

# 财政分权与地区市场分割实证研究

刘小勇,李真

(山东大学经济学院,山东济南250100)

**摘要:** 财政分权对国内市场一体化进程的影响在实证上仍然是一个有待回答的问题。文章首先利用商品零售价格指数数据测度了378对省际间的市场分割度,随后,利用1986~2005年的省级面板数据检验了财政分权、经济分权、对外开放、FDI、相对财富、政府相对规模、预算外支出占预算内支出比重和地理距离对市场分割程度的影响,重点研究财政分权对市场分割的影响。研究发现,财政分权加剧了市场分割度,尤其是收入分权,而经济分权则降低了市场分割度,有益于市场一体化进程。此外,FDI、对外开放、政府相对规模、预算外支出占预算内支出比重是加剧市场分割的因素,而相对财富的提高则有利于促进国内市场一体化。

**关键词:** 财政分权;经济分权;市场分割

**中图分类号:** F062.6;F812.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2008)02-0088-11

## 一、引言

始于20世纪80年代的财政分权改革,使得各地区的经济利益尤其是地方政府的利益与地方经济的发展联系更为紧密,极大地提高了地方政府发展本地经济的积极性,但同时也使得地方政府保护地方经济的冲动得以加强。一个不可避免的现象是,地方市场分割是从20世纪80年代初实行“放权让利”、行政性分权以后出现的,传统集权的计划经济体制时期基本上没有出现过这类现象。关于中国地方保护和市场分割的研究文献中,大都把财政分权作为地方保护和市场分割产生的重要原因之一,这些文献普遍认为财政分权强化了地方保护本地经济的动因,从而将观察到的地方保护和市场分割现象归因于财政分权,现有文献的另一个共性之处就是仅从理论上和逻辑上得出了这样的推论,但是并没有从实证的角度检验财政分权对地方保护和市场分割的影响效应。本文将从实证的角度来检验中国财政分权对地区分割的影响效应,以弥补现有文献的不足。本文的研究思路是:第一,利用国内商品零售

收稿日期:2007-12-15

作者简介:刘小勇(1980—),男,江西新干人,山东大学经济学院博士生;

李真(1981—),女,山东日照人,山东大学经济学院博士生。

价格指数构造出全国 378 对省份间的相对价格方差,并在此基础上构造各省份和全国市场分割度;第二,综合地考虑了财政分权、经济分权、对外开放、利用外资、相对财富和地理距离等各方面因素对市场分割的影响,并将重点放在了对财政分权因素的分析上。

## 二、文献回顾

Naughton(1999) 比较了 1987 年和 1992 年中国省际工业品的贸易流量,发现省际贸易流量有所增长且制造业内部各行业间的贸易占据了主导地位,这和全国市场一体化的趋势是一致的。Naughton 的结论是,改革开放以来的地方财政分权以及由此带来的地区间竞争是有利于统一市场的形成的。Poncet (2002、2003) 基于国内省际间贸易流量比重下降的证据,认为各省更加倾向于自给自足,国内市场正在走向“非一体化”。白重恩等(2004)发现,1985—1997 年间中国的区域专业化程度经历了早期的微弱下降,随后有相当大的提高,由此,他们认为中国的市场一体化正在向好的方向发展。许新鹏(2002) 则根据各地区的经济周期相关度来考察,结果表明中国市场一体化正朝着有利的方向发展,但程度如何难以刻画。朱恒鹏(2004)利用地区与全国物价指数的差异度测度市场分割度,发现 1994 年以来中国市场一体化水平基本没有提高。黄贇琳、王敬云(2006)根据边界效应方法,发现 1997 年中国地方保护相当于欧洲统一大市场内部独立国家之间的情况,农业保护最为严重,商业运输业其次,紧接着是轻工业、采选业、重工业等。陆铭、陈钊等(2006)根据两地一价定律,采用相对价格方差测度了 1985—2001 年全国和各地区市场分割度,发现无论是全国还是地区的市场分割度都经历了先放大而后缩窄的趋势,改革开放以来,中国国内市场总体上是走向一体化的。从上述文献来看,不同学者运用不同的测度方法,得出的结论也相差较大,关于中国市场分割程度的走势并没有统一的定论。

众多学者聚焦于市场分割程度争论的同时,也不断深入探讨中国国内市场分割形成机制和影响市场分割的因素,以期寻求消除市场分割、促进国内市场一体化的办法。银温泉、才婉如(2001)认为行政性分权及其后果是地方市场分割的发源和基础。Li, Jie, Larry D. Qiu, Qunyan Sun(2003)通过构造两阶段博弈模型,发现中国市场分割主要源于地区间贸易保护,而地方财政分权和国际贸易保护政策则会导致地区间保护程度的提高。何智美、王敬云(2007)认为政治锦标赛机制有利于地方政府间的竞争而不利于合作,会带来道德风险、逆向选择问题。以上文献都仅从理论上说明了市场分割和地方保护产生的原因,而并没有进行实证检验。

Poncet(2004) 在实证研究中将财政预算占 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了市场分割。平新乔(2004)用

实证结果揭示了地方政府对国有资产的控制和对产业实施控制与保护的背后存在着巨大的物质利益,哪里生产要素(主要是劳动)的边际生产率高,则政府就有动力对该产业实施控制,并认为这是地方保护主义之所以长期存在的经济基础。陆铭、陈钊等(2006)发现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,同时他们的研究还发现就业压力和政府消费的相对规模是加剧市场分割的因素。

从以上实证研究的文献来看,众多学者在论及地方市场分割的同时,大都认可中央向地方的分权为地方政府保护本地经济、实行市场分割提供了激励,但是关于财政分权对市场分割的影响效应和方向还尚未有人研究,本文正是在以上文献的基础上,从实证的角度测度中国市场分割程度,并检验财政分权对市场分割的影响。

### 三、中国地区市场分割测度和描述性分析

#### (一)地区市场分割度的测量

1. 测算方法。研究地方保护主义和地区市场分割的实证研究最核心的任务便是测度市场分割程度,现有文献对市场分割度测量的方法主要有“生产法”、“贸易法”、“专业指数法”和“价格指数法”,本文遵循 Paresley、Wei(2000、2001)和陆铭、陈钊等(2006)的测算方法,采用价格指数方法测度地区市场分割程度。相对价格方差具体计算方法如下:

(1)计算相对价格绝对值 $|\Delta Q_{it}^k|$ ,  $\Delta Q_{it}^k = \ln(p_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(p_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)$ 。

(2)采用去均值(de-mean)方法消除与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。具体做法是:设 $|\Delta Q_{it}^k|$ 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 $|\Delta Q_{it}^k|$ 在378对省际之间求平均值 $|\overline{\Delta Q_t^k}|$ ,再分别用这378个 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 减去该均值。以去均值的方法得到 $|\Delta Q_{ijt}^k| - |\overline{\Delta Q_t^k}| = (a^k - \overline{a^k}) + (\epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k})$ ,令 $q_{ijt}^k = \epsilon_{ijt}^k - \overline{\epsilon_{ijt}^k} = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\overline{\Delta Q_t^k}|$ 。

(3)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。

2. 价格指数选择及数据说明。本文地区市场分割度测量所选择的商品遵循陆铭、陈钊(2006)的范围,选择了各地区1985—2005年各年商品零售价格分类指数中的九类商品零售价格指数,具体为:粮食、鲜菜、饮料烟酒、服装鞋帽、中西药品、书报杂志、文化体育用品、日用品以及燃料。需要说明的是由于不同年份商品种类划分的变化,为了尽可能获得更多的数据,2003年之后文化体育用品价格指数采用文化办公用品价格指数,部分年份饮料烟酒价格指数为烟酒茶价格指数。本部分数据全部来自1985—2006年各年中国统计

年鉴。重庆、海南、西藏的数据较短或缺失较多,并不包括在内,1997年以后四川数据为不包含重庆数据,而之前包括,本文认为重庆从四川分立出去,并不会对四川整体价格指数产生较大影响,故仍将四川纳入分析范围。

## (二)中国国内市场整合趋势分析

1. 全国市场整合趋势分析。按照测算得到的 378 对省际间的相对价格方差按年进行平均,可以得到 1985—2005 年各年全国平均相对价格方差综合指数的数据。我们发现 1985—2005 年这段观测时期内,全国相对价格的振动呈现由剧烈波动到小幅波动进而趋于平缓的态势,这和陆铭、陈钊(2006)年的结论相一致。从图 1 可以看出,1995 年以前相对价格波动较为剧烈,相对价格方差总体趋势并不明显,在波峰波谷之间上下摇摆;而 1995 年之后波幅趋于平缓,虽个别年份呈现小幅上升,但总体上呈现下降的趋势。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。

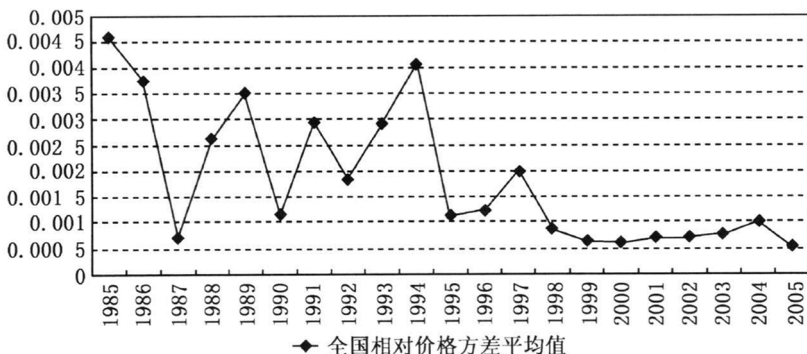


图 1 全国相对价格方差平均值走势

从图 1 还可以看出,全国相对价格波动较为剧烈的时间段正好是中国财政体制改革的不断调整阶段,1985 年中国实行“划分税种、核定收支、分级包干”的财政体制,1988 年在此基础上又分别实行了六种不同的包干方法,1994 年中国实行分税制改革,而相对价格的波动基本和这几次改革的时机暗合,1994 年之前中央和地方关系并不稳定,中央在财政压力下不断调整分权方案,使得地方政府行为的短期化较为严重;相比较而言,1994 年的分税制改革虽然仍存在较多不完善的地方,但是相对之前的财政体制其稳定性更好,地方政府也具有较好的预期,从而其行为方式也从过去的短期行为转为长期规划,从而市场分割程度相对之前有所趋缓。从 1997 年开始中国又进行了一系列财政制度改革,如预算外支出范围的调整,国库集中收付制度改革、政府采购制度改革等一系列改革在一定程度上规范了政府行为,对政府行为形成了制度约束,这有助于促进市场一体化进程。

2. 省际间市场整合趋势分析。本文经过测算共得到全国(除海南、重庆和西藏)378 对省际之间 21 年的市场分割度数据,整理发现 378 对省际相对方差变动趋势和全国大体一致,也是先放大后缩小,总体趋势是在缩小,说明各省市间市场正走向一体化。为了验证各省市之间市场分割度的收敛是否具有规律性,本文利用 Eviews5.0 对 378 对“省市对”相对价格方差进行了单位根检验,发现样本拒绝单位根假设,说明各“省际对”相对方差缩小有规律可循,据此可以认为各省际之间市场分割在不断缩小,正走向一体化。

表 1 相对价格方差单位根检验

检验方法	统计量	概率	截面	观测值
原假设:各截面序列均有一个相同的单位根				
Levin, Lin & Chu t*	-53.0712	0.0000	378	7313
Breitung t-stat	-16.2260	0.0000	378	6935
原假设:各截面序列具有不同的单位根				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-42.4678	0.0000	378	7313
ADF-Fisher Chi-square	3302.25	0.0000	378	7313
PP-Fisher Chi-square	4109.11	0.0000	378	7560

表 2 历年“省际对”相对价格方差排名

年份/名次	第一位	第二位	第三位	第四位	第 376 位	第 377 位	第 378 位
1985	北京—河南	河南—新疆	河南—云南	天津—河南	江西—贵州	江西—湖北	山西—宁夏
1986	上海—贵州	上海—云南	贵州—宁夏	吉林—上海	天津—黑龙江	安徽—河南	辽宁—黑龙江
1987	河南—广东	辽宁—广东	浙江—河南	广东—青海	江西—河南	内蒙古—宁夏	内蒙古—吉林
1988	天津—广东	广东—青海	辽宁—广东	上海—广东	浙江—安徽	内蒙古—浙江	江西—云南
1989	内蒙古—湖北	内蒙古—浙江	内蒙古—安徽	内蒙古—上海	湖北—甘肃	广东—云南	云南—甘肃
1990	湖南—宁夏	广东—宁夏	江西—宁夏	内蒙古—宁夏	江西—云南	山西—内蒙古	河北—山西
1991	福建—河南	福建—贵州	福建—宁夏	福建—广东	辽宁—湖北	陕西—青海	黑龙江—江苏
1992	安徽—广东	安徽—福建	湖南—广东	浙江—安徽	河北—云南	江苏—湖北	河北—辽宁
1993	广东—陕西	浙江—贵州	浙江—陕西	河北—浙江	辽宁—江西	山西—山东	山东—陕西
1994	河南—广东	天津—宁夏	湖南—甘肃	湖南—青海	内蒙古—上海	山西—新疆	陕西—新疆
1995	黑龙江—云南	吉林—云南	内蒙古—湖南	辽宁—云南	辽宁—湖北	江西—青海	安徽—山东
1996	河南—湖南	河南—广东	江苏—湖南	河南—青海	吉林—湖北	吉林—四川	四川—陕西
1997	北京—湖南	北京—山东	北京—广西	北京—辽宁	浙江—福建	湖南—四川	四川—甘肃
1998	山西—江西	江西—陕西	黑龙江—江西	河北—江西	黑龙江—四川	江苏—安徽	江西—湖南
1999	北京—河南	北京—陕西	北京—山东	北京—湖北	内蒙古—青海	贵州—甘肃	山西—江苏
2000	北京—广西	北京—云南	北京—宁夏	北京—黑龙江	内蒙古—吉林	吉林—江苏	广东—广西
2001	天津—四川	天津—湖南	天津—宁夏	河南—四川	天津—安徽	广西—青海	河北—内蒙古
2002	安徽—新疆	浙江—新疆	江西—新疆	湖北—新疆	内蒙古—陕西	湖南—青海	河北—内蒙古
2003	北京—上海	北京—福建	北京—云南	北京—新疆	河北—贵州	江西—宁夏	吉林—浙江
2004	安徽—云南	山西—云南	云南—陕西	江西—云南	内蒙古—河南	陕西—甘肃	湖北—陕西
2005	湖南—云南	湖南—新疆	湖北—云南	安徽—云南	河北—山东	河北—黑龙江	辽宁—河南

各省市市场化分割程度总体上都表现缩小的同时,其变动幅度则呈现出较大的差异。表 2 为历年 378 对省际相对价格方差排名前四位和后三位的“省际对”,从中可以看出不同年份排序具有较大的差异性,但总体而言相邻省份间相对价格方差较小,表明相邻省份之间市场分割程度相对较小。但是,这一结论并不绝对,以北京为例,2000 年以来,在北京和全国其他 27 对省市相对价格方差中,北京—河北,北京—天津大都排名在前面,其中 2002 年北京—天津排名第一。从表 1 也可以看出许多年份,非相邻“省市对”之间相对价格方差差异较小的省份也大有所在,这些表明可能相邻省份之间也存在较强的

市场分割,而相隔较远的省份之间反倒可能会有更好的合作。

表 3 各省市市场分割指数排序情况

省份	1985—2005 年	排序	1985—1994 年	排序	1995—2005 年	排序	1985 年	排序	2005 年	排序
北京	0.2535	1	0.2810	13	0.2285	1	0.5750	4	0.0578	9
广东	0.2350	2	0.4027	1	0.0827	13	0.4993	7	0.0333	27
上海	0.2265	3	0.3320	3	0.1306	3	0.4046	19	0.0753	4
天津	0.2176	4	0.3079	7	0.1354	2	0.5911	3	0.0451	14
福建	0.2119	5	0.3458	2	0.0901	8	0.4566	9	0.0331	28
河南	0.2087	6	0.3309	4	0.0976	7	0.7629	1	0.0403	17
内蒙古	0.1954	7	0.3202	5	0.0820	14	0.3773	26	0.0633	5
湖南	0.1942	8	0.2966	10	0.1011	5	0.3971	20	0.1128	2
宁夏	0.1918	9	0.3110	6	0.0834	12	0.3883	23	0.0538	10
浙江	0.1830	10	0.2969	9	0.0796	20	0.4449	11	0.0481	12
陕西	0.1829	11	0.2994	8	0.0771	23	0.4296	13	0.0400	18
云南	0.1827	12	0.2433	25	0.1275	4	0.5593	5	0.1455	1
广西	0.1823	13	0.2950	11	0.0799	19	0.5178	6	0.0360	26
河北	0.1760	14	0.2873	12	0.0749	26	0.4250	15	0.0458	13
安徽	0.1745	15	0.2687	14	0.0890	9	0.4095	18	0.0590	8
新疆	0.1724	16	0.2529	19	0.0993	6	0.4958	8	0.0849	3
山西	0.1676	17	0.2639	16	0.0801	17	0.3821	24	0.0416	15
黑龙江	0.1673	18	0.2678	15	0.0759	25	0.6310	2	0.0399	19
四川	0.1643	19	0.2555	17	0.0814	16	0.4233	16	0.0363	25
吉林	0.1610	20	0.2525	20	0.0778	21	0.4544	10	0.0404	16
贵州	0.1610	21	0.2531	18	0.0773	22	0.3890	22	0.0396	20
青海	0.1609	22	0.2501	22	0.0799	18	0.3800	25	0.0394	21
江苏	0.1608	23	0.2449	23	0.0844	11	0.3748	27	0.0368	24
湖北	0.1576	24	0.2410	26	0.0818	15	0.3900	21	0.0625	6
辽宁	0.1564	25	0.2441	24	0.0767	24	0.4211	17	0.0391	22
甘肃	0.1553	26	0.2505	21	0.0689	27	0.4265	14	0.0507	11
江西	0.1548	27	0.2287	28	0.0876	10	0.4440	12	0.0607	7
山东	0.1471	28	0.2360	27	0.0663	28	0.3664	28	0.0381	23

3. 各省市场整合趋势分析。本文的研究目的是揭示财政分权和其他因素如何通过影响各省市地方政府的行为而形成的对市场整合的作用。因此, 本文将 378 对省际间的指数按省市合并, 例如, 北京的市场分割指数就是北京和北京以外的其他 27 个省市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。更确切而言, 每一个省(市)的市场分割指数表示的实际上是这个省与所有其他省(市)的市场整合程度。分别观察各省的市场分割指数(图略), 可以看出, 各省(市)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(市)的市场分割指数随着时间的推移趋于收敛。

从表 3 可以看出整个样本期间, 北京的市场分割指数最大, 其次为广东, 上海排名第三, 天津排名第四, 结合从 1985—1994 年和 1995—2005 年两个分样本期间的排序来看, 在这两个阶段各省的排序变动较大, 上海和天津的排序则相对较稳定。从 1985 年和 2005 年的排序来看, 各省(市)在过去的 21 年时间内, 分别调整了自己的战略, 有的过去市场分割较严重的在短期行为受到惩罚之后可能加快了市场整合的步伐, 从而使得其市场分割度在全国排序中下

降,而有的省份则整合力度较小,从而使得相对排名提高。从表 3 还可以更加直观地看出相对 1985 年,各省市的市场分割程度都有不同程度的下降,但各省市下降幅度呈现出较大差异。

#### 四、实证分析

##### (一) 计量模型和变量涵义

为分析政府财政分权对市场分割的影响,建立如下面板数据回归方程。

$$\text{segm}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{fd}_{it} + \beta_2 \text{open}_{it} + \beta_3 \text{fdi}_{it} + \beta_4 \text{gov}_{it} + \beta_5 \text{extr}_{it} + \beta_6 \text{rw}_{it} + \beta_7 \text{soe}_{it} + \mu_{it}$$

被解释变量 SEGM 即为本文所测算的各地区价格变动方差,反映地区分割度,该指标越大说明地区分割度越高。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,则其阻碍市场一体化进程。

1. FD,表示财政分权度。乔宝云(2002)选择了人均省级财政支出占人均全部财政支出比重来衡量财政分权,计算公式为  $\text{FD} = \frac{\text{人均省级支出}}{\text{人均省级支出} + \text{人均中央支出}}$ ,

其中人均省级支出为各省人均财政支出,人均中央支出为全国人口平均支出。本文遵循乔宝云的方法构造财政分权指标。具体分权度衡量指标包括:(1) FDE,预算内财政支出分权度指标;(2) FDR,预算内财政收入分权度指标;(3) FDTE,预算内外财政支出总和分权度指标;(4) FDTR,预算内外财政收入总和分权度指标;(5) FDSS,财政自给率,以地方财政收入占地方财政支出比重衡量。

2. OPEN,表示对外开放度,采用各省进出口额占 GDP 比重衡量,由于进出口额是以美元计价,采用各年人民币兑美元中间价进行换算,人民币兑美元中间价数据来自 2006 年中国统计年鉴。

3. FDI,各省实际利用外商直接投资额占 GDP 比重。同对外开放度一样,也采用人民币兑美元中间价进行换算。外商直接投资对中国经济的发展发挥了重要作用,在沿海省份的示范作用下,各省也将引入外资作为发展本省经济的重要战略之一,为了引入外资各省纷纷推出各种显性的和隐蔽的优惠政策,为了增加本省对外资的吸引力,地方政府保护人才和资源外流的动机可能加大,因此预计 FDI 对市场分割的影响为正向。

4. GOV,政府预算内外支出占 GDP 比重,反映地方政府对资源配置的影响程度,以及地方政府的财力需求,该指标比重越大,一方面反映了地方政府参与资源配置的能力越强,干预市场的能力也越强,从这点来看,预计该指标对市场分割的影响为正;另一方面反映了地方政府提供公共产品和服务的压力越大,越需要提高财政收入,在中央转移支付既定的条件下,地方政府在财力压力下会采取各种措施追求收入最大化,而这种措施既可能是保护本地市场而设置地区间壁垒,也可能是放开市场,引入外部财源,从这一方面考虑,该指标对市场分割的影响效应不确定。

5. EXTR,衡量财政分配秩序和纪律,采用预算外财政支出占预算内支出

比重衡量。该指标越大,反映财政分配秩序越混乱,财政纪律越松散,越容易给予地方政府保护本地经济而分割市场的能力,预计该指标影响效应为正。

6. RW,相对财富衡量指标,采用各年各地区人均GDP占全国人均GDP比重衡量。该指标反映地区经济发展差距和本地经济在全国的地位。一般而言,一地区经济相对于其他地区越是落后,在全国所处经济地位越低,越是有激励采取分割市场的政策;反之,一地区经济相对于其他地区越是发达,在全国经济地位越高,越是有激励采取促进市场整合的政策,所以预计该指标对市场分割度的影响效应为负。

7. SOE,该指标为经济分权指标,也称之为市场化指标。采用非国有工业企业总产值占全部工业企业总产值比重来刻画市场化和经济分权进程,该指标值越大,反映经济分权程度越高,市场化进程快。预计该指标对市场分割度的影响效应为负。

8. DISTA,距离指标,反映各地区到全国其他地区的平均距离,借鉴骆许蓓、朱农(2006)的做法,本文采用调整距离进行测度。具体计算方法如下:

(1)计算地区*i*在年份*t*的公路网密度和铁路网密度,分别记为 $DR_{it}$ 和 $DF_{it}$ ,定义该省份在年份*t*的交通网络密度 $D_{it} = a_{1t}DR_{it} + a_{2t}DF_{it}$ ;

(2)定义地区*i*和*j*之间运输距离 $Dist_{ij}$ 为其公路距离和铁路距离的加权平均值(权数为对应年份公路货运量和铁路货运量的相对比重, $a_{1t}$ 和 $a_{2t}$ ),计算公式为 $Dis_{ij} = a_{1t}DistR_{ijt} + a_{2t}DistF_{ijt}$ ;

(3)定义地区*i*和*j*之间调整距离 $DistA_{ij} = Dist_{ij}/D_{it}$ 。调整距离同时反映运输距离和运输途径交通便利程度对运输成本的影响,是运输成本的较好衡量标准。地区间运输成本越高,则地区间价格差异性会越大,所以预计该指标对市场分割度的影响为正。本文公路距离和铁路距离数据分别来自《新编实用中国交通地图册》第6至第7页和第10至第11页(中国地图出版社2007年1月第2版)。

## (二)数据来源

本文如未经特别指出,所用数据均来自《新中国五十年统计资料汇编》、各年的《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国对外经济统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国财政统计1950—1991》、《中国财政统计1950—1985》、中经网统计数据库、国研网统计数据库、中宏数据库统计数据库、2005年各地区实际利用FDI以及1998年、2000年和2004年宁夏实际利用FDI数据来自2006年区域统计年鉴。本文样本包括中国大陆除海南、重庆、西藏以外的其他28个省、市、自治区。

## (三)估计结果

根据本文采用的财政分权度指标,按照基本回归模型本文共构建了五个回归方程,分别检验不同指标衡量的财政分权对地区市场分割的影响。根据Husman检验,回归方程(1)、(2)、(3)和(4)均在5%显著性水平下拒绝随机效

应模型,故认为采用固定效应模型效果更好,回归方程(5)在 5%显著性水平下拒绝固定效应模型,故认为采用随机效应模型更好。具体回归结果见表 4。

表 4 市场分割影响因素实证分析结果

变量/模型	(1) 固定效应	(2) 固定效应	(3) 固定效应	(4) 固定效应	(5) 随机效应
FDE	0.0019867 (0.94)				
FDR		0.002999*** (4.55)			
FDTE			-0.0022201 (-1.47)		
FDTR				0.0039734*** (4.25)	
FDSS					0.0010564*** (3.30)
OPEN	0.0002194 (0.59)	-0.0000844 (-0.23)	0.0001524 (0.40)	0.0000683 (0.18)	0.0004722* (1.81)
FDI	0.007744** (2.29)	0.0076368** (2.38)	0.0097733*** (2.91)	0.005989* (1.83)	0.008789*** (3.17)
GOV	0.0019323 (1.21)	0.0011736 (0.74)	0.0013593 (0.82)	0.0028815* (1.82)	0.0017862 (1.58)
EXTR	0.0014067** (4.47)	0.0007139** (2.08)	0.0013061*** (4.09)	0.0007312** (2.11)	0.0010747*** (3.33)
RW	-0.0015198*** (-3.06)	-0.001792*** (-3.74)	-0.0012218** (-2.47)	-0.0019795*** (-4.03)	-0.0003348*** (-2.76)
SOE	0.0024798*** (3.34)	0.0012586* (1.65)	0.0021276*** (2.82)	0.0016185** (2.17)	0.001564*** (3.36)
DISTA	7.87e-09** (2.22)	5.75e-09* (1.64)	7.30e-09** (2.04)	5.82e-09* (1.65)	1.59e-09 (1.14)
C	0.0015748 (1.13)	0.0017395*** (2.75)	0.0042128*** (1.50)	0.0010549 (1.47)	0.0007663** (2.14)
观察数	558	558	558	558	558
R-sq	0.0094	0.0185	0.0102	0.0132	0.1647

括号内为 t 值和 z 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平下显著。

从财政分权对市场分割的效应来看,无论是预算内财政收入分权还是预算内外财政总收入分权对市场分割度都具有明显的正向效应,而且统计上显著。这说明地方政府拥有的收入权越大,越有动机和能力去推动市场分割,从而保护本地区利益。以财政自给率衡量的财政分权对市场分割度具有显著正效应,说明地方财政自给能力越高,中央推动市场一体化进程受到的阻碍可能会越大,地方财权越大,中央的宏观调控政策越难实施,地方也越可能为了本地利益而牺牲全国利益。预算内财政支出分权对市场分割度的影响效应也为正,但是统计上并不显著,值得注意的是预算内外财政总支出分权对市场分割度的影响不显著为负。

从对外开放和 FDI 对市场分割的效应来看,对外开放度指标除了回归方程(2)系数为负之外,对外开放度对市场分割的影响效应为正,回归方程(5)显著,其他则在统计上不显著。对外开放对市场分割的影响并不显著的一个重要原因是其效应可能被 FDI 的影响有所减缓,因为进出口中许多源自于外商投资企业。FDI 对市场分割的影响效应和预期一样,显著为正,各省为了争夺 FDI 会通过种种利好措施包括地方保护措施展开全面竞争。

政府预算内外支出占 GDP 比重对市场分割效应为正,回归方程(4)显著,其他则在统计上不显著,表明政府规模的扩大,在财政压力和公共服务需求下,政府在收入最大化动机下可能会选择保护本地企业,限制资源外流和外地产品流入。预算外支出占预算内支出比重对市场分割的影响效应显著为正,财力分配秩序越差、财政纪律越糟糕,地方保护本地利益的动机和机会越大。

相对财富、非国有工业企业总产值比重和运输成本指标对分割度的影响和预期一样,相对财富对市场分割的影响显著为负,一省市经济地位的提高有助于该省市采取更加开放的态度面临竞争,更愿意和其他省份合作。非国有工业企业总产值比重对市场分割的影响显著为负,说明经济分权和市场化进程的加快有利于地区市场一体化发展,有助于在全国形成统一的市场。经济分权越深,市场化程度越高,企业自主权越大,企业的发展也更加专业化,企业会通过各种合作的方式绕过地区壁垒,例如采取在对方地区设立分部或合资、股份等形式与实行区域壁垒地区企业合作。采用距离衡量的运输成本对市场分割具有显著正向影响,这说明距离对两地价格差异的影响显著,随着我国近年来公路建设尤其是高速公路的快速发展,连接地区间实际有效距离不断缩短,这有助于地区间一体化进程的加快。

### 五、结论与政策建议

本文的研究重点是检验财政分权对地区市场分割的影响,经过实证分析发现,财政分权、尤其是收入分权加剧了市场分割程度,阻碍了全国商品市场一体化进程。为此,国家应该调整现有财政分权模式,建立更科学合理的财政体制,如将流动性税种收归中央,逐步取消税收返还,建立更加完善的财政转移支付制度,加快推进省以下财政体制改革;在支出方面,应该合理划分各级政府间事权和支出范围。财政分权从客观上会刺激地方本位的形成,所以中央政府应该了解这点,从而在制度设计上加以防范,合理发挥地区本位的积极作用,而限制其消极作用。经济分权和相对财富的提高则促进了市场整合程度,政府相对规模的扩大则不利于市场整合。所以,应该继续推进政府职能范围的调整和转换,尤其是要合理界定地方政府职能,政府要退出竞争性领域,将更多的微观资源配置交由企业。本文同时发现,一省(市)相对财富的提高有益于市场整合,因此应加快区域间协调发展,不断缩小地区差距。FDI 占 GDP 比重的提高明显加剧了市场分割程度,这表明各省市为了争夺 FDI 而可能采取种种措施,如限制本地资源和人才外流,限制外地竞争商品和企业的进入,这些措施加剧了市场分割,阻碍了市场一体化进程。对外开放度也加剧了市场分割,但是并不显著。财政分配秩序的混乱给地方政府实行地方保护提供了机会和可能,今后还应该继续加快公共财政的建设步伐,取消预算外资金,统一纳入预算内资金范围,加快财政制度建设,从制度上化解地方政府的负竞争行为。

参考文献:

- [1]沙安文,沈春丽,邹恒甫.中国地区差异的经济分析[M].北京:人民出版社,2006.
- [2]Poncet, Sandra.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[J].世界经济文汇,2002,(1):3-17.
- [3]郑毓盛,李崇高.中国地方分割的效率损失[J].中国社会科学,2003,(1):64-72.
- [4]黄毓琳,王敬云.地方保护与市场分割[J].中国工业经济,2006,(2):60-67.
- [5]朱恒鹏.地区间竞争、财政自给率和公有制企业民营化[J].经济研究,2004,(10):24-34.
- [6]银温泉,才婉如.我国地方市场分割的成因和治理[J].经济研究,2001,(6):3-12.
- [7]平新乔.政府保护的动机与效果——一个实证分析[J].财贸经济,2004,(5):3-10.
- [8]Li Jie, Larry D Qiu, Qunyan Sun. Interregional protection: Implications of fiscal decentralization and trade liberalization[J]. China Economics Review, 2003, 14: 227-245.
- [9]Poncet, Sandra. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. China Economic Review, 2003, 14: 11-21.
- [10]Xu, Xinpeng. Have the Chinese provinces become integrated under reform[J]. China Economic Review, 2002, 13: 116-133.

## Empirical Study on Fiscal Decentralization and Regional Market Segmentation

LIU Xiao-yong, LI Zhen

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** The effect of fiscal decentralization on domestic market integration is still an open issue to empirical study. Firstly, this paper measures 378 province-to-province market segmentation degree using regional RPI. Then, this paper uses Chinese provincial panel data from 1986-2005 to study the effects of fiscal decentralization, economic decentralization, opening, FDI, relative wealth, government relative scale, and extra-budgetary expenditure proportion of budgetary expenditure, and geographic distance on market segmentation. We focus on the effect of fiscal decentralization. This paper finds that fiscal decentralization especially revenue decentralization strengthens market segmentation, but economic decentralization enhances domestic market integration. Besides this, this paper also finds that FDI, opening, government relative scale, and extra-budgetary expenditure proportion of budgetary expenditure deteriorate market segmentation, but improving of relative wealth can enhance domestic market integration.

**Key words:** fiscal decentralization; economic decentralization; market segmentation

(责任编辑 许 柏)