻省的平均劳均GDP为与该省相邻的各省的劳均GDP的简单算术平均。作这一处理时,我们假设一个省在制定国内贸易政策时赋予所有相邻省份相同的权重,在采取市场分割政策时,地方政府所考虑的是本地与所有邻省总体上的技术差距。根据陆铭、陈钊和严冀(2004)的理论分析,一个地方相对于其他地方越是落后,越是有激励采取分割市场的政策;反之,如果一个地方相对于其他地方越是发达,越是有激励采取促进市场整合的政策,因此,该变量的系数应该是负的。



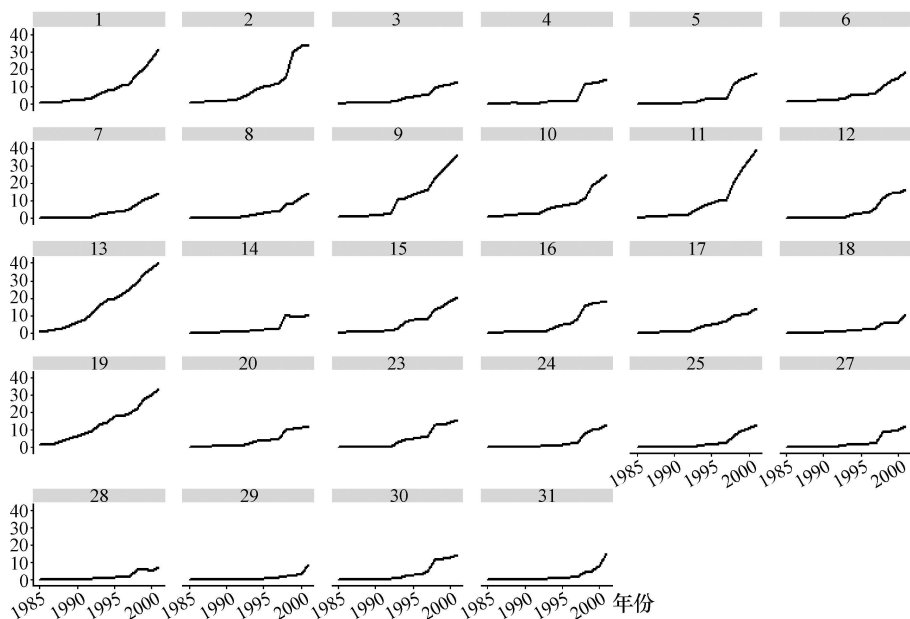


图 5 各省非国有化程度 (1985—2001)

除了  $X$  中所包括的一系列影响地方政府行为的变量以外，我们还控制了另外两个非常重要的解释变量：

(5) Area，本省与邻省间的平均面积。这个变量表示了本省与邻省的平均地理距离，其计算方法是  $\text{Area} = \text{本省面积} + \text{邻省总面积} \div \text{邻省个数}$ 。由于这个指标涉及的省有几个，因此很难用直线距离来表示地理距离。预期这一变量应该与市场分割程度正相关。<sup>13</sup>

(6) Dummy94，以 1994 年为界的时间哑变量，1994 年以后各年该哑变量取 1，其他年份该变量取 0。如上文所说，1994 年的一系列重大改革举措使得这以后各年市场化水平有显著提高，因此预期这一变量与市场分割程度负相关。

计量方程中的  $\alpha_i$  表示与特定单位相关的未观察因素，而  $\varepsilon_{it}$  则表示随机扰动项。对于面板数据而言，由于  $\alpha_i$  是未观察变量，而且它可能是与解释变量是相关的，因此，通常的 OLS 回归将导致解释变量系数的估计偏误。当与特定省份有关的变量  $\alpha_i$  不随时间变化的时候，通常的估计方法是将所有变量进行去均值 (de-mean) 处理然后再进行估计，即得到固定效应 (FE, Fixed Effects) 模型。如果  $\alpha_i$  不与解释变量相关，那么，就可以采用随机效应

<sup>13</sup> Head 等人(2002)的研究中使用的距离指标是  $0.376 \sqrt{\text{Area}}$ ，其中，Area 表示面积。这个指标的构造是基于消费者均匀分布的假设。在我们的研究中，我们也利用这个指标对模型做过估计，但所获得的结果与我们在本文中报告的结果并无显著的不同。

(RE, Random Effects) 模型, 这时, 随机效应模型比固定效应模型更为有效。通过比较随机效应模型和固定效应模型, Hausman 检验可以在统计意义上拒绝其中一个模型。当两个模型的估计结果存在显著差异时, 这说明  $\alpha_i$  与解释变量相关, 只有固定效应模型可以得到一致的估计结果。如果两个模型的估计结果不存在显著差异时, 这说明  $\alpha_i$  与解释变量不显著相关, 这时, 虽然两个模型都可以得到一致的估计结果, 但随机效应模型更为有效, 因此, 应拒绝固定效应模型。

$\alpha_i$  不随时间变化有时是一个非常强的假设, 当这一因素是随时间变化且与解释变量相关的时候, 固定效应模型并不能得到一致的估计, 这时, 为了得到解释变量系数的一致估计, 我们就需要对解释变量使用工具变量法。Hausman 检验也可以在统计意义上对于使用工具变量和未使用工具变量的估计结果进行比较, 当两者存在显著差异时, 说明不能拒绝解释变量为内生变量的假说, 这时, 使用工具变量的估计结果是一致的, 而当两者不存在显著差异时, 说明解释变量并不显著地存在内生性, 这时, 不使用工具变量的估计结果更为有效。

## (二) 结果及趋势分析

根据以上估计步骤, 我们首先估计了表 2 中的几个方程。方程(1)的解释变量包括了除进出口总额比重的平方项和技术差距变量之外的所有在理论上应控制的变量。Hausman 检验的结果支持固定效应模型。在这一估计结果中, 政府消费占 GDP 比重和国有企业的就业比重都如理论所推断的那样有提高市场分割程度的作用。此外, 估计结果显示出, 1994 年后市场化改革的加快的确有降低市场分割程度的作用。由于固定效应模型得到支持, 因此方程(1)没有得到不随时间变化的距离指标(Area)的估计系数。对于我们最为关心的经济开放变量, 估计结果发现, 经济开放有加剧市场分割的作用。为了进一步检验经济开放是不是对于市场分割有非线性的影响, 我们在方程(1)的基础上加入了经济开放指标的平方项 Tradesq, 并得到了方程(2), Hausman 检验仍然支持固定效应模型。与方程(1)相比, 方程(2)中政府消费占 GDP 比重和国有企业的就业比重的系数并没有发生明显的变化。同时, 在加入了经济开放变量的平方项后, 经济开放变量的一次项显著为正, 平方项显著为负, 说明经济开放对于市场分割的影响的确是非线性的, 在经济开放水平低的时候, 经济开放加剧市场分割; 而在经济开放水平较高的时候, 经济开放促进市场整合。从数值上来看, 经济开放对于市场分割的作用由正转为负的临界值出现在 Trade=1.272 处, 这一临界值位于样本中 Trade 的取值区间内部, 1991 年后广东省的对外贸易比重超过了这一临界值。

进一步地, 我们在方程(2)的基础上加入了技术差距变量 Techgap。结果显示 Techgap 的估计系数不显著地为负, 变量的符号为负与理论预期是一致

的，也就是说，相对落后的地区 Techgap 变量取值较小，其市场分割程度较大，而相对发达的地区 Techgap 变量取值较大，其市场分割程度反而较小。技术差距变量的系数不显著可能是由一系列因素造成的。首先，技术差异与市场整合之间的关系在理论上更适用于那些具有较强收益递增特征的、有一定科技含量的行业中（陆铭、陈钊、严翼，2004），而我们模型的被解释变量则是一个由普通消费品价格指数构造的市场分割指标。其次，即使技术差异会影响我们所构造的市场分割指标，这种影响也可能需要在更长的时间内得以体现，而我们的模型仅将技术差异指标进行了滞后一期的处理，可能并不足以发现其对于市场分割的影响。再次，技术差异对于市场分割的影响可能是非常复杂的非线性形式，而我们的模型只是一个线性模型。在本文中，我们关注的焦点并不是技术差异对于市场分割的影响，而且在加入或舍去技术差异变量之后，模型的其他系数虽然有些变化，特别是政府消费比重的系数变得不再显著，但各个变量的系数的符号仍然没有变化，因此，我们没有尝试对技术差距和市场分割指标之间的关系进行进一步的考察。另外，在加入技术差距指标后，Hausman 检验支持了随机效应模型。在随机效应模型中，距离变量（Area）的系数为不显著的负值，这似乎和理论的推断有些不符。我们的解释是，可能这是因为在地区间的距离（面积）增加时，政府对于市场采取分割措施的有效性也会下降，而市场自发地趋于整合的力量可能会抵消地理因素对市场分割产生的影响。

进一步地，我们来关注经济开放变量对于市场分割的影响由正转为负的临界值。在方程(2)中，这个临界值出现在  $\text{Trade}=1.272$  处，而在方程(3)中，临界值出现在  $\text{Trade}=1.043$  处。虽然这两个临界值都在我们样本取值范围之内，但实际上，经济开放程度超过临界值的就只有广东省。因此，我们担心只是因样本中包括了广东才使得经济开放变量对于市场分割的影响呈现出非线性的特征。于是，我们将广东省从样本中剔除，并重新对方程(3)进行了估计，从而得到方程(4)。结果发现，经济开放变量对于市场分割的影响由正转为负的临界值下降到了  $\text{Trade}=0.7273$ ，同样在样本范围内，这说明，即使剔除经济开放程度最高的广东省，经济开放对于市场分割的非线性影响仍然显著存在。

最后，我们担心京津沪这三个市场分割指标均值较高的地区可能也会影响模型估计结果，于是，我们将京津沪三个地区从样本中去除，重复了上述估计过程，估计结果见表 2 中的方程(5)。方程(5)拒绝了随机效应模型，各解释变量的符号依然符合预期，而且除了技术差距变量外，其他解释变量的系数的显著性均超过了 5%。

表2 市场分割程度的决定因素分析

被解释变量	国内市场分割程度				
	全部省份			不含广东	不含京津沪
解释变量	(1) FE	(2) FE	(3) RE	(4) RE	(5) FE
Trade	0.2621*** (0.0864)	0.7180*** (0.2073)	0.5653*** (0.1216)	0.6944*** (0.1707)	0.7831*** (0.2216)
Tradesq		-0.2821** (0.1167)	-0.2711*** (0.0769)	-0.4773** (0.2422)	-0.3067** (0.1200)
Govcons	1.0059*** (0.3835)	0.9019** (0.3838)	0.3449 (0.2648)	0.3405 (0.2694)	0.9589** (0.3733)
Soe	0.9279*** (0.2174)	1.0085*** (0.2187)	0.7199*** (0.1960)	0.6481*** (0.2227)	0.9876*** (0.2235)
Techgap			-0.0104 (0.0192)	-0.0075 (0.0212)	-0.0430 (0.1060)
Area	(dropped)	(dropped)	-2.4197 (2.0891)	-2.1790 (2.1210)	(dropped)
Dummy94	-0.0831*** (0.0221)	-0.0957*** (0.0226)	-0.0969*** (0.0209)	-0.1012*** (0.0219)	-0.1028*** (0.2252)
常数项	-0.8533*** (0.2350)	-0.9692*** (0.2386)	-0.5702*** (0.2039)	-0.5125** (0.2234)	-0.9187*** (0.2494)
组内 R <sup>2</sup>	0.1441	0.1554	0.1463	0.1351	0.1812
F 检验值	18.35	16.01			14.24
Wald chi2			90.68	78.82	
Hausman 检验值	15.12	9.72	9.76	10.20	14.64
P 值	0.0045	0.0835	0.1352	0.1158	0.0232
观察值	468	468	468	451	417
省份数	28	28	28	27	25

注:(1) 括号中数值为标准差;(2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;(3) Hausman 检验的零假说是 FE 与 RE 的估计系数没有系统性差异。

在表 2 的估计结果中, 仍然可能遗漏某些随着时间变化且与已有的解释变量相关的未观察因素, 这时, 无论固定效应还是随机效应的估计都不能得到一致的结果。因此, 为了获得我们最为关心的经济开放对国内市场分割的影响的一致估计, 我们对经济开放变量使用了相应的工具变量。我们备选的工具变量有三个:(1) 各个地区在 1978 年经济仍未实施开放政策时的开放度指标 trade78, 即各地区 1978 年的进出口与 GDP 之比, 这个开放度是在计划经济体制下由非市场因素形成的, 因此, 这个工具变量反映了历史因素的影响。(2) 各省省会到香港和上海两个主要港口的距离中较近的一个(port)<sup>14</sup>,

<sup>14</sup> 由于香港紧邻的深圳也已经成为中国最大的港口之一, 因此, 一个地区到香港的距离实际上表示了它距离香港和深圳这两大港口的距离。到上海和香港(深圳)的距离是根据《中国电子地图——交通旅游版》(北京图灵软件技术有限公司)的信息收集的, 其数值是一个省到上海和香港(深圳)的铁路距离中的较近的一个。感谢金煜在收集这一数据过程中提供的帮助。

这个工具变量反映了地理因素对于经济开放的影响。使用各地到香港和上海两个港口的距离是因为这两大港口是中国最大的港口，其吞吐量明显高于排名在其后的其他港口，可以作为经济开放度的有效的工具变量（Wei and Wu, 2001）。（3）汇率(rate)，汇率决定了国际贸易中的相对价格，影响各省的进出口总额，但它并不直接影响国内市场分割程度，因此也可以作为备选的工具变量之一。由于汇率与进出口总额相互影响，因此，作为经济开放度的工具变量的汇率取了比开放度指标滞后一期的汇率。因为经济开放度已在原估计方程中滞后了一期，被作为经济开放度的工具变量的汇率是滞后两期的汇率。在实际运用工具变量法进行估计的过程中，因为表 2 中的（2）和（5）两个结果都是固定效应估计结果，因此，如果使用不随时间变化的工具变量是不能得到有意义的估计结果的。考虑到这一点，我们构造了两个交互项来作为工具变量，一个是 1978 年的开放度与汇率的交互项（trade78rate），另一个是到大港口的距离与汇率的交互项（portrate），这两个工具变量由于是随时间而变化的汇率和随地区而变化的开放度或到大港口距离相乘的结果，因此是既随时间变化，又随地区变化的，这两个变量在解释我们的内生变量（开放度）时的经济学含义是：当汇率升高，各地区的开放度提高时，其在各地的效应还取决于各地的地理条件和历史条件，具有地理和历史优势的地区开放度提高得更快；同时，各地区的地理条件和历史条件对改革过程中开放度的影响还将被开放度的提高而放大。在估计过程中，我们交替地使用了 trade78rate 和 portrate 这两个工具变量。在得到工具变量的估计结果后，我们利用 Hausman 检验比较了使用工具变量和不使用工具变量的结果，在所有对比结果中，Hausman 检验均不能拒绝使用工具变量的估计结果和不使用工具变量的结果的系数不存在显著差异的零假说。表 3 报告了对应于表 2 中的方程（2）—（5）使用了工具变量的估计结果，未报告的结果的系数显著性相对更低，但同样不支持开放度变量具有显著的内生性的假说。这表明，表 2 报告的方程（2）—（5）的估计结果是可信的。

表 3 市场分割程度的决定因素分析——工具变量估计

被解释变量	国内市场分割程度			
	全部省份		不含广东	不含京津沪
解释变量	(6)	(7)	(8)	(9)
	IV-FE	IV-RE	IV-RE	IV-FE
Trade	3.1001*** (0.9308)	0.7202 (0.6589)	0.5060* (0.2629)	3.0345*** (0.9454)
Tradesq	-1.5240*** (0.5826)	-0.4635 (0.5879)	-0.3350 (0.4245)	-1.6581*** (0.6054)
Govcons	0.3820 (0.4838)	0.3113 (0.2996)	0.3623 (0.2763)	0.5508 (0.4604)

(续表)

被解释变量	国内市场分割程度			
	全部省份		不含广东	不含京津沪
解释变量	(6)	(7)	(8)	(9)
	IV-FE	IV-RE	IV-RE	IV-FE
Soe	1.7757*** (0.3898)	0.5382* (0.2795)	0.5487* (0.2989)	1.2645*** (0.3160)
Techgap		-0.0138 (0.0383)	-0.0030 (0.0282)	-0.2533 (0.1702)
Area	(dropped)	-1.6967 (3.9994)	-3.0731 (2.2910)	(dropped)
Dummy94	-0.1551*** (0.0358)	-0.1089*** (0.0304)	-0.1010*** (0.0236)	-0.1616*** (0.0352)
常数项	-1.9349*** (0.4459)	-0.3974 (0.2717)	-0.4038 (0.2860)	-1.1359*** (0.3761)
组内 $R^2$		0.1236	0.1316	
组间 $R^2$	0.5373	0.4085	0.4409	0.3016
工具变量	portrate	trad78rate	trad78rate	portrate
Hausman 检验值	8.29	1.17	1.34	6.11
P 值	0.1410	0.9916	0.9874	0.4111

注:(1) 括号中数值为标准差;(2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;(3) Hausman 检验的零假说是工具变量估计结果与原结果的估计系数没有系统性差异;(4) 在方程(6)和(9)中组内  $R^2$  太小,Stata 没有报告具体结果;(5) 本表直接报告了工具变量回归后换算出的结果,未单独列出工具变量的参数估计。

由于政策可以控制的要素里,最终对外开放和非国有化程度都是促进市场整合的因素,而政府干预表现出反市场的力量导致市场分割,因此要推进国内市场一体化,利用规模效应促进经济增长的措施,可以简单地归纳为三个方面:鼓励对外开放,推进非国有化,控制政府干预的力度。此外,如果任凭市场力量可能扩大区域间经济的发展差距,区域间经济发展和收入的差距可能会对经济发展产生负面的影响,因此,如果实施适度的平衡区域经济发展的政策是中央政府面临的重大挑战(陆铭,陈钊,2006)。

表4 市场分割十年内趋势预测

省份	原始数据		预测值 1		预测值 2		预测值 3	
	均值	2001	2006	2011	2006	2011	2006	2011
北京	0.27	0.06	0.22	0.23	0.16	0.14	0.13	0.16
天津	0.26	0.08	0.20	0.15	0.16	0.10	0.12	0.12
河北	0.22	0.05	0.08	0.06	0.05	0.03	0.10	0.10
山西	0.13	0.05	0.14	0.13	0.08	0.07	0.13	0.13
内蒙古	0.17	0.11	0.11	0.09	0.07	0.05	0.11	0.11
辽宁	0.15	0.17	0.21	0.21	0.14	0.13	0.13	0.16
吉林	0.14	0.12	0.15	0.15	0.09	0.08	0.12	0.14
黑龙江	0.19	0.07	0.14	0.13	0.09	0.08	0.12	0.12
上海	0.23	0.20	0.15	0.07	0.13	0.06	0.09	0.08

(续表)

省份	原始数据		预测值 1			预测值 2		预测值 3	
	均值	2001	2006	2011	2006	2011	2006	2011	
江苏	0.15	0.09	0.17	0.16	0.15	0.14	0.10	0.10	
浙江	0.20	0.07	0.12	0.11	0.07	0.03	0.12	0.15	
安徽	0.14	0.05	0.07	0.06	0.05	0.03	0.10	0.10	
福建	0.24	0.05	0.05	-0.05	0.03	-0.04	0.09	0.06	
江西	0.15	0.09	0.12	0.11	0.08	0.07	0.11	0.11	
山东	0.13	0.05	0.11	0.06	0.09	0.07	0.09	0.06	
河南	0.16	0.07	0.04	0.02	-0.01	-0.05	0.12	0.14	
湖北	0.11	0.08	0.06	0.02	0.05	0.03	0.08	0.06	
湖南	0.17	0.19	0.14	0.13	0.10	0.09	0.11	0.11	
广东	0.23	0.09	-0.16	-0.47	-0.21	-0.54	0.12	0.14	
广西	0.15	0.07	0.12	0.09	0.08	0.06	0.12	0.11	
四川	0.11	0.17	0.06	0.03	0.03	0.00	0.10	0.10	
贵州	0.14	0.19	0.13	0.13	0.07	0.06	0.13	0.13	
云南	0.12	0.11	0.19	0.23	0.09	0.08	0.17	0.23	
陕西	0.16	0.10	0.11	0.04	0.11	0.11	0.07	0.01	
甘肃	0.11	0.07	0.11	0.07	0.09	0.08	0.09	0.06	
青海	0.12	0.06	0.15	0.13	0.12	0.12	0.11	0.08	
宁夏	0.17	0.14	0.20	0.29	0.08	0.07	0.19	0.29	
新疆	0.14	0.03	0.22	0.26	0.13	0.13	0.16	0.20	

注：(1) 原始数据中的均值为该省份 1985—2001 年的市场分割平均程度。

(2) 根据原始数据,我们用 OLS 粗略地得到关于政府干预程度(有二次项)、非国有化程度和对外开放程度的时间趋势。在预测 1 中,我们在随后十年维持这三种变量的变化趋势;在预测 2 中,我们控制政府干预程度,使之维持 2001 年的水平,非国有化和对外开放继续按现有趋势发展;在预测 3 中,我们固定非国有化和对外开放的水平,维持政府干预目前的变化趋势。

(3) 灰色强调的数据显示该省的市场分割程度增长的趋势或者高于 17 年平均水平。

我们以方程(3)作为经济运行的模型,对国内市场一体化在 2001 年随后十年的发展趋势作了大致的预测(见表 4),具体过程是首先根据原始数据,通过 OLS 粗略地得到关于政府干预程度、非国有化程度和对外开放程度的时间趋势,后两个变量为线性回归,由于政府干预程度呈 U 形趋势变化,我们在其回归中放入了时间的二次项。预测 1 维持随后十年这三种变量的变化趋势,我们发现,大部分省份的市场分割程度减轻,国内市场一体化在推进,但西部对外开放处于较落后的省份,如云南、贵州、青海、宁夏、新疆市场分割程度加剧,而北京由于更强的政府干预,市场分割也有所加剧。预测 2 控制了政府干预,使之维持在 2001 年的水平,对外开放和非国有化进程继续推进,这一模式下,除了青海和新疆,其余各省的市场分割程度均呈下降的趋势。预测 3 我们保持政府干预的变化趋势,停止对外开放和非国有化的进程,大部分地区市场分割都进一步恶化。从三组预测看来,控制政府干预,是推进国内市场一体化有效的策略之一,如果不得不通过政府干预维持地区间的均衡发展,对外开放和非国有化等推动市场整合的市场力量应该是促进经济

在规模效应中持续增长的有效工具。

## 五、结论及政策含义

如何维持中国经济持续增长?在融入全球经济的进程中,中国经济的开放度大大提高,参与经济全球化进程作为实现规模经济的途径难以长期维持。作为一个区域间地理和自然条件存在巨大差异的经济体,协调这些差异,充分发挥省际比较优势,建立统一的国内市场,是进一步利用国内经济的规模效应推动经济发展的有效途径。我们的实证研究旨在研究如何利用这一发展模式促进经济增长。

利用1985—2001年的省级面板数据,我们首先检验了国内市场整合程度在改革开放过程中的变化趋势。与Young(2000)及Poncet(2002)等人的看法不同,本文发现中国国内商品市场在经历了短时期的分割程度恶化后,呈现出了市场逐渐一体化的趋势。虽然各省的市场一体化进程有些差异,但总体上均呈现出一体化程度提高的趋势。

经济开放是否能继续推进国内市场整合,发挥国内市场一体化带来的规模效应呢?在中国进行改革开放的进程中,经济的开放是实施得最早而且也是推动之后许多改革进程的根本举措。我们的估计结果表明,经济开放对国内市场整合的影响是非线性的,在经济开放水平较低时,经济开放会加剧国内市场的分割,但进一步的经济开放能够促进国内市场一体化。此外,本文还分析了地理距离、国有企业就业比重、政府消费的相对规模和不同地区间的技术差异对于市场分割的影响,我们发现,国有企业就业比重和政府消费的相对规模是加剧市场分割的因素。

基于目前各项政策的变化趋势和地理因素的分析,我们发现,长期看来,经济开放不会阻碍国内市场的一体化进程,随着经济开放程度的提高,经济开放将最终能够促进国内市场一体化的建设。继续坚持所有制结构的调整,扭转地方政府对经济活动的干预增强的趋势能为国内市场一体化的健康发展提供保证。所有这些,是未来中国利用国内商品市场一体化,持续发挥规模效应,推动经济持续增长的动力来源。

## 参考文献

- [1] 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,“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。
- [2] 蔡昉、吴要武、J. Giles、A. Park,“经济重组如何影响城市职工的就业和福利”,《中国劳动经济学》,2004年第1卷第1期,第1—32页。
- [3] 董晓媛、L. Putterman,“中国国有工业企业劳动力冗员问题研究”,《经济学(季刊)》,2002年第1卷第2期,第397—418页。



- [4] Fan, C., and Xiangdong Wei, "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China", *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4), 682—697.
- [5] 樊纲、王小鲁,《中国市场化指数》。北京:经济科学出版社,2001年。
- [6] 桂琦寒、陈敏、陆铭、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。
- [7] Head, K., and T. Mayer, "Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 2000, 136 (2), 284—314.
- [8] Head, K., and T. Mayer, "Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade," CEPII research center Working Papers 2002—2001, 2002.
- [9] Li, J., L. Qiu, and Q. Sun, "Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization", *China Economics Review*, 2003, 14(3), 227—245.
- [10] 林毅夫、刘培林,“地方保护和市场分割:从发展战略的角度考察”,北京大学中国经济研究中心工作论文 No. C2004015, 2004年。
- [11] 陆铭,《劳动和人力资源经济学——经济体制与公共政策》。上海:世纪出版集团、上海人民出版社, 2007年。
- [12] 陆铭、陈钊,“市场分割:改革的另一陷阱?”《经济学消息报》,2002年2月1日。
- [13] 陆铭、陈钊,《中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚》。上海:上海三联书店、上海人民出版社,2006年。
- [14] 陆铭、陈钊、严翼,“收益递增、发展战略与区域经济的分割”,《经济研究》,2004年第1期,第54—63页。
- [15] Maddala, G., and S. Wu, "Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61(special issue), 631—652.
- [16] Naughton, B., "How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets?" Paper presented for the Conference for Research on Economic Development and Policy Research, Stanford University, 1999.
- [17] Parsley, D., and S. Wei, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(4), 1211—1236.
- [18] Parsley, D., and S. Wei, "Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Cost, and Geography", *Journal of International Economics*, 2001a, 55(1), 87—105.
- [19] Parsley, D., and S. Wei, "Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach," NBER Working Paper 8468, 2001b.
- [20] 平新乔,“政府保护的动机与效果——一个实证分析”,《财贸经济》,2004年第5期,第3—10页。
- [21] Poncet, S., "中国市场正在走向‘非一体化’?——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析”,《世界经济文汇》,2002年第1期,第3—17页。
- [22] Poncet, S., "Domestic Market Fragmentation and Economic Growth in China", mimeo, 2003a.
- [23] Poncet, S., "Measuring Chinese Domestic and International Integration," *China Economic Review*, 2003b, 14(1), 1—21.
- [24] Poncet, S., "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration," *Review of International Economics*, 2005, 13(3), 409—430.
- [25] Samuelson P., "Theoretical Note on Trade Problem", *Review of Economics and Statistics*, 1954, 46, 145—164.
- [26] 万广华、陆铭、陈钊,“全球化与地区间收入差距:来自中国的证据”,《中国社会科学》,2005年第3期,第17—26页。
- [27] Wan, G., M. Lu, and Z. Chen, "Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from within China", *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1), 35—59.

- [28] 王德文、吴要武、蔡昉,“迁移、失业与城市劳动和市场分割”,《世界经济文汇》,2004 年第 1 期,37—52 页。
- [29] Wooldridge J., *Introductory Econometrics, A Modern Approach*. Mason, OH: South-Western, Thomson Learning, 2003.
- [30] Wei, S., and Y. Wu, “Globalization and Inequality: Evidence from Within China”, CEPR Discussion Paper No. 3088, 2001.
- [31] Xu, X., “Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform?” *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 116—133.
- [32] 薛进军、魏众,“中国城市失业与贫困”,《中国劳动经济学》,2004 年第 1 卷第 1 期,第 58—71 页。
- [33] Yang, D., “Patterns of China’s Regional Development Strategy”, *China Quarterly*, 1990, 122, 230—257.
- [34] Young, A., “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), 1091—1135.
- [35] 袁志刚、陆铭,《隐性失业论》。上海:立信会计出版社,1998 年。
- [36] 郑毓盛、李崇高,“中国地方分割的效率损失”,《中国社会科学》,2003 年第 1 期,64—72 页。

## How to Maintain China’s High Growth Rate via Scale Economy —An empirical study of economic opening and domestic market segmentation

MIN CHEN

(State University of New York at Albany)

QIHAN GUI MING LU ZHAO CHEN

(Fudan University)

**Abstract** Domestic market segmentation is harmful for scale economy and sustainable economic growth. In this paper, we construct an index of interregional market segmentation using regional CPI of consumer goods, and we find China’s domestic goods market is being integrated. With this index as dependent variable, we use Chinese provincial panel data from 1985—2001 to study the effects of opening, employment pressure, government consumption, interregional technique gap, and geographic distance on market segmentation, and we focus on the effect of opening. We find that when opening is at its initial stage, opening strengthens market segmentation, but further opening enhances domestic market integration. Besides this, we also evidence that employment pressure and government consumption deteriorates market segmentation. The model forecasts that goods market could be more seriously segmented in several provinces in the coming years.

**JEL Classification** F15, O53, R58