

市场分割对经济增长影响效应检验和分解

——基于空间面板模型的实证研究

刘小勇*

摘要: 本文通过引入空间联系将市场分割对经济增长的影响分为当期效应和回响效应,当期效应和回响效应又分为直接效应和溢出效应,因此,市场分割对经济增长总效应可以分解为直接效应和间接效应。在此基础上,利用空间 Durbin 面板模型实证检验了省际市场分割对经济增长的影响,研究发现,1986-2009 年和 1994-2009 年市场分割对经济增长的当期直接效应和溢出效应都为负,直接效应、间接效应和总效应都为负,但是 1986-1993 年间,市场分割对经济增长的当期直接效应和溢出效应都为正,直接效应、间接效应和总效应也都为正。

关键词: 市场分割 经济增长 空间 Durbin 面板模型

一、引言和文献回顾

近年来,省际市场分割成为学者普遍关注的热点之一。现有研究主要集中在三方面:(1) 关注市场分割和地方保护的测度,以及中国国内市场是走向整合还是市场分割正在不断加剧(Young, 2000; Naughton, 1999; Xu, 2002; 白重恩等, 2004)。大多数学者的结论是中国存在市场分割,但正逐步走向一体化,国内统一市场不断形成。(2) 研究的视角从测度市场分割和地方保护的力度到探究市场分割的决定因素,试图以此来解释地方市场分割的成因(Li, et al., 2003; Poncet, 2003; 桂琦寒等, 2006; 刘小勇、李真, 2008; 范子英、张军, 2010)。(3) 探究市场分割对经济绩效的影响,研究市场分割对经济增长、出口等方面的影响。

陆铭和陈钊(2009)的研究发现,分割市场对于当地的经济增长具有倒 U 型的影响,同时,他们还发现,经济开放程度更高的省份更能够利用分割市场的方式来促进当地的经济增长。但是,更多研究得到的结论则表明地方政府采取的分割市场、地方保护主义政策对经济绩效具有负效应,市场分割不利于经济增长(Poncet, 2003; 余东华, 2008; 余东华、王青, 2009; 师博、沈坤荣, 2008; 张如庆、张二震, 2009; 刘小勇, 2010; 李国璋、刘津汝, 2010)。

现有文献不足之处在于,仅仅考虑了市场分割对经济增长的直接绩效,而没有考虑市场分割对经济增长的间接影响。陈钊和陆铭(2009)认为中国地方政府采取的分割市场政策是一种以邻为壑的政策,本文认为,以邻为壑的分割市场政策除了对本地经济具有直接影响之外,还会存在回响效应,这犹如国际贸易中一国 GDP 的增加会增加本国对国外产品的需求,从而增加外国的 GDP; 外国 GDP 的增长,又会增加外国的进口,从而增加对本国产品的需求,增加本国的出口,从而增加本国的 GDP,因此对外贸易是互惠互利的。但是如果一国采取限制进口的措施,则会掐断各国之间的这种联系,反而导致各国经济都遭遇损失。以邻为壑

* 刘小勇,华南理工大学经济与贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:lxyslh@126.com。

本研究获国家自然科学基金青年基金项目“我国城市社区转型及其治理研究——基于公共产品供给的政治经济学分析(编号:41101140)”、教育部人文社科青年项目“省管县财政体制背景下省以下财政分权、转移支付对县域政府行为影响实证研究(编号:12YJC790125)”、国家社科青年基金项目(12CTJ009)及华南理工大学中央高校 985 基金(编号:2011SM005, 2011SB001)项目资助。作者感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性修改意见,当然文责自负。

的市场分割政策中,各地方政府往往采取针锋相对的限制措施,互相限制本地区以外的产品流入本地区市场,阻碍产品区域流动,割裂地区间的贸易来往,反而可能不利于本地区经济增长。此外,随着市场经济体制改革的不断深入,非国有经济发展越来越快,地方性国有企业越来越少,企业组织形式也越来越多样化,这些都导致地区之间的经济联系越来越紧密,在这种情况下,采取分割市场政策,往往是损人不利己的行为。

本文认为,市场分割政策对地区经济增长的影响不能仅考虑当期效应,还应该考虑回响效应,同时,不仅应该考虑直接影响效应,还应该考虑相邻地区市场分割政策对本地区经济增长影响的外部性。地方政府采取分割市场的政策的一个重要原因是,阻碍竞争对手的绩效提升,确保自身排名的提升。在晋升激励下,相对绩效具有决定性的作用,因此,努力提高自身绩效的同时,降低竞争对手的绩效将有助于自身排名的提高,所以地方政府往往会采取地方保护、分割市场的政策来破坏竞争对手的经济增长。由此可见,只有综合考虑当期效应和回响效应,直接效应和间接效应,才能完整评估市场分割对经济增长的影响。

本文的研究结论也证实了我们的分析,1986-2009年间和1994-2009年间,市场分割对经济增长的直接效应和间接效应都为负,1986-1993年间,市场分割则对经济增长具有正的总效应,这一时期,市场分割政策的确促进了本地区增长。但是另一个值得注意的现象是1986-1993年这一时期,空间滞后项回归系数显著为负,即相邻地区GDP的提高,反倒对其他地区的GDP具有负向影响。这表明,这一时期,地区之间的竞争是一种恶性竞争,分割市场的政策虽然推动了本地区经济增长,但是对全国经济增长则并无益处。这与陆铭和陈钊(2009)的研究结论一致,他们认为虽然市场分割在一定程度上有利于经济增长,但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。中国存在的地方间市场分割,更像是一种“囚犯困境”的局面,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。

本文其他部分内容安排如下:第二部分测度市场分割程度,对变动趋势进行刻画;第三部分实证检验了市场分割对经济增长的当期效应;第四部分是市场分割对经济增长的效应分解;第五部分为结论部分。

二、市场分割程度测度和变动趋势

(一) 市场分割指数测度

本文遵循Paresley和Wei(2000,2001)以及桂琦寒等(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 $|\Delta Q_{ijt}^k|$,其中 $\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)$ 。

(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 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 由 a^k 与 ε_{ijt}^k 两项组成, a^k 仅与商品种类 k 相关, ε_{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378对省际数据之间求平均值 $\overline{|\Delta Q_t^k|}$,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 $|\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|} = (a^k - \overline{a^k}) + (\varepsilon_{ijt}^k - \overline{\varepsilon_{ijt}^k})$,令 $q_{ijt}^k = \varepsilon_{ijt}^k - \overline{\varepsilon_{ijt}^k} = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|}$ 。

(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 $Var(q_{ijt}^k)$,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。

本文地区市场分割度测量所选择的商品遵循桂琦寒等(2006)的范围,选择了各地区1986-2009年各年商品零售价格分类指数中的九类商品价格零售价格指数,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,为了尽可能地获得更多的数据,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1986-2010年各年的《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离出去,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) 全国市场整合趋势分析

桂琦寒等(2006)采用相对价格方差方法测度了1986-2001相邻省份市场分割指数,刘小勇和李真(2008)在桂琦寒等(2006)基础上,测度了各省份和其他全部省份之间的市场分割指数,本文也采用相对价格方差方法测度1986-2009年各省份和其他全部省份之间的市场分割指数,本部分分析也采用相邻省份市场分割指数作为对比。

图1反映了1986-2009年全国市场分割指数变动趋势。从图中可以看出,两种方法测度得到的市场分割指数总体变动趋势是一致的,但是采用相邻省份测度得到的市场分割指数高于全部省份测度的市场分割指数。1994年以后,用两种方法测度的市场分割指数差距呈现缩小趋势,两种方法测度得到的市场分割指数差别越来越小。另一个需要注意的现象是,1995年以前市场分割指数波动较为明显,在波峰波谷之间上下摇摆,这一时期正好对应中国财政体制实行财政包干制度时期,而且财政包干制度并非一成不变,在这一过程中进行了多次调整,这种调整使得中央和地方政府的财政利益处于不稳定的调整中,在一定程度上影响了地方政府行为,地方政府在不同的财政激励面前选择不同程度的分割市场行为。1994年之后,中国进行了分税制改革,虽然这一改革存在众多不足,但是至少保持了相对的稳定性,使得地方政府面临的财政激励在一定时期内相对较为稳定。因此,地方政府对市场分割政策的使用也就显得相对较为稳定,表现在市场分割程度上,分税制以来,市场分割指数的变动相对平缓,并未出现大起大落的情况,并在总体上呈现下降的趋势,个别年份虽有小幅上升,但是上升的幅度比较小。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(2003)所揭示的那样愈演愈烈,而是呈现出日渐整合的趋势,中国区域间一体化程度不断加强。

另一个需要引起重视的现象是,2007年以来,地区间市场分割程度有所上升,美国次贷危机给中国经济也带来一定的冲击,保增长成了地方政府工作的重中之重。在这一背景下,部分地区又重拾分割市场的经济政策,出台各种措施保护本地企业和产品,鼓励、引导甚至要求本地消费者优先购买本地企业生产的产品,如广西、安徽以及南京、杭州、长春、东莞、佛山、海口等地,都出台了一系列“促销”本地产品的措施(孙小林,2009)。甚至广东省一些专家学者集体上交了一份提案,建议学习香港、新加坡的经验,对省外劳工增加收费,通过适当限制外省劳工,减轻广东人口、财政、治安等方面的负担(郭丽君,2009)。这表明地方政府实施政策时,在一定程度上会受到利益集团的压力,会采取地方保护主义政策来保护本地企业的利益,这一政策并不一定是以促进本地经济增长为目的,而可能是政治上的考量。

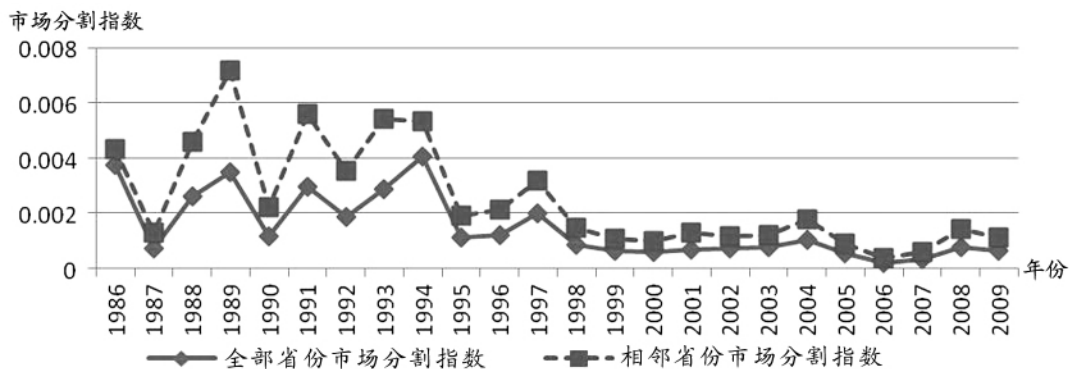
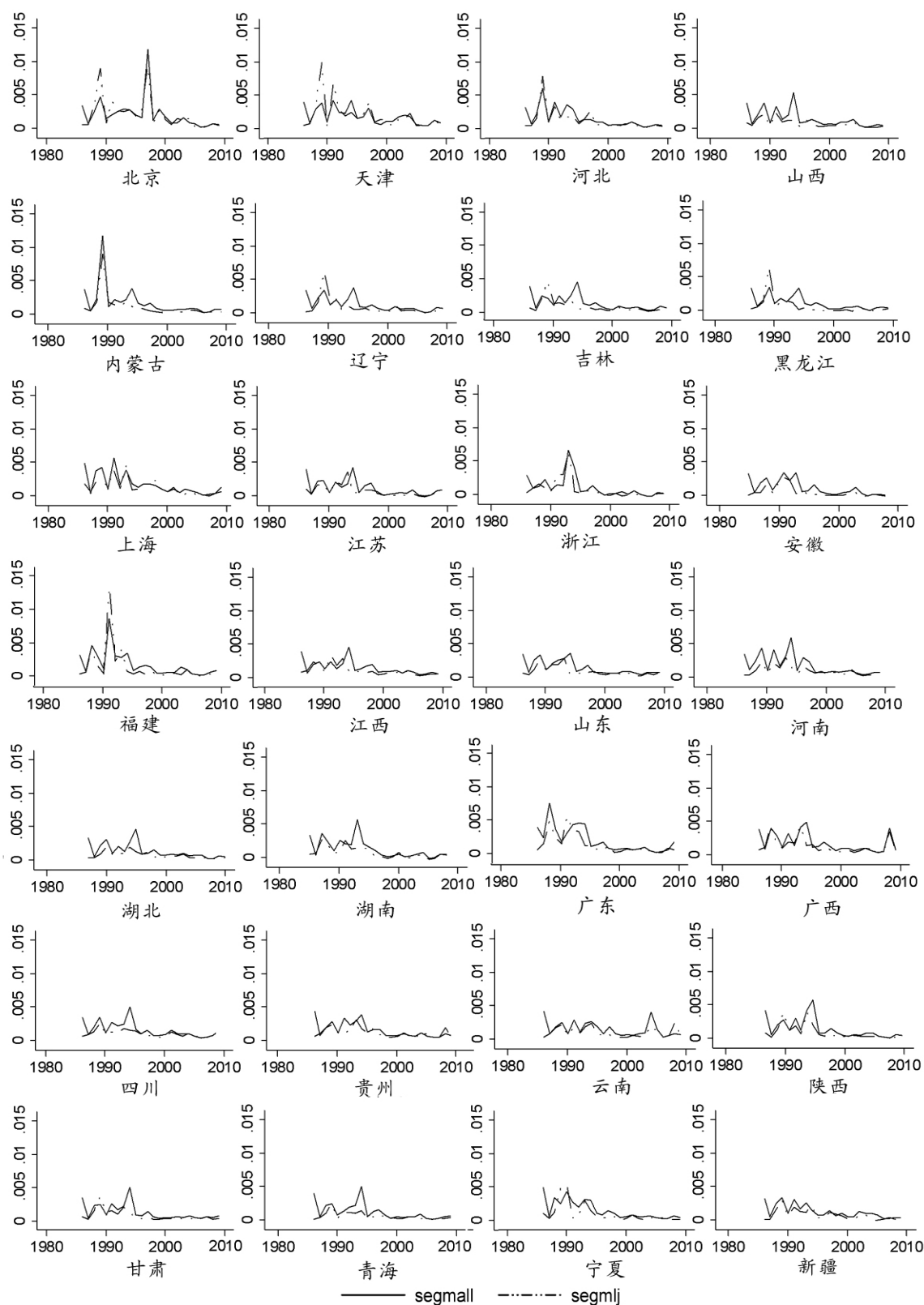


图1 全国市场分割变动趋势

(三) 省际间市场整合趋势分析

将378对省际间的指数按省合并,具体计算方法为,北京的市场分割指数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按该方法进行计算,所以计算最后得到的市场分割指数反映的是一个省份的平均分割程度,更确切地说,每一个省的市场分割指数表示的实际上是这个省与所有其他省的市场整合程度。从图2可以看出,各省采用全部省份计算得到的市场分割指数与采用相邻省份计算得到的市场分割指数变动趋势基本一致。从各省的情况来看,各省的相对价格指数绝对水平或者变化幅度存在一定的差异,但总体变动趋势和全国基本一致;1995年之前尽管存在较大的波动,但是1995年以后波动幅度相对平缓,并且呈现出下降的趋势,反映了全国区域市场一体化整合程度在不断提高。



注: segmall 表示全部省份方法测度的市场分割指数, segmlj 表示相邻省份方法测度的市场分割指数。

图2 省际市场分割程度变动趋势

三、市场分割对经济增长当期效应实证检验

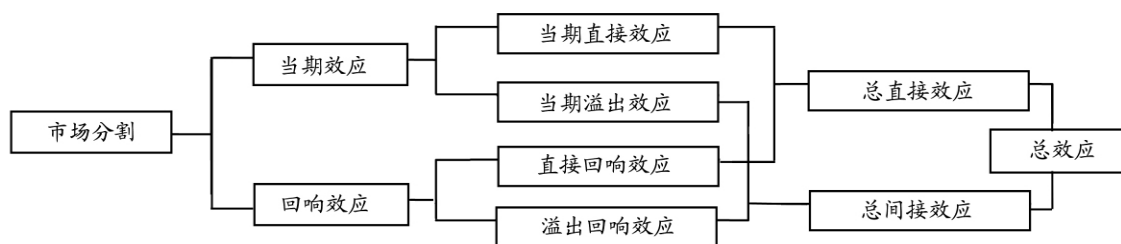
(一) 考虑空间联系下市场分割对经济增长影响路径分析

前文分析中曾提到市场分割对经济增长的影响, 犹如两国模型中限制进口对一国经济具有直接效应和回响效应一样, 市场分割对经济增长的影响也同样会存在当期效应和回响效应, 市场分割对经济增长影响的

回响效应来自于经济体之间的空间联系。

具体而言,我们将市场分割对经济增长的影响通过空间联系分为当期效应和回响效应,回响效应借助于经济体之间的空间相关性而存在。无论是当期效应还是回响效应又可以分为直接效应和外溢效应(溢出效应或间接效应)。

市场分割对经济增长的具体影响路径如图3所示。



(二) 变量和模型选择

本文采用空间面板 Durbin 模型估计市场分割对经济增长的影响,具体模型如下:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \theta + \alpha_i + \lambda_t + \xi_{it}$$

其中 y 为因变量,为 1993 年不变价人均 GDP; X 为自变量向量,包括 $segm$: 市场分割指数,本部分分析市场分割指数采用全部省份方法测度得到的市场分割指数^①; 省级财政分权(fde),使用乔宝云(2002)的测度方法测算; $open$,各地区对外进出口总值占 GDP 比重,采用历年人民币汇率中间值进行折算,刻画对外开放度; $bgov$,政府规模,采用预算内财政支出占 GDP 比重衡量; pk ,从业人员人均固定资本形成总额; β 为变量系数; WX 为上述 X 变量与空间权重矩阵的交叉项, θ 为交叉效应系数; ρ 为空间效应系数, α 为个体固定效应, λ 为时间固定效应, ξ 为随机误差项。 W 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵, n 为地区数。构建空间权重矩阵的方法很多,本文采用简单的 0-1 矩阵,若地区 i 和地区 j 边界相邻, W 中的元素 W_{ij} 的值为 1,否则为 0。

本文研究样本期间为 1986-2009 年全国除海南、重庆和西藏 28 个内陆省份数据,数据分别来自《新中国五十年统计资料》、《新中国五十五年资料汇编》、历年《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国国内生产总值核算——历史资料: 1952-2004》,其中 GDP 和人均 GDP 数据以及各地区固定资本形成总额根据普查数据进行了调整。

(三) 市场分割对经济增长当期效应影响估计结果

从前文全国和各省份市场分割指数变动趋势可以看出,1995 年前波动性较大,1995 年之后趋于平稳,波动性明显减少。1995 年之前波动性较大的一个重要原因是 1994 年之前中国的财政体制处于不断调整中,先后经历了多种财政包干体制,财政体制稳定性不够,1994 年分税制改革之后,财政体制保持相对稳定。基于以上原因,本文将样本划分为 1986-2009 年、1986-1993 年和 1994-2009 年三个时期,检验不同时期市场分割对经济增长的不同影响。

表 1 报告了空间 Durbin 模型估计结果, Moran 检验表明采用空间计量模型更加合适; 空间滞后 LM 和空间误差 LM 检验表明采用空间滞后模型优于空间误差模型; 空间个体和时间固定效应检验表明采用双向固定效应模型更适合; 空间 Durbin 和空间滞后模型 Wald 检验表明采用空间面板 Durbin 模型优于空间滞后面板模型,因此本文采用空间 Durbin 模型。 Hausman 检验表明固定效应模型优于随机效应模型,因此本文仅报告固定效应估计结果,随机效应估计结果与固定效应估计结果差别并不是很大。

从表 1 报告的结果可以看出,1986-2009 年和 1994-2009 年间,本地区市场分割程度的提高对当地经济增长具有负向影响,在 1986-2009 年间显著,但 1994-2009 年不显著。这表明,总体上而言,1986-2009 年间本地区市场分割的提高对当地经济增长的负向影响显著,1994-2009 年间则变为不显著为负。1986-1993 年间,市场分割对本地经济增长具有不显著正向作用,而对相邻地区经济增长则具有显著正向作用,这让人费解。从空间滞后项回归系数来看,1986-2009 年和 1994-2009 年间,相邻地区经济发展水平的提高对本地

^①采用相邻省份方法测度的市场分割指数得到的估计结果与采用全部省份得到的估计结果基本一致,有兴趣的读者可以向作者索要该结果。

区经济发展具有正向溢出效应,但是 1986 - 1993 年间则具有负向影响。

当期财政分权的提高对本地经济增长具有显著正向作用,相邻地区财政分权对经济增长的影响在不同阶段则有所不同,在 1986 - 2009 年和 1994 - 2009 年间相邻地区财政支出分权的提高对本地经济增长具有不显著负向效应,但在 1986 - 1993 年间相邻地区财政支出分权对当地经济增长具有显著的正向作用。开放度和人均资本的增加对本地经济增长都具有显著正向作用,对外开放度的增加对相邻地区经济增长具有正向作用,而人均资本投入增加对相邻地区经济增长则依据不同样本区间具有不同的效应。政府支出占 GDP 比重的提高对本地经济增长具有负向作用,对相邻地区经济增长的影响也根据不同样本区间而不同。

表 1 市场分割对经济增长当期效应估计结果

变量名	1986 - 2009 年	1986 - 1993 年	1994 - 2009 年
<i>segm</i>	- 0. 01259 ^{**} (- 1. 965483)	0. 00759 (0. 947774)	- 0. 004587 (- 0. 809319)
<i>fde</i>	1. 247953 ^{***} (17. 249983)	0. 959218 ^{***} (9. 141004)	0. 748015 ^{***} (8. 858630)
<i>open</i>	0. 011004 ^{***} (4. 067635)	0. 010415 ^{***} (3. 454265)	0. 023735 ^{***} (2. 434612)
<i>gov</i>	- 0. 45663 ^{***} (- 18. 216417)	- 0. 29389 ^{***} (- 7. 221771)	- 0. 34261 ^{***} (- 10. 805290)
<i>pk</i>	0. 182489 ^{***} (15. 138467)	0. 161379 ^{***} (7. 835659)	0. 169346 ^{***} (13. 941851)
$W \times segm$	- 0. 01457 (- 1. 111007)	0. 02975 [*] (1. 868102)	- 0. 02335 ^{**} (- 1. 994700)
$W \times fde$	- 0. 17075 (- 1. 114096)	0. 348293 [*] (1. 568898)	- 0. 52246 ^{***} (- 2. 925362)
$W \times open$	0. 051251 ^{***} (7. 233130)	0. 02946 ^{***} (3. 299961)	0. 116746 ^{***} (6. 956227)
$W \times gov$	0. 115042 ^{**} (1. 992263)	- 0. 07177 (- 0. 793332)	0. 06835 (0. 998877)
$W \times pk$	- 0. 08492 ^{***} (- 3. 932256)	0. 121612 ^{***} (2. 703835)	- 0. 0226 (- 1. 053716)
ρ	0. 367937 ^{***} (9. 478861)	- 0. 26395 ^{***} (- 2. 722939)	0. 162963 ^{***} (2. 874749)
Moran Test	6. 0569(0. 0000)	- 2. 2561(0. 0241)	9. 1010(0. 0000)
空间滞后 LM 检验	242. 1508(0. 000)	25. 0693(0. 0000)	351. 60(0. 0000)
LM 稳健性检验	9. 8849(0. 002)	12. 5586(0. 0000)	116. 12(0. 0000)
空间误差 LM 检验	34. 3704(0. 000)	18. 9473(0. 0000)	249. 49(0. 0000)
LM 稳健性检验	0. 8224(0. 364)	6. 4367(0. 0011)	14. 0123(0. 0000)
空间个体固定效应检验	950. 2861(0. 0000)	495. 0246(0. 0000)	968. 161(0. 0000)
时间固定效应检验	642. 5731(0. 0000)	66. 4548(0. 0000)	563. 234(0. 0000)
空间 Durbin 和空间滞后模型 Wald 检验	86. 2067(0. 0000)	30. 0653(0. 0000)	90. 7452(0. 0000)
R^2	0. 9964	0. 9967	0. 9975
Hausman 检验	21. 3105(0. 0303)	31. 0085(0. 0000)	22. 4206(0. 0211)

注: ***, **、* 分别代表 1%、5% 和 10% 显著水平下显著,括号内为 t 值。

四、总效应分解: 直接效应和间接效应测度

当引入空间系数的空间面板模型时,解释变量对被解释变量的影响并不能只看解释变量的估计结果,而应该考虑空间回归系数,综合考虑解释变量对被解释变量的当期效应和回响效应。空间效应的存在使得我们可以将解释变量对被解释变量的影响效应分解为直接效应和间接效应。

将前文的空间 Durbin 模型: $y_{it} = \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \theta + a_i + \lambda_t + \xi_{it}$, 可以重新写成如下形式:

$$y_{it} = (I - \rho W)^{-1} (X_{it} \beta + W X_{it} \theta) + (I - \rho W)^{-1} a_i + (I - \rho W)^{-1} \lambda_t + (I - \rho W)^{-1} \xi_{it}$$

被解释变量 y 对第 k 个解释变量 X 从地区 1 到地区 N 的偏导数为:

$$\left[\frac{\partial y}{\partial X_{1k}} \dots \frac{\partial y}{\partial X_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_1}{\partial X_{Nk}} \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial y_N}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_N}{\partial X_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12} \theta_k & \dots & w_{1N} \theta_k \\ w_{21} \theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N} \theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} \theta_k & w_{N2} \theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}$$

其中 w_{ij} 是 W 矩阵的第 (i, j) 个元素, LeSage 和 Pace(2009) 将直接效应界定为右边矩阵对角线元素值

和的平均值 ,间接效应界定为非对角线元素所有行和列元素的和的平均值。

本文借助该方法 将市场分割、财政分权、政府规模等变量对地区经济增长的影响的总效应分解为直接效应和间接效应 ,具体分解结果见表 2。

表 2 总效应分解: 直接效应和间接效应测度

1986 – 2009 年						
	直接效应	<i>t</i> 值	间接效应	<i>t</i> 值	总效应	<i>t</i> 值
<i>segm</i>	- 0. 01449 **	- 2. 18142	- 0. 02794	- 1. 39955	- 0. 04243 *	- 1. 79853
<i>fde</i>	1. 276223 ***	17. 07129	0. 422229 **	2. 107901	1. 698452 ***	7. 508582
<i>open</i>	0. 016583 ***	5. 879968	0. 081881 ***	7. 33568	0. 098464 ***	7. 79462
<i>gov</i>	- 0. 46192 ***	- 17. 9659	- 0. 07687	- 0. 92185	- 0. 53879 ***	- 5. 58666
<i>pk</i>	0. 181375 ***	14. 99114	- 0. 02447	- 0. 85105	0. 156905 ***	4. 704314
1986 – 1993 年						
	直接效应	<i>t</i> 值	间接效应	<i>t</i> 值	总效应	<i>t</i> 值
<i>segm</i>	0. 00577	0. 700574	0. 023829 *	1. 79522	0. 029599 ***	2. 064786
<i>fde</i>	0. 954169 ***	8. 673005	0. 080145	0. 466069	1. 034314 ***	6. 538353
<i>open</i>	0. 008692 ***	2. 919932	0. 023032 ***	3. 137203	0. 031724 ***	4. 180899
<i>gov</i>	- 0. 29471 ***	- 7. 17105	0. 004195	0. 058853	- 0. 29052 ***	- 3. 90062
<i>pk</i>	0. 1573 ***	7. 649783	0. 066894 *	1. 96675	0. 224194 ***	5. 968589
1994 – 2009 年						
	直接效应	<i>t</i> 值	间接效应	<i>t</i> 值	总效应	<i>t</i> 值
<i>segm</i>	- 0. 00557	- 0. 95867	- 0. 02781 **	- 2. 07038	- 0. 03339 ***	- 2. 1578
<i>fde</i>	0. 732125 ***	8. 779487	- 0. 46916 ***	- 2. 34863	0. 262961	1. 359621
<i>open</i>	0. 028863 ***	3. 197792	0. 140162	7. 272712	0. 169025 ***	8. 129186
<i>gov</i>	- 0. 34196 ***	- 10. 9768	0. 014954	0. 198	- 0. 327 ***	- 4. 0804
<i>pk</i>	0. 169623 ***	14. 31808	0. 006649	0. 296759	0. 176271 ***	7. 189212

从表 2 可以看出 ,1986 – 2009 年间 ,市场分割对经济增长的直接效应显著为负 ,间接效应不显著为负 ,总效应显著为负。市场分割程度提高 1% ,会直接导致本地经济增长下降 0. 0145% ,间接导致本地经济增长下降 0. 0279% ,总体上导致本地区经济增长下降 0. 0424% ,间接带来的经济损失约为直接损失的两倍。

1986 – 1993 年估计得到的结果与总样本得到的结果恰好相反 ,直接效应不显著为正 ,间接效应显著为正 ,总效应也显著为正。市场分割程度提高 1% ,会直接促进本地区经济增长提高 0. 0058% ,间接促进本地区经济增长提高 0. 0238% ,总体上促进本地区经济增长提高 0. 0296% 。间接效应明显高于直接效应 ,是直接效应的 4 倍之多。但是必须注意的是 ,这一时期地区间的空间滞后回归系数显著为负(见表 1) ,表明地区间经济存在负竞争 ,某一地区经济增长对相邻地区经济增长具有负向影响 ,即出现了以邻为壑的增长模式 ,我们可以认为这一时期地方经济出现了诸侯经济现象。1994 – 2009 年间 ,市场分割对经济增长的直接效应不显著为负 ,间接效应和总效应显著为负 ,市场分割程度提高 1% ,会直接导致本地区经济增长下降 0. 0056% ,间接导致本地区经济增长下降 0. 0278% ,总体上导致本地区经济增长下降 0. 0334% ,间接带来的经济损失约为直接损失的 5 倍。

五、结论与启示

本文利用 1986 – 2009 年测度得到的市场分割指数 ,采用空间面板 Durbin 模型实证检验了市场分割对经济增长的影响 ,并将市场分割对经济增长的总效应分解为直接效应和间接效应 ,得到以下结论:

- 1. 市场分割对经济增长存在两种作用机制 ,当期效应和回响效应 ,通过空间因素 ,当期效应和回响效应累积叠加成为总效应。
- 2. 市场分割对经济增长的当期效应包括当期直接效应和当期外溢效应 ,1986 – 2009 年和 1994 – 2009 年间 ,市场分割对经济增长的当期直接效应和当期外溢效应都为负 ,但是 1986 – 1993 年间 ,市场分割对经济增长的当期直接效应和外溢效应都为正。
- 3. 1986 – 2009 年和 1994 – 2009 年间 ,市场分割对经济增长的总效应都显著为负 ,而 1986 – 1993 年间 ,市场分割对经济增长的总效应显著为正。

通过本文分析 ,我们认为 ,短期内市场分割可能会带来一定的好处 ,但是从长期来看 ,市场分割不仅损人

还不利己,对经济增长绩效具有显著的负向影响。随着企业发展的纵深化,同一企业往往在不同地区都存在分公司或子公司,地区间经济联系也越来越密切,在这种情况下,某一地区采取的市场分割政策会通过空间联系产生回响效应,往往会反作用于本地区经济增长,从而导致本地区经济增长率下降。因此,面临经济危机采取的保护主义,最后只会导致两败俱伤的结果。

参考文献:

1. 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。
2. 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。
3. 范子英、张军 2010 《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》第3期。
4. 郭丽君 2009 《“渡难关”谨防地方保护主义抬头》,《光明日报》2月18日。
5. 李国璋、刘津汝 2010 《财政分权、市场分割与经济增长——基于1996-2007年分省面板数据的研究》,《经济评论》第5期。
6. 刘小勇、李真 2008 《财政分权与地区市场分割实证研究》,《财经研究》第2期。
7. 刘小勇 2010 《市场分割能改善地方经济绩效吗?——市场分割对经济增长影响实证分析》,《山西财经大学学报》第12期。
8. 陆铭、陈钊 2009 《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
9. 乔宝云 2002 《增长与均等的取舍——中国财政分权政策研究》,人民出版社。
10. Sandra Poncet 2002 《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》第1期。
11. 师傅、沈坤荣 2008 《市场分割下的中国全要素能源效率:基于超效率DEA方法的经验研究》,《世界经济》第9期。
12. 孙小林 2009 《地方保护现象回潮》,《21世纪经济导报》2月4日。
13. 余东华、王青 2009 《地方保护、区域市场分割与产业技术创新能力——基于2000-2005年中国制造业数据的实证分析》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第5期。
14. 余东华 2008 《地方保护能够提高区域产业竞争力吗?》,《产业经济研究》第3期。
15. 张如庆、张二震 2009 《市场分割、FDI与外资顺差——基于省际数据的分析》,《世界经济研究》第2期。
16. Fan, C. Simon and Xiangdong Wei. 2006. “The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China.” *The Review of Economics and Statistics* 88(4): 682-97.
17. LeSage, James, and R. Kelley Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Taylor & Francis Group.
18. Li, Jie, Larry D. Qiu, and Qunyan Sun. 2003. “Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization.” *China Economic Review*, 14: 227-245.
19. Naughton, Barry. 1999. “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, November 18-20.
20. Parsley, David C., and Shangjin Wei, 2000. “Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Cost, and Geography.” NBER Working Paper 7836.
21. Parsley, David C., and Shangjin Wei. 2001. “Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach.” NBER Working Paper 8468.
22. Poncet, Sandra. 2003. “Domestic Market Fragmentation and Economic Growth in China.” The 43rd European Congress of the Regional Science Association, Jyvisky, Finland, August 27-30.
23. Xu, Xinpeng. 2002. “Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform.” *China Economic Review*, 13: 116-133.
24. Young, Alwyn. 2000. “The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China.” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXV(4): 1091-1135.

The Effect of Market Segmentation on Economic Growth: Empirical Study Based on Spatial Durbin Panel Data Model

Liu Xiaoyong

(School of Economics & Commerce; South China University of Technology)

Abstract: This paper divides the effects of market segmentation on economic growth into current effects and repercussive effects which can divide into direct effects and spill-over effects respectively through special linkage. Based on the above the total effects can divide into direct and indirect effects. We investigate the effects of segmentation of economic growth using spatial panel Durbin model. We find the current direct effects and current spill-over effects of market segmentation on economic growth is negative during the period of 1986 to 2009 and 1994 to 2009. But the effects become positive during the period 1986 to 1993.

Key Words: Market Segmentation; Economic Growth; Spatial Durbin Panel Data Model

JEL Classification: H70, D72, P20

(责任编辑:陈永清)