

# 分割市场的经济增长<sup>\*</sup>

——为什么经济开放可能加剧地方保护？

陆 铭 陈 钊

**内容提要：**本文研究了邻省之间商品市场的分割对省级经济增长的影响。本文的实证研究发现，分割市场对于当地即期和未来的经济增长具有倒 U 型的影响，对于超过 96 % 的观察点来说，市场分割有利于本地的经济增长。我们还发现，对于经济开放程度更高的观察点来说，分割市场更可能有利于当地的增长。这说明，地方政府的确在利用来自于国际贸易的规模经济效应时，放弃了国内市场的规模经济效应。为了避免省与省之间以分割市场的方式追求经济增长而陷于囚犯困境，就需要通过中央政府的协调，并发挥民营经济的作用，推动市场整合，获得经济增长的国内规模效应。

**关键词：**市场分割 经济增长 经济开放 规模效应

## 一、引言

中国的经济增长很可能已经陷入了省之间相互分割市场的囚犯困境。虽然大家都知道，从全局来看，整合的国内市场有利于发挥经济增长的规模效应，但是，采取分割市场的政策在省之间的博弈中却可能是一个占优策略。特别是当其他地区采取分割市场政策的时候，对于本地而言，主动放弃市场分割反而受损。在这样的囚犯困境当中，表面上各地都从分割市场中获益，但实际上，中国经济却为此付出了规模不经济的代价。在本文之前，经济学家对于中国地区间商品市场的演变趋势存在着争论，尽管如此，无论是认为中国市场在趋于整合的文献，还是认为分割程度在加剧的文献，都不否认中国地区之间零碎分割的市场是个严重的问题。但是，却很少有人为市场分割对经济增长的影响提供经验证据 [Poncet (2003a) 是个例外]，从而也不能令人满意地解释为什么中国持续存在着省际的市场分割。鉴于此，本文将回答这样一个问题：国内市场分割会对省级的经济增长产生怎样的效应？同时，既有的研究还发现，中国总体上仍然处在经济开放不利于国内市场整合的阶段 (陈敏等, 2007)，中国的地方政府在利用出口发展当地经济的同时，本地的市场规模对经济增长的作用却有所下降 (黄玖立、李坤望, 2006)。于是，就本文而言，我们还将考察，对于处在经济开放不同阶段的省来说，市场分割对经济增长的影响有何不同。

本文的实证研究为分割市场的经济增长提供了经验证据。我们利用省级的不同商品的价格指数信息，基于“一价原理”(Law of One Price)构造了省级的市场分割指数的面板数据，并将其用于解释省级的即期和未来的经济增长。我们发现，分割市场对于当地的经济增长具有倒 U 型的影响，换句话说，在市场分割程度并不太高的时候，提高市场分割程度有利于当地的经济增长，但是，如果

\* 陆铭、陈钊，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心和就业与社会保障研究中心，邮政编码：200433，电子信箱：lm@fudan.edu.cn, zhaochen@fudan.edu.cn。作者感谢国家社科基金项目 (07BJL051、08BJL008) 和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (07JZD0023) 的资助，同时本文也是上海市重点学科建设项目 (B101) 和复旦大学“中国经济国际竞争力”创新基地建设的研究成果之一。感谢陈敏、桂琦寒和龚于的前期研究工作，感谢匿名审稿人的宝贵建议。

市场分割程度超过某个临界值后,经济增长就会受到负面影响。对于超过96%的观察点来说,市场分割有利于经济增长。我们还发现,对于经济开放程度更高的观察点来说,分割市场更有利于当地的增长。这说明,地方政府的确在利用来自于国际贸易的规模经济效应时,放弃了国内市场的规模经济效应。这也解释了为什么经济开放反而有可能加剧市场分割(陆铭、陈钊,2006;陈敏等,2007;Chen *et al.*, 2007)。我们的研究一方面为地方政府的分割市场行为提供了解释,另一方面也为国内市场和国际市场之间的替代关系提供了新的证据。

本文的第二节评论了有关中国国内市场分割的相关文献,进一步指明了本文的贡献。第三节介绍了如何基于价格指数构造市场分割指数的面板数据,虽然这一部分内容作为前期成果曾经发表过,但为了保持本文的完整性,我们仍然在本节中概要地介绍了这个市场分割指数的原理和构造方法。第四节分析了市场分割对于经济增长的影响。第五节是结论及政策含义。

## 二、市场分割的文献:度量、影响和决定因素

自从Young(2000)的研究以来,中国市场整合的趋势一直是一个研究的热点,很多学者都参与了这场争论。现在回头来看,大多数文献的发现是,中国的确存在着较为严重的市场分割和地方保护主义,但是从趋势上来看,中国的国内市场正在日益走向整合(Naughton, 1999; Xu, 2002; 白重恩等,2004; Fan and Wei, 2006; 桂琦寒等,2006; 陆铭、陈钊,2006)。这些较新的证据挑战了Young(2000)和Poncet(2002, 2003b)有关中国国内市场分割正在加剧的观点。然而,正如我们在很多年前就指出的那样,在找到科学的度量指标之后,研究什么样的因素决定了市场分割的程度,以及市场分割对于经济增长的影响更重要(陆铭、陈钊,2002)。为了进一步研究市场分割的影响和决定因素,需要省一级的市场分割指数的面板数据,本文采取的就是这样一个指数,而之前文献中采取的一些度量指标很少能够形成这样一个数据库。

后续的研究关注了市场分割的决定因素,试图以此来解释市场分割的成因。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税率的企业,于是他们用国有企业和高税率企业的比重来衡量地方保护的力度。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。林毅夫、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。陈敏等(2007)、陆铭和陈钊(2006)对于上述研究进行了全面的评论,并特别强调了经济开放对于市场分割具有倒U型的作用,在经济开放水平较低时,经济开放加剧了国内市场的分割,进一步的经济开放能够促进国内市场一体化,但对于大多数观察点来说,经济开放是加剧市场分割的。他们还发现,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。

解释市场分割的决定因素的文献其实并不能直接用来解释为什么地方政府有激励采取市场分割的政策,因为市场分割本身并不增加政府的效用,即使市场分割有利于保持就业和财政收入,但如果没有经济增长作为支撑,就业和财政收入的目标是否可持续是值得怀疑的。我们认为,持续的市场分割一定给地方政府带来了某种好处,这就需要对市场分割的影响进行实证研究。在既有的文献中,直接考察市场分割的影响的研究非常少。一个例外是,Poncet(2003a)研究了市场分割对于经济增长的影响,她发现,市场分割对于经济增长是不利的,但是,这就很难解释为什么地方政府仍然持续地采取分割市场的行动。同时,她的市场分割指数仅仅是根据7种农产品价格在省之间的差别来构建的,这也加剧了她的研究的局限性。事实上,当本地的生产者面临外部市场竞争时,通

过分割市场来保护本地生产者至少可以在短期内获得更快的经济增长,这可能成为地方政府分割市场的激励。与 Poncet (2003a) 不同的是,我们的市场分割指数使用的价格信息来源于更为广泛的商品范围,并且发现,只要将市场分割程度维持在一定水平之下,那么,市场分割就能够促进本地的经济增长;对于经济开放程度较高的省份,由于更多地进入了国际市场,它们就更能够将地方保护主义和市场分割作为促进本地经济增长的手段。但是,我们同时也指出,这种画地为牢式的政策在宏观上却妨碍了整个中国获得经济发展的国内规模经济,因此不应该将局部的市场分割政策的好处作为支持这一政策的依据。

### 三、国内市场一体化进程:构造一个面板数据库

如果要研究国内市场分割的成因及影响,需要一个省一级的面板数据库。在本文之前,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

W C i t

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)来61对接壤省(市)的相对价格方差  $Var(P_i P_j^k)$ , 方差数据一共是1037个(=17×61)。方差  $Var(P_i P_j^k)$  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,这是因为我们可以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,构建相应的分割指数的面板数据。

所采用的相对价格为绝对值  $|Q_{ijt}^k|$ ,  $Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k P_{jt-1}^k)$ , 其中,  $k$  表示第  $k$  种商品。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。由式(1)可知,通过直接转换,商品零售价格的环比指数  $P_{it}^k P_{jt-1}^k$  和  $P_{jt}^k P_{it-1}^k$  可以直接表示出  $Q_{ijt}^k$ 。

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

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  $Q_{ijt}^k$  自然也收敛,所以  $Q_{ijt}^k$  与  $|Q_{ijt}^k|$  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  $Q^k$  的符号反向变化,亦即  $Q_{ijt}^k = -Q_{jit}^k$ , 此时,置放顺序将影响到  $Var(Q_{ijt}^k)$  的大小,而统一取绝对值就能够避免这一问题。回顾“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  $Q^k$ , 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(=9×61×17)差分形式的相对价格指标  $|Q_{ijt}^k|$ 。为了更准确地度量特定市场的整合程度,我们还需要剔除  $|Q_{ijt}^k|$  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: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;另一部分变动与商品无关,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  $|Q_{ijt}^k|$  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(fixed effects)带来的系统偏误(Parsley and Wei, 2001a, 2001b)。具体做法是:设  $|Q_{ijt}^k|$  由  $a^k$  与  $q_{ijt}^k$  两项组成,  $a^k$  仅与商品种类  $k$  相关,  $q_{ijt}^k$  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  $|Q_{ijt}^k|$  在61组相邻省之间求平均值  $\bar{Q}_t^k$ , 再分别用这61个  $|Q_{ijt}^k|$  减去该均值。以去均值的方法得到  $q_{ijt}^k = |Q_{ijt}^k| - \bar{Q}_t^k = (a^k - \bar{a}^k) + (q_{ijt}^k - \bar{q}_{ijt}^k)$ , 令  $q_{ijt}^k = q_{ijt}^k - \bar{q}_{ijt}^k = |Q_{ijt}^k| - \bar{Q}_t^k$ 。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  $Var(q_{ijt}^k)$ 。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(=61×17)个观测值。

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。这与我们对于市场分割的分析并不矛盾,因为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。

“冰川”成本模型的实证研究一般将相对价格写成三种形式,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 和 Wei (1996, 2001a, 2001b)。

Parsley 和 Wei (2001a, 2001b) 去除固定效应的方法是对  $|Q_{ijt}^k|$  做 OLS 回归, 回归方程为  $|Q_{ijt}^k| = \alpha + \bar{Q}_t^k + \epsilon_{ijt}^k$ , 残差值为  $q_{ijt}^k = |Q_{ijt}^k| - \bar{Q}_t^k$  是未被  $\bar{Q}_t^k$  解释的部分,这种方法与去均值法是等效的。

$\text{Var}(q_{ijt}^k)$  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。如果没有  $k$  种商品，而只有一个总的价格指数，那么，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？可以利用的信息就是  $k$  种商品的价格指数信息。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。

运用本文得到的中国国内商品市场整合指标，我们发现，1985—2001 年这段时期，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，可以判断，改革开放以来，中国的地区间商品市场分割并非如 Young (2000) 和 Poincet (2002) 所揭示的那样愈演愈烈，而是呈现出日渐整合的趋势，这一趋势在 20 世纪 90 年代以来更为明显。之前的研究运用面板数据单位根检验的方法检验了这一面板数据是否是收敛的，结果发现，这一面板数据的确是收敛的（桂琦寒等，2006；陆铭、陈钊，2006）。

本文的目的是揭示市场分割如何影响经济增长。因此，我们将 61 对相邻省间的指数按省合并，得到每一个省与其邻省的市场分割指数。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，共得到 476 ( $= 28 \times 17$ ) 个市场分割的观测值，分别显示了 28 个省在 17 年间与所有邻省的市场分割程度的变化。

#### 四、国内市场分割如何影响经济增长？

尽管经济学家们对于国内市场分割的严重程度和演变趋势存在争论，但是，没有人否定持续存在的国内市场分割是一个值得引起重视的问题。随之而来的有两个问题：首先，这种持续存在的国内市场分割对于经济增长产生了什么样的影响？其次，为什么地方政府始终有动力去采取分割市场和地方保护主义的政策？这两个问题实际上是紧密相关的。如果市场分割对于经济增长毫无帮助，那么，就很难解释地方政府采取分割市场和地方保护主义政策的动机。即使人们可以说保护就业和增加财政收入就是政府的目标，但是，如果没有经济增长的支撑，就业和财政的目标也只可能在短期内实现，而不能持续。若的确如此，一个随之而来的问题是，这种以邻为壑、分割市场的动机为什么会长期存在？在这一节里，我们将基于一个经济增长的框架来分析市场分割政策对经济增长的影响。其中，我们将区分市场分割对于经济增长的长期和短期影响，同时，也将考察不同的经济开放水平之下，市场分割对于经济增长的影响有何差异。

我们将采用一个基于 Barro (2000) 经济增长的实证模型，并在此基础上增加了市场分割指数作为解释变量。这个模型的基本形式可以写作如下形式：

$$growth_{it} = c + \beta_1 \cdot segm_{it-1} + \beta_2 \cdot segm2_{it-1} + \beta_3 \cdot X_{it-1} + \epsilon_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

$growth$  表示  $i$  省在  $t$  年的人均 GDP 增长率，数据来自《新中国 55 年统计资料汇编》（中国统计出版社，2005 年），其中，山西和湖北（1987—1992 年）没有直接报告人均 GDP 增长率，因此，根据这些省份的 GDP 增长率和人口增长率计算了人均 GDP 增长率。方程的右边是一系列解释变量，为了缓解联立性内生问题，所有的解释变量都滞后了一期。

在解释变量中，我们首先关注的是市场分割指数  $segm$  及其平方项  $segm2$  的系数和显著性。在  $X$  中，根据理论和经济增长文献的传统放了一系列的控制变量。为了表示资本、劳动和教育对于经济增长的作用，我们分别控制了人均资本 ( $pk$ )（数据来自张军等 (2004)）、人均劳动力 ( $pl$ ) 和人均受

教育年限 (*edu*) [数据来自陈钊等 (2004)]。经济增长研究的理论基础是索洛—斯旺模型和拉姆齐模型,其经济增长的实质是人均意义上的经济增长 (Barro and Sala-i-Martin, 1995),相应地,对于解释变量中的资本、劳动力和教育这三个状态变量,本文都采取了人均的度量。在经济增长的实证研究中,通常还控制政府支出占 GDP 的比重 (Barro, 2000; Clarke, 1995) 和通货膨胀率 (Barro, 2000) 等环境变量,在方程中依次表示为 *gov* 和 *cpi*。其中,在计算政府支出占 GDP 比重时,我们遵循文献的做法,扣除了科教文卫这类具有较强公共品性质的支出。经济开放是改革年代中国最为重要的经济政策,因此,我们控制了用进出口占 GDP 比重 (*trade*) 表示的经济开放度。此外,我们还想考察滞后一期的人均 GDP 水平 (*lpergdp*) 及其平方项 (*lpergdp2*) 是否影响经济增长率,这两个变量可以用来观察不同地区之间是否存在“条件收敛”。最后,在增长方程里控制了表示中部 (*central*) 和西部 (*west*) 的两个哑变量。

上述数据的原始数据来自于《新中国五十年统计资料汇编》(中国统计出版社,1999) 和《新中国 55 年统计资料汇编》(中国统计出版社,2005),一些缺失的数据根据相应年份的《中国统计年鉴》进行了补充。为了与我们估算的市场分割指数相匹配,大多数解释变量都是 1987—2001 年的取值。没有包括更早年份中的解释变量,是因为更早的时候,不能得到完整的解释变量集。因为我们要研究市场分割指数对经济增长率的滞后效应,因此,经济增长率数据的时间跨度更长,为 1987—2004 年。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。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样本内。

方程中的  $\mu_i$  表示与特定省份相关的未观察因素,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。对于面板数据而言,由于  $\mu_i$  是未观察变量,而且它可能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  $\mu_i$  不随时间变化的时候,通常的估计方法是将所有变量进行组内去均值 (de-mean) 处理后再进行估计,即得到固定效应 (FE, Fixed Effects) 模型。如果  $\mu_i$  不与解释变量相关,那么,就可以采用随机效应 (RE, Random Effects) 模型。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  $\mu_i$  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  $\mu_i$  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。在我们接下来的模型估计中,都接受了固定效应的估计,因此,我们仅报告 Hausman 检验值,以及相应的 *p* 值,而对应的随机效应模型都省略了。

表 1 中的方程 (1) 报告了模型的估计结果,其中,经济增长率为下一年的经济增长率。具体说来,市场分割指数的系数是正的,而其平方项的系数则是负的,而且两个系数都是高度显著的。也就是说,根据方程 (1),在市场分割程度不高时,提高市场分割有利于当地的经济增长,而当市场分割程度超过一个临界值之后,其对经济增长的作用将转为负。不难得出,转折点出现在市场分割指数为 0.782 的时候,在 420 个观察点中,有 408 个具有小于这个转折点的市场分割指数,也就是

文献中常常用滞后的入学率来作为教育变量的代理。这通常是在没有人力资本的直接度量的情况下的替代处理方法,相比之下,人均教育水平是人力资本更为直接的度量。

与大多数研究一致,中部省份是指山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、湖南和广西;西部省份是指四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

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,为了提高样本容量,我们保留了这 11 个观察点。

作为对比,我们也估计了经济增长率为当年增长率的结果,大多数系数的方向和显著性都没有发生变化。值得一提的是, CPI 在当期对经济增长的影响为正。

说,对于绝大多数观察点来说,提高市场分割有利于当地的经济增长。因为市场分割的影响可能不仅在短期存在,而且可能对未来也存在着影响,因此,我们将分割指数分别滞后二至四期,得到了表 1 中的方程(2) - (4)。不难发现,当分割指数分别滞后二至四期时,其对经济增长的影响由正转负的转折点分别是市场分割指数为 1.014、1.199 和 0.847。也就是说,对应于方程(2) - (4),分别有 411、418 和 383 个样本点都位于市场分割有利于地方经济发展的区间内。在四个方程中,市场分割有利于地方经济发展的观察点占全部观察点的比例至少有 97.1%。

表 1 市场分割对经济增长的影响(市场分割指数滞后一至四年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	分割滞后一年	分割滞后二年	分割滞后三年	分割滞后四年
segm	8.313*** (2.390)	5.892** (2.331)	8.663*** (2.259)	10.49*** (2.259)
segm2	-5.317*** (1.885)	-2.905 (1.876)	-3.614** (1.819)	-6.194*** (1.774)
pk	-0.0000748 (0.000153)	-0.0000611 (0.000153)	-0.000110 (0.000150)	-0.000106 (0.000155)
pl	0.0289 (0.0819)	0.0250 (0.0823)	0.0122 (0.0806)	0.107 (0.0839)
edu	1.362* (0.775)	1.114 (0.781)	1.508** (0.764)	2.087*** (0.795)
trade	0.162*** (0.0299)	0.149*** (0.0303)	0.128*** (0.0301)	0.154*** (0.0312)
cpi	-0.0973*** (0.0295)	-0.0774*** (0.0288)	-0.0710** (0.0279)	-0.0610** (0.0277)
gov	-0.177* (0.102)	-0.109 (0.104)	-0.0662 (0.104)	-0.0550 (0.107)
lpergdp	47.27*** (16.23)	47.10*** (16.22)	38.05** (16.03)	41.69** (16.18)
lpergdp2	-3.407*** (1.090)	-3.358*** (1.090)	-2.757** (1.077)	-3.085*** (1.087)
常数项	-156.0*** (58.29)	-157.9*** (58.25)	-127.0** (57.56)	-146.7** (58.16)
观察值	420	420	420	392
组内 R <sup>2</sup>	0.1566	0.1490	0.1838	0.2337
Hausman 检验值	38.97	29.94	31.05	46.03
P 值	0.0000	0.0004	0.0003	0.0000

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。

在我们的模型中,人均资本和人均劳动力的系数始终都不太显著,这很可能是因为资本和劳动力的数据质量不高。在中国的省级面板数据中,资本和劳动力数据的质量是最不令人满意的。资本数据是用永续盘存法估算出来的,其估算过程中的参数取值有很大的随意性。中国长期以来存在着国有部门的富余劳动力和未进入就业统计的跨省流动的劳动力,这使得劳动力的统计大大偏离实际的劳动力投入。我们认为,这种度量的误差是导致资本和劳动力变量不显著的更重要的原因。但是,也没有更好的度量指标了。在人均资本和人均劳动变量均不显著的情况下,对其系数符号和大小的讨论就没有太大意义了。人均受教育年数在方程(2)中为正,在后文的其他估计结果中,教育的系数基本上也都为正。经济开放有利于经济增长,而政府干预都不利于经济增长,这些结果在所有的估计结果中都是稳健的,而且与理论预期和既有文献也是一致的。CPI 对于下一年的经济增长有负的影响,在后面的估计中,如果 CPI 对 2—4 年以后的经济增长率的影响仍为负的话,这可能是因为在两年或者更长的时期里,当期的通货膨胀会引起经济的周期波动,当年的通货膨胀有可能伴随着未来更低的经济增长。此外,我们发现,经济发展水平与经济增长率之间的关系

呈现倒 U 型,而且这个结果在其他估计结果中也是稳健的。在方程(1) - (4)中,这个倒 U 型的转折点在 6.76 到 7.01 之间,而 lpergdp 的实际取值在 6.27 到 9.22 之间。也就是说,对于绝大多数的观察点来说,人均 GDP 越高,经济增长率越低,经济发展水平的条件收敛越可能存在。

当将市场分割指数滞后更多期,而其他解释变量仅滞后一期时,可能市场分割指数会影响其他滞后期更短的解释变量,从而可能使市场分割指数的影响间接地体现在其他解释变量上。如果将其他解释变量与市场分割指数同时进行滞后,结果会怎样?市场分割对于经济增长的倒 U 型影响是否仍然成立?在表 2 的结果中,方程(5)仍然复制了表 1 中的方程(1),而方程(6)至(8)中,所有解释变量分别滞后了二至四年。我们发现,除了原本就不太显著的人均资本和人均劳动力以外,其他解释变量的系数符号和显著性基本上没有发生特别大的变化。在滞后四年的方程(8)里,开放的系数为负,这可能是因为经济开放加剧了国内竞争,而政府干预的系数变成了正的。这可能是因为

表 2 市场分割对经济增长的影响(解释变量滞后一至四年)

	(5)	(6)	(7)	(8)
	滞后一年	滞后二年	滞后三年	滞后四年
segm	8.313*** (2.390)	10.21*** (2.140)	8.115*** (1.931)	4.631** (1.853)
segm2	-5.317*** (1.885)	-5.048*** (1.688)	-3.727** (1.523)	-3.041** (1.454)
pk	-0.0000748 (0.000153)	-0.000224 (0.000137)	-0.000175 (0.000124)	0.0000383 (0.000129)
pl	0.0289 (0.0819)	0.115 (0.0733)	0.0315 (0.0662)	-0.133* (0.0682)
edu	1.362* (0.775)	5.967*** (0.694)	6.463*** (0.626)	4.162*** (0.663)
trade	0.162*** (0.0299)	0.128*** (0.0268)	0.0206 (0.0242)	-0.0782*** (0.0237)
cpi	-0.0973*** (0.0295)	-0.100*** (0.0264)	-0.0464* (0.0238)	-0.0102 (0.0232)
gov	-0.177* (0.102)	-0.137 (0.0915)	0.118 (0.0825)	0.210** (0.0999)
lpergdp	47.27*** (16.23)	5.309 (14.53)	-16.83 (13.11)	-7.012 (14.11)
lpergdp2	-3.407*** (1.090)	-1.053 (0.977)	0.413 (0.881)	-0.0251 (0.952)
常数项	-156.0*** (58.29)	-9.597 (52.21)	69.10 (47.11)	41.82 (50.67)
观察值	420	420	420	392
组内 R <sup>2</sup>	0.1566	0.3069	0.3048	0.2278
Hausman 检验值	38.97	117.45	149.20	119.25
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:同表 1。

中国的政府支出中有一部分是用于经济发展的,在几年之后才起作用。市场分割对于经济增长率的影响仍然是显著的倒 U 型,其转折点分别是 1.011、1.089 和 0.761。在方程(6)和(7)的 420 个观察点里,分别有 415 个和 416 个市场分割指数小于转折点。在方程(8)的 392 个观察点里,有 380 个小于转折点。也就是说,大部分样本点(至少 96.9%)仍然位于市场分割加剧有利于地方经济发展的区间内。

在验证了市场分割对经济增长的倒 U 型影响后,我们关心的是,在开放程度不同的地方,这种影响会发生什么样的变化?为此,引入了市场分割指数或者其平方项与经济开放度的交互项。我们尝试过将两者同时加入模型,但结果是两者都不显著。于是,在下面的模型里,交替放入市场分



割指数或其平方项与经济开放度的交互项。有趣的是,无论将分割指标滞后一年还是两年,系数都显示出,其对经济增长的影响是倒 U 型的,而它们与经济开放度的两个交互项的系数都显著为正。这说明,当市场分割程度较低时,其对经济增长的效应是正的,且经济开放度能够增强这一正效应;当市场分割程度高到对经济增长有害时,经济开放度能够缓解这一负效应。具体参见表 3。如果我们将所有解释变量均滞后一年或者两年,再引入市场分割指数或者其平方项与经济开放度的交互项,结果发现,上述结论仍然成立,经济开放能够加强市场分割对经济增长的正效应。为了节省篇幅,我们没有报告这些结果。我们的上述发现与黄玖立、李坤望

表 3 经济开放和市场分割交互对经济增长的影响

	(9)	(10)	(11)	(12)
	分割滞后一年		分割滞后二年	
segm	6.097** (2.420)	10.76*** (2.421)	5.621** (2.315)	9.478*** (2.363)
segm2	-6.444*** (1.876)	-11.68*** (2.435)	-4.510** (1.839)	-9.180*** (2.419)
tradeseg	0.137*** (0.0362)		0.105*** (0.0354)	
tradesegm2		0.149*** (0.0371)		0.128*** (0.0362)
pk	-0.000111 (0.000151)	-0.0000884 (0.000150)	-0.0000910 (0.000155)	-0.0000858 (0.000154)
pl	0.0209 (0.0805)	0.0170 (0.0803)	0.140* (0.0839)	0.135 (0.0835)
edu	1.374* (0.761)	1.301* (0.760)	2.177*** (0.803)	2.141*** (0.797)
trade	0.132*** (0.0304)	0.144*** (0.0297)	0.158*** (0.0311)	0.163*** (0.0305)
cpi	-0.0865*** (0.0291)	-0.0897*** (0.0290)	-0.0630** (0.0280)	-0.0642** (0.0279)
gov	-0.162 (0.100)	-0.165 (0.100)	-0.137 (0.105)	-0.119 (0.105)
lpergdp	34.89** (16.28)	39.11** (16.04)	38.45** (16.50)	40.21** (16.21)
lpergdp2	-2.530** (1.096)	-2.810*** (1.080)	-2.841** (1.109)	-2.947*** (1.090)
常数项	-113.0* (58.40)	-128.3** (57.58)	-137.2** (59.32)	-144.3** (58.23)
观察值	420	420	392	392
组内 R <sup>2</sup>	0.1873	0.1908	0.2304	0.2384
Hausman 检验值	45.77	41.64	60.09	57.34
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:同表 1。

(2006)的研究结论有异曲同工之处。在他们的研究里,考察了地区市场规模对经济增长的影响。他们构造的地区市场规模指标实际上是一个用其他省的生产总值除以其他省到本省的总距离之后的总和。他们发现,这个指标本身有促进经济增长的作用,同时,出口开放度也有促进经济增长的作用。但是,地区市场规模和出口开放度的交互项的系数却是负的。这表明,国外和地区市场在促进经济增长时是相互替代的。

### 五、结论、政策及展望

随着经济发展水平的提高,中国经济的持续增长将越来越依赖于规模经济效益的发挥。在融入全球经济的进程中,中国经济的开放度大大提高,与其他国家(特别是大国)相比,中国的贸易依存度已经非常高,以参与经济全球化进程作为实现规模经济的途径难以长期持续。作为一个区域间地理和自然条件存在巨大差异的经济体,充分发挥省际间的比较优势,建立统一的国内市场,是

转变经济增长方式,进一步利用国内经济的规模效应推动经济持续发展的有效途径。

那么,为什么在总体上市场不断走向一体化的进程中,地方政府仍然有激励采取地方保护主义和分割市场的经济政策呢?我们认为,这很可能是因为在地方政府看来,一定程度的分割市场是有利于当地的经济增长的。实证研究发现,分割市场对于当地的经济增长具有倒U型的影响。换句话说,在市场分割程度并不太高的时候,提高市场分割程度有利于当地的经济增长,但是,如果市场分割程度超过某个临界值,经济增长就会受到负面影响。具体来说,对于96%以上的观察点,市场分割有利于经济增长。我们还发现,对于经济开放程度更高的省份来说,更能够利用分割市场的方式来促进当地的增长。这说明,地方政府的确在利用来自国际贸易的规模经济效应时,放弃了国内市场的规模经济效应。值得注意的是,即使一定程度的市场分割有利于地方经济的增长,在加总的意义上并不能得出市场分割有利于总体经济增长的结论。目前中国存在的地方间市场分割,更像是一种“囚犯困境”的局面,当其他地方政府采取分割市场的政策时,本地如果要得到更高的经济增长,就必须也采取“以邻为壑”的政策,而且,这有可能引导地方政府展开分割市场的竞赛,把对手拉下马,来提高本地经济的相对表现(陆铭、陈钊,2006;陆铭、陈钊、杨真真,2007)。从理论上来说,如果所有地方都放弃分割市场的政策,那么,大家将可能得益,但这一局面似乎远未出现。

中国的市场一体化进程将如何演化?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?之前的研究表明,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,而对于绝大多数的观察点来说,经济开放都是加剧市场分割的(陈敏等,2007;陆铭、陈钊,2006)。从本文的研究结果看,就不难理解,为什么经济开放可能加剧国内市场分割了。我们的前期研究还发现,民营经济的持续发展是市场整合的推动力,而政府干预则不利于中国国内市场的整合(陈敏等,2007;陆铭、陈钊,2006)。

当前,中国市场一体化进程最严重的挑战是,以地方政府消费占GDP比重量度的政府干预度在20世纪90年代中期之后有持续上升的趋势。因此,如果要继续推进市场一体化的进程,减少政府对于市场的干预是关键。中国的市场统一不能只是简单地依赖《反垄断法》来解决,经济力量在很大程度上决定了法律的执行力度和实效。在发展的早期,企业规模小,本地的狭小市场就能够满足企业发展的需要。这时,本地的保护主义政策是有利于本地企业的。但今天的中国企业,特别是民营企业的规模长大了,对跨越省界的规模经济的要求势必加强,民营企业会对地方政府的市场分割行为说“不”。最终,企业“用脚投票”,加上地方间对于投资者的竞争,才能够使中国走向市场一体化和持续发展的良性循环。

## 参考文献

- 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。
- 陈钊、陆铭、金煜,2004:《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》第12期。
- 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,2004:《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》第4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。
- 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。
- 林毅夫、刘培林,2004:《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。
- 陆铭、陈钊,2002:《市场分割:改革的另一陷阱?》,2002年2月1日,《经济学消息报》。
- 陆铭、陈钊,2006:《中国区域经济发展中的市场整合与工业集》,上海三联书店、上海人民出版社。
- 陆铭、陈钊、杨真真,2007:《平等与增长携手并进——一个基于收益递增的策略性劳动分工模型》,《经济学(季刊)》第6卷第2期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。

Poncet, Sandra, 2002:《中国市场正在走向“非一体化”吗?——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》第1期。

Barro, Robert J., 2000, “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, 5, 1, 87—120.

Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth*, Mc Graw-Hill, Inc.

Chen, Min, Qihan Gui, Ming Lu and Zhao Chen, 2007, “Economic Opening and Domestic Market Integration”, in Ross Garnaut and Ligang Song (eds.), *China: Linking Markets for Growth*, Asia Pacific Press, 369—393.

Clarke, G. R. G., 1995, “More Evidence on Income Distribution and Growth”, *Journal of Development Economics*, 47, 2, 403—427.

Fan, C. Simon and Xiangdong Wei, 2006, “The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China”, *Review of Economics and Statistics*, 88, 4, 682—97.

Naughton, Barry, 1999, “How Much Can Regional Integration Donnking Mainland China”, *Journal of Economic Surveys*, 13, 4, 473—500.

www.cnki.net