市场歧视、区际边界效应与经济增长*

赵永亮，刘德学

（暨南大学 经济学院，广州 510632）

摘　要：跨区域商品价格差被认为是研究国内区际贸易的有效替代指标，文章首先以我国 12 个样本城市六大类商品价格为考察对象，经回归分析认为：除了距离等控制因素外，“樊纲指数”和“政府支出占 GDP 的比率”较好地解释了我国六大类商品价格偏差的边界效应，说明市场化进程落后的地区更可能筑起商品贸易的政策壁垒，而具有“父爱”意识的政府在高财政支出比率情形下更有能力实施保护战略，从而验证了文章的边界效应假说。实证分析还获取了两个层次的边界效应（包括品类边界效应和省份边界效应），并作为市场一体化指标被纳入文章的经济增长方程进行回归；结果显示：地方保护壁垒造成的省份市场分割，影响到保护战略实施省份的自身经济绩效。

关键词：边界效应；价格差；市场歧视

中图分类号：F061.5　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2009)02-0039-12

一、引　言

地方市场分割是建设全国统一的市场体系的重要阻碍，也是改革开放以来中国经济发展的重要特征之一。长期以来，地方保护和市场分割现象形成的“诸侯经济”一直难以克服，主要表现为各省区经济发展处于严重的自我循环状态，地区之间贸易冲突加剧，严重限制了地区资源利用效率的提高，如国务院发展研究中心对近 4 000 家企业的问卷调查显示，2/3 的企业认为地方保护对企业的生产经营有影响（李善同等，2004）。国内市场分割的典型特征还表现在国内区际贸易强度的下降趋势；[①] 此外芝加哥大学经济学家 Alwyn Young（2000）认为，[②] 中国省际的地区性贸易仅处于次优状态。

本文将研究我国省份间的价格差异，更多关注省份间的壁垒因素导致相同商品的价格偏差，以便观察我国市场一体化的程度。在分析思路上，将主要参考跨国价格差的众多研究，因为我国省份间的市场分割的确存在，国内学者通过研究也不断证实了这点，如近期朱恒鹏（2004）和胡向婷（2005）对地方保护和产业竞争的研究。当然对市场一体化扭曲研究最具影响的文献还是 Al-

收稿日期：2008-10-15

作者简介：赵永亮（1978—），男，安徽巢湖人，暨南大学经济学院博士生；

刘德学（1961—），男，吉林九台人，暨南大学经济学院教授，博士生导师。

wyn Young(2000)在经济学季刊上的一篇文章，该文对我国不同价格水平(零售价、工业资料价格和农业市场价格)进行了波动差异分析，认为价格差异与我国区际贸易壁垒相一致。因而，我们可以将区际的价格差异问题看成国家层面的类似问题，但是无需再考虑汇率波动问题；不过，和贸易联系的价格必然要考虑运输成本问题，这也是构成地区产品价格差异的主要考虑因素，运输成本主要通过距离来衡量。

二、E－R模型思路与边界效应模型

以下将借鉴Engel和Rogers(1994)、Dumas(1992)的思路，给出一个区际价格模型，并考虑运输成本，以及市场进入和运营成本。假定经济体内每个地区在最终产品方面均存在两个垄断提供者，其中一个垄断者为本地企业，另一个为外地进入企业；垄断竞争的结果存在均衡价格水平 $p^h_{i,k}=p^f_{i,k}$，$p^h_{i,k}$和 $p^f_{i,k}$ 分别为本地企业h和外地企业f在竞争均衡状态的价格水平，我们采取Cobb-Douglas函数形式来表示：

$$p^h_{i,k}=\beta(q^f_{i,k})\times(w^h_{i,k})^r\times(q^h_{i,k})^{1-r} \tag{1}$$

$$p^f_{i,k}=\beta(q^h_{i,k})\times(w^f_{i,k})\times(q^f_{i,k})^{1-r} \tag{2}$$

(1)式和(2)式中：$q^h_{i,k}$和 $q^f_{i,k}$分别表示企业h和f单位产品k的中间品投入价格，中间品的价格由竞争性市场均衡产生，假定中间产品为地区间贸易；$w^h_{i,k}$为 $w^f_{i,k}$分别为企业h和f单位产品k的市场进入和运营成本，可以认为是非贸易的服务成本；$\beta(q^f_{i,k})$和 $\beta(q^h_{i,k})$分别为市场均衡时企业h和f单位产品k的利润额(通过彼此均衡产品 $q^h_{i,k}$和 $q^f_{i,k}$的反应函数求得)。为了统一中间价格，我们令 $q^f_{i,k}=cq^h_{i,k}$，通过整理(1)式和(2)式，可得地区i产品k的价格为：

$$p_{i,k}=\alpha_{i,k}\times[f(w_{i,k})]^r\times(q_{i,k})^{1-r} \tag{3}$$

其中：函数 $\alpha_{i,k}\times f(w_{i,k})=\frac{1}{2}[\beta(q^f_{i,k})\times(w^h_{i,k})+\beta(q^h_{i,k})\times(w^f_{i,k})^r(c)^{1-r}]$，$w_{i,k}=w^h_{i,k}/w^f_{i,k}$表示企业h和f的相对市场进入和运营成本，主要反映地区i企业h和f存在的市场歧视程度。

1. 价格差异的因素分解。现在，我们继续分析价格的地区差异。如(3)式，对于不同地区i和j，中间产品的价格 $q_{i,k}$并不必然等于 $q_{j,k}$，因为中间产品在贸易过程中存在运输成本，假定具有Krugman的“冰山成本”，则中间产品相对价格 $q_{i,k}/q_{j,k}$存在一定的幅度，即 $1/d_{i,j}<q_{i,k}/q_{j,k}<d_{i,j}$；且运输成本 $d_{i,j}$依赖于地区i和j的距离，则 $q_{i,k}/q_{j,k}$也依赖于距离。至此，由(3)式，两地区间的价格差异可以写成如下对数差分形式：

$$\ln p_{i,k}-\ln p_{j,k}=\ln(\alpha_{i,k}/\alpha_{j,k})+r\ln(f(w_{i,k})/f(w_{j,k}))+(1-r)\ln(q_{i,k}/q_{j,k}) \tag{4}$$

其中：$\alpha_{i,k}$表示垄断价差，$f(w_{i,k})$为市场歧视程度的函数，假定方程右边的三项是彼此独立的，我们可以得出地区价格差异的方差为：

$$\mathrm{Var}(\ln p_{i,k}-\ln p_{j,k})=\mathrm{Var}(\ln(\alpha_{i,k}/\alpha_{j,k}))+r^2\mathrm{Var}(\ln(f(w_{i,k})/f(w_{j,k})))+(1-r)^2\mathrm{Var}(\ln(q_{i,k}/q_{j,k})) \quad (5)$$

从上式可以看出相对价格差异的方差,随着相对垄断价差提高而增加;随着相对非服务成本提高而提高(即随着相对市场歧视程度的提高而提高);随着贸易品的相对价格提高而提高。

此外,一般认为非贸易品在商品中的比率也是构成价格差异的因素,Engel 和 Rogers(1998)在实证中试图观察非贸易品与区域边界效应的关系,但并没有发现两者之间显著的关联,他们认为之所以存在非贸易品是因为贸易难以在远距离的两地发生,而与地区(或国家)边界无关,因为一旦运输成本很昂贵,贸易不仅在分离的省份间不易发生,在同一个省份的两个城市间也难以进行商品交易。但是,在跨省份边界的贸易中,边界壁垒导致的边界效应是无形存在的,如外省企业在当地受到的市场歧视程度以及政府公共支出对当地产品的消费偏好。

2. 边界效应的市场歧视因素。我们认为地区相对分割的市场很可能存在贸易的政策壁垒,而政策壁垒主要通过外地企业在本区域贸易的许可程度来决定(即由市场歧视程度 $f(w_{i,k})$ 来决定)。我们考虑企业追求利润最大化以及官员追求政绩最优,管辖区的经济发展直接与政府官员的考评挂钩,于是当地企业谋求发展与政府官员的政绩追求基本是一致的,因而本地企业更容易得到地方政府的保护,并付出较低的市场进入和运营成本。

具体来说,地方政府及其所属部门通过行政权力设立市场障碍,分割和封锁市场的行为主要有两种:一种是对过剩品实行“流入限制”,另一种是对短缺品实行“流出限制”。后者不是本模型考虑的重点;在前一种情况下,由于本地企业和政府的利益动机是一致的,本地商家在销售这些过剩产品时存在困难或受到外地同类商品在质量、价格、款式等方面的冲击,地方政府就会运用行政力量进行保护。

外地企业要进入本地进行销售经营活动,不仅仅是简单的营销费用,更要考虑市场的进入成本,如获取营业执照和各种许可证(如卫生证、准销证)以及需要建立分支机构和设置产品仓库,这些行为都需要得到当地政府的许可,甚至付出相应的“公关”成本;有鉴于此,外地企业常发出“找市场不如找市长”的无奈之声。总的看来,外地商品在当地销售必然少不了额外的交易成本,地方政府对当地市场的保护、对外地商品的封锁所造成的市场分割,则扭曲了价格信号,这正是模型分析的思路所在。

三、变量设定与边界效应的基本假说

1. 市场歧视的工具变量选择。

(1)市场化指数。我们利用樊刚市场化指数来作为反映市场歧视程度的

指标。樊刚指数由地区加权所得,反映两个省份市场化的相对程度。由于市场化改革对我国区际分工合理化的形成具有重要影响,市场化改革走在前沿的地区更加受益于区域经济一体化。因此我们给出以下假说。

假说1:市场化进程较快的区域更加开放其贸易市场,减少区际壁垒设置,从而贸易(或价格)具有较低的边界效应。

贸易交流的两个省份如果市场化差异越小,我们有理由认为双方具有更加一致的贸易政策。故我们利用市场化指数作为各省份或地区区际贸易壁垒衡量的一种替代指标,来考察壁垒因素与价格偏差的相关度。

(2)公共支出的消费偏好。贸易保护、市场歧视还体现在政府的消费偏好上。依据Sandra Poncet(2005)的考虑思路,我们同样有理由认为本省政府存在地方保护意识(如同国家层面的贸易保护),但这里并不考虑其他贸易政策的干预,仅在于分离出政府的消费偏好,由 η 表示。首先,简单假定本省仅存在两个部门:即政府部门与私人部门,政府部门对市场的干预程度(或对本省产品的保护程度)通过其支出占本省消费的比率来反映(高比率的政府支出被假定本省更具保护市场的能力)。结合(7)式,我们给出政府部门与私人部门分别对本省产品相对偏好的权重,即有:

$$\eta = a \times \eta_{pub} + (1-a)\eta_{priv} \tag{6}$$

其中:a为公共消费占本省消费的比率,(1-a)为私人消费占本省消费的比率;η_{pub} 和 η_{priv} 分别为公共部门与私人部门的相对本土(本省)消费偏好。由此,我们给出本文的第二个假说。

假说2:在对地方企业和产品具有"父爱"保护意识下,具有高公共支出偏好的地区更有干预市场的能力来设置区际壁垒政策,从而贸易(或价格)具有较高的边界效应。

除了市场歧视程度以及政府公共支出的消费偏好,当然还存在其他制度性壁垒障碍,我们很难完全观察,本文以下将在估计模型基础上,设置虚拟变量来反映边界效应,并从不同层面进行估计。

四、实证模型和数据

由(5)式,我们易得到一个简单的回归方程,形式如下:

$$V(q_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 d_{ij} + \beta_2 Bor_{ij} + \beta_3 Fan\_Index_{ij} + \beta_4 \eta_{ij} + \beta_5 g_{ij} + \sum_{k=1}^{m} \lambda_k D_k \tag{7}$$

其中:d_{ij} 为地区i和j间的对数距离;Bor_{ij} 为省份虚拟变量,若配对城市是为同省份取1,否则为0;Fan_Index_{ij} 为两个地区综合的市场化指数(樊纲指数);η_{ij} 为国有企业产值占GDP的比率,g_{ij} 为政府财政支出占GDP的比率;为了控制组间异方差,方程引入了一组城市虚拟变量 D_k;q_{ij} 为地区i和j间对数形式的价格差,$V(q_{ij})$ 为价格差的标准偏差。通过对(5)式的比较,我们期望(7)式估计参数 $\beta_1>0$,$\beta_2<0$,$\beta_3<0$,$\beta_4>0$ 以及 $\beta_5>0$。

城市价格数据来自中宏数据库,在全国36个大中型城市里,我们挑选了12个较为符合条件的城市,分别为北京、天津、杭州、宁波、福州、厦门、济南、青岛、广州、深圳、重庆和成都,这些城市之间可以进行配对(省内配对与省外配对),总共配对数为66对(例如,“北京—天津”、“北京—杭州”等共11对;接着,天津的配对为10个,因而城市配对总共12×(12—1)/2个)。各城市间的距离数据来自“距离计算器”(见网站 http://www.geobytes.com/CityDistanceTool.htm)。本文选取城市消费价格指数,包括城市消费价格分类总指数以及6个分类消费指数,它们分别为:城市食品类消费价格指数、城市烟酒及用品类消费价格指数、城市衣着类消费价格指数、城市家庭设备用品及服务类消费价格指数、城市医疗保健及个人用品类消费价格指数、城市娱乐教育文化用品及服务类消费价格指数。

此外,我们通过引入樊纲指数(我国各省份市场化指数)来反映企业在各省份受到的歧视程度,并将配对省份的樊纲指数相加得到共同市场化程度指数,因为我们认为市场一体化由双方省份共同决定,如果配对省份的樊纲指数都表现较高,则说明彼此间的市场分割较小。

值得注意的是,本文价格数据将采用2003年1月至2006年8月的月度数据,而月度数据难免存在季节性自相关过程,若使用时期面板数据,更要考虑时间数据的平衡性问题,而直接利用各地区总时期的 $v(q_{ij})$,则很大程度上可杜绝以上数据问题,但是为了进一步的稳健性检验,我们同时采用地区相对价格 q_{ij} 的一阶差分的偏差。定义 $\varepsilon_{ij,t}=q_{ij,t}-q_{ij,t-1}$,并选取全国平均价格指数作为各城市的参照系,称其为0,通过 $\varepsilon_{i0,t}$ 给定12个城市价格独立的一阶差分;而 $\varepsilon_{ij,t}$ 与 $\varepsilon_{i0,t}$ 的关系为 $\varepsilon_{ij,t}=\varepsilon_{i0,t}-\varepsilon_{j0,t}$。方程(7)可以被看作估计协方差矩阵 $\varepsilon_{i0,t}$ 的回归方程,定义 $Var(\varepsilon_{ij})$ 为 $\varepsilon_{ij,t}$ 的方差。于是有:$Var(\varepsilon_{ij})=Var(\varepsilon_{i0})+Var(\varepsilon_{j0})-2Cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$,在相同数据下,我们可以通过价格相关性指标来代替价格差作为回归的因变量。于是模型(7)变为:

$$Cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})=\beta_0+\beta_1 d_{ij}+\beta_2 Bor_{ij}+\beta_3 Fan\_Index_{ij}+\beta_4\eta_{ij}+\beta_5 g_{ij}+\sum_{k=1}^{m}\lambda_k D_k \tag{8}$$

上式模型中,$Cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$ 在回归中我们取绝对值,当两地距离越远,我们认为彼此价格共同波动的联系越弱;而市场越分割,价格波动联系也越弱,也就是说,在同一省份边界内(或经济区域内)价格联系越强,而跨省份(或跨区域)的价格联系较弱,则可以预期 $\beta_1<0$,$\beta_2>0$,$\beta_3>0$,$\beta_4<0$ 以及 $\beta_5<0$。

五、边界效应的度量和假说检验

首先,我们选择样本期内包括所有类别产品的价格指数,并考虑对样本城市所处省份设置虚拟变量来体现“边界效应”。实证变量选择相对价格差和相

对价格差的协方差指标,按照方程(7)至方程(8)分别作了两组8个回归(鉴于选择了面板数据,我们始终对商品类别设置固定效应,以便克服异方差性)。在回归中距离变量一直表现良好,与相对价格差以及协方差指标成反向关系,与预期符合(仅回归7与预期矛盾),此外距离平方进入方程的拟合效果似乎并不理想(方程1和方程5均未能通过5%的显著性水平检验),因此我们去除不显著的距离平方再给出回归2和回归6,结果并没有受影响。同时我们担心国有企业产值占GDP的比重与财政支出占GDP的比重可能存在较高的共线性关系,表1对回归2和回归6作进一步的稳健性检验,分别设置了回归3、回归4和回归7、回归8,相应的回归系数表明,分别单独回归的国有企业产值占GDP的比重与财政支出占GDP的比重并没有提高相应的显著性水平。

通过表1报告的几个结果以及相应的检验,我们可以确认得到的基本结果是稳定的。总体来说,三个市场歧视变量(无论是市场化进程、还是国有企业比重或财政支出比例)对地区价格差异(或差异的协方差)都具有较好的解释力,也基本验证了我们的边界效应预期假说。该结论类似我们先前的研究(赵永亮,2007),这基本验证了政府的保护偏好对边界效应的累加作用。在当前体制下,地方官员的激励机制存在设计缺陷,导致地方政府普遍存在狭隘的本土保护意识,相邻的区域之间难以达成利益共同体,从而难以形成统一的区域性市场,直接的表现就是区域间的贸易壁垒无法消除,并最终由商品价格差的边界效应来体现。

表1 全样本价格指数的回归

变量	因变量为 $V(q_{ij})$				因变量为 $cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$			
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7	回归8
距离	−0.34**	−0.67**	−1.27**	−0.57*	−1.64***	−0.97**	1.15**	−0.35**
d	(0.20)	(0.38)	(0.69)	(0.40)	(0.63)	(0.51)	(0.67)	(0.13)
距离平方	0.06				0.09*			
d^2	(0.05)				(0.08)			
边界效应	−0.08*	−0.09**	−0.12**	−0.11***	−0.12***	0.10***	0.15**	0.15*
Bor	(0.05)	(0.05)	(0.07)	(0.04)	(0.06)	(0.04)	(0.08)	(0.09)
樊纲指数	−0.16**	−0.14**	0.21*	−0.18*	0.10*	0.08***	0.11***	−0.07**
Fan_Index	(0.09)	(0.08)	(0.02)	(0.11)	(0.06)	(0.04)	(0.05)	(0.04)
国有企业	0.22**	0.25**	0.16*		−0.34**	−0.24*	−0.38**	
比重 g_{ij}	(0.13)	(0.14)	(0.11)		(0.18)	(0.18)	(0.21)	
财政支出	0.07*	0.14*		0.07**	−0.11*	−0.12**		−0.06
比例 η_{ij}	(0.05)	(0.09)		(0.04)	(0.07)	(0.07)		(0.05)
常数	1.58**	−1.48**	2.03*	1.63*	2.04*	2.55**	2.66**	−1.73**
	(0.70)	(0.81)	(1.22)	(1.02)	(1.23)	(1.34)	(1.27)	(0.83)
品类固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.66	0.53	0.51	0.52	0.77	0.67	0.63	0.623

注:括号内数值为标准差,***、**、*分别表示通过1%、5%和10%的显著性水平检验。

1. 边界效应值的测定。我们认为在考虑市场歧视变量后仍然存在未解释的边界效应,由边界虚拟变量来体现。从两组回归($V(q_{ij})$和$cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$)

的比例来看，回归 2 和回归 6 的边界效应系数的绝对值很接近，相应的指数值为 1.09(exp(0.09))和 1.10(exp(0.10))。

当不考虑国有企业比重或财政支出比例时，省份边界效应对相对价格差的解释力增强了，也进一步说明省份的市场割据依旧是造成省份边界效应的主要因素，如财政指出比例的边界效应指数值为 1.03(exp(0.12－0.09))。当然一些未观察的变量也对边界效应产生影响，其中包括制度变量或通货膨胀因素以及劳动力地区差异(Engel、Rogers，1998)等，因本文研究所限，有待继续考察。

2. 商品层面的边界效应。我们就因变量 cov(ε_{i0}，ε_{j0})和 V(q_{ij})分别对六类价格指数分别做回归，相关的系数与显著性水平值见表 2 所示。表 2 分别选择了回归 4 与回归 8，并在缺省距离二次项的情形下，用多次回归来检验边界效应系数的变化，发现实证结果总体较为稳健。因变量为 cov(ε_{i0}，ε_{j0})的回归中，相关变量的实际符号与预期符号吻合程度要略微低于因变量为 V(q_{ij})的回归。

表 2　分样本价格指数的边界效应回归

商品类别	因变量为 V(q_{ij})				因变量为 cov(ε_{i0}，ε_{j0})			
	距离 d	边界效应 Bor	樊纲指数 Fan_Index	财政支出比例 η	距离 d	边界效应 Bor	樊纲指数 Fan_Index	财政支出比例 η
1	1.01***	－0.15	－0.08	－0.09***	1.24*	0.01	－0.13***	－0.02
	(0.45)	(0.12)	(0.09)	(0.03)	(0.78)	(0.02)	(0.06)	(0.03)
2	0.47	0.24***	0.05***	0.02***	0.63*	0.14	0.22	0.18**
	(0.65)	(0.14)	(0.02)	(0.01)	(0.45)	(0.11)	(0.17)	(0.10)
3	－0.85***	－0.18*	0.11*	－0.15*	－0.75***	－0.48***	0.15	－0.15***
	(0.26)	(0.12)	(0.07)	(0.08)	(0.26)	(0.18)	(0.15)	(0.05)
4	－1.67***	－0.40***	0.26**	0.38*	－0.67***	0.29	0.27*	0.15***
	(0.75)	(0.19)	(0.14)	(0.27)	(0.33)	(0.25)	(0.19)	(0.06)
5	1.07*	0.15***	－0.11	0.27***	1.34**	0.17***	0.15	0.26*
	(0.79)	(0.05)	(0.17)	(0.08)	(0.70)	(0.08)	(0.27)	(0.19)
6	－0.69	－0.22**	－0.17	0.32***	－0.63***	－0.32***	0.18***	－0.34**
	(0.78)	(0.13)	(0.25)	(0.13)	(0.24)	(0.15)	(0.09)	(0.19)

表 2 中两组因变量回归的边界效应变量实际符号与预期吻合的比率均为 4/6；就樊纲指数实际符号与预期吻合的比率来说，因变量为 V(q_{ij})的吻合程度(3/6)要低于因变量为 cov(ε_{i0}，ε_{j0})的吻合程度(5/6)，此外财政支出比例变量 η 符合预期的概率也较高。就不同类型商品价格来看，表 2 的两组因变量回归尽管体现出略微的边界效应差异，但是两组因变量回归并不存在严重的矛盾，通过比较，我们认为回归在总体上是稳健的。

当然，不同商品类型的价格差显示出不同的边界效应。这一方面在于商品本身的属性(就运输成本高或不易运输的商品来说，区域间的价格波动联动性可能较弱，而导致较高边界效应)；另一方面在于针对不同的商品，政府保护的倾向和偏好也可能存在差异。

回归结果显示出较高的预期吻合率，证实了不同商品价格波动的边界影

响,以及樊纲指数和财政支出比例变量对价格波动影响的存在,也部分说明了我国省际政策壁垒(各种地方保护措施和市场)对价格波动的影响。鉴于本文未能给出其他反映地方保护的政策变量,回归中的边界效应系数普遍显著较高。

2. 区域层面的边界效应。鉴于我们选取的数据类型为动态面板数据,即一定时期内行业和地区的三维数据,因而在实证方面,我们可以通过设置区域层面的固定效应来获取价格差的边界效应,回归结果见表 3。

从省份的边界效应看,两组因变量回归显示西部省份(重庆和四川)普遍存在高边界效应,说明西部省份较为封闭。其原因一方面在于地理条件的局限,西部区域与外界的商品流通存在较高的运输成本;另一方面更可能在于西部区域经济发展落后于其他地区,政府更具保护意识,从而导致西部地区商品价格与外界趋同联系较弱。此外,福建也存在较高的边界效应,其次为北京;而作为沿海发达省份广东、山东和浙江则具有较低的边界效应。

表 3 价格差的省份边界效应

省份地区	因变量 $cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$		因变量 $V(q_{ij})$	
	边界效应	标准差	边界效应	标准差
北京	1.95*	(0.47)	1.79*	(0.38)
天津	1.48	(0.21)	1.54*	(0.26)
浙江	1.57***	(0.17)	1.70***	(0.24)
福建	2.14***	(0.28)	2.08***	(0.13)
山东	1.46	(0.30)	1.34**	(0.16)
广东	1.43	(0.32)	1.40**	(0.19)
重庆	2.32***	(0.41)	1.72	(0.68)
四川	4.35***	(0.27)	2.12**	(0.42)

六、边界效应对区域增长差异的影响分析

我们现在转向市场分割对经济增长因素的影响分析。传统经济理论注重物质资本和人力资本的积累,以及在内生增长设定中注重技术变化。但是资本积累和技术创新只是最直接的经济增长因素,一旦我们确定了此类因素对经济的贡献,我们仍需要深入地思考:为什么一些区域或国家能产生资本积累和技术创新?根据 Dani Rodrik(2004)的推断,我们认为至少还存在三个因素——地理、一体化以及制度——构成经济增长最深层次的因素。

我们使用 8 个省份 1990－2005 年 3 个子时期的数据集来研究市场分割对经济绩效的影响。我们分别按照 5 年进行截取,将总体样本分成 3 个子时期(1990－1995 年,1996－2000 年,2001－2005 年)。估计下列方程有:

$$LnY_{m,t}=c_0LnY_{m,t-1}+c_1LnK_{m,t}+c_2LnL_{m,t}+c_3BE_{m,t}+D+T+\varepsilon_{m,t} \quad (9)$$

其中:时期 t=1,2,3,分别表示以上三个子时期,$LnY_{m,t}$是时期 t 省份 m 对数形式的真实单位 GDP,$LnY_{m,t-1}$是滞后 1 期的水平值。$LnK_{m,t}$和 $LnL_{m,t}$分别为资本和劳动的对数形式,作为经济增长的重要因素,用来对回归方程进

行控制,各经济指标在时期 t 的值为该时期内的平均值;$BE_{m,t}$是省份的边界效应值,由上文贸易流数据回归得到的省份边界效应指数值代替,以此来反映省份之间的分割程度;此外(9)式还有三个分布项,包括未观察的省份固定效应 D、时期固定效应 T 以及随省份与时期都变化的残差项 $\varepsilon_{m,t}$。

1. 内生性问题与 GMM 方法。区域一体化与制度因素一样可能是内生的,在决定经济增长水平的同时,也为经济增长所制约,如改革开放以来,基础设施的改进不断降低了区际贸易的交易成本,一体化效应促进了区域经济发展,而区域经济全面增长的同时也促使政府加大力度进行基础设施投入和建设,从而消减了一体化的自然壁垒。当然,经济发展也通过制度变迁(改变地方保护战略)而影响区域一体化。这种互为因果关系的变量在回归中成为众多经验研究者所棘手的问题,尽管逻辑上容易确定因果变量的彼此关系,但是要分离出它们彼此的因素影响,必须借鉴更为有效的计量工具。

对于本文的方程(9)可以运用基本的差分办法来消除异方差(即使在固定效应或随机效应中,差分也是消除个体效应的基本思想);此外,若不存在组间效应下,一些合适的工具变量需要被引入,这样将使估计不再由于时不变缺省变量而有偏。

即使有测量误差和内生变量的存在(如投资、劳动力或本文的市场一体化指标),工具变量的使用将使参数估计保持一致性。由于本文回归的时期个体数目不大(仅 3 期),因而对时间的差分可能没有以水平值作为工具变量更有效,Arellan(1989)给出了相关的证据,这里我们通过时期的平均值来代替差分值。在工具变量引入中,除了滞后因变量外,其他解释变量仍然运用自身作为工具。

过度识别的检验(Hansen J statistic)。GMM 估计可以保证即使存在异方差时估计系数也是有效的,而且也是一致性的,这主要依赖于工具变量是否有效。Hansen Sergeant 过度识别约束的检验可以辨别工具变量是否有效,在原假设下,该统计量对于过度识别约束在数量上服从卡方分布;如果拒绝原假设,则说明我们应该对工具的有效性持怀疑态度。

2. 边界效应影响工业产值增长的经验结果与分析。首先,对于方程(9)的 GDP 指标而言,我们可以通过上文的边界效应值来衡量市场分割对工业的产值影响。对于缺省变量,我们分别引入"国有企业在国民经济中的份额"和"进出口占 GDP 的比例"两个变量来体现"改革"和"开放"的制度和政策因素,以此来控制缺省变量对经济增长的地区影响。

我们对方程(9)所需指标进行选取。以下实证分别利用工业产值、工业资本投入 K 和劳动力投入 L、国有企业产值占 GDP 的份额(以 PS 表示,即 Public Sector)、进出口占 GDP 的比例以及边界效应指标 BE 一同进行了 5 组回归,结果见表 4。回归中的 K 和 L 均为预期的符号,且 5 个回归的系数均呈现

较为一致的稳健性。除了资本与劳动对工业经济增长的贡献外，我们发现作为市场分割的边界效应变量与经济增长呈负相关。

表 4　边界效应与工业 GDP

变量	Eq1 (Whithin)	Eq2 (GMM)	Eq3 (GMM)	Eq4 (GMM)	Eq5 (GMM)
K	0.803*	0.365**	0.590***	0.645***	0.035***
	(0.48)	(0.39)	(0.17)	(0.12)	(0.14)
L	0.41*	0.55*	0.49***	0.35***	0.36
	(0.27)	(0.34)	(0.13)	(0.15)	(0.21)
BE	−0.005	−0.011*	−0.009*	−0.012	−0.003*
	(0.004)	(0.008)	(0.005)	(0.011)	(0.002)
PS			0.105		−0.078
			(0.10)		(−0.08)
进出口占 GDP 的比率				0.337**	0.211**
				(0.19)	(0.12)
TimeDummy	yes	yes	yes	yes	yes
R-squared	0.74	0.62	0.77	0.85	0.74
Hansen J test	/	34.1	64.3	54.3	44.0

首先通过固定时间效应以及设置时间 SUR 的 GMM 权重，我们得到工业产值 GMM 估计的 Eq2，边界效应的回归系数显著为负(10%显著性水平)，与我们的预期相符。为消除缺省变量对回归的影响，我们逐步引入两个“改革开放”的政策变量，在总体上并未对边界效应产生影响。此外我们也给出了一个面板数据的组内回归(Within)见 Eq1(消除异方差后标准误显示稳健)。

余下的 4 个回归均为一步 GMM 估计。4 个 GMM 回归中，边界效应的 1 个系数通过 5%的显著性水平检验，2 个系数通过 10%的显著性水平检验，系数值在−0.003 与−0.011 之间较为稳健，这意味着省份间的边界分割导致工业经济增长的下降。另外，政策变量中体现“改革”的 PS 在两个回归方程中均不显著，这可能因为“国有企业产值占 GDP 的比重”并不是“改革”指标很好的替代工具，因而在后期研究需要斟酌选取何种工具变量；而体现“开放”的政策变量在相应的回归方程中较为显著。所有的回归我们均给出了模型设定中工具变量过度识别的 J 检验值(见表 4)，总体来看，相应方程的 Hansen J statistic 显示较为理想，我们不能拒绝工具变量的有效性。

总体而言，边界效应越高(一个省份与其他地区的边界壁垒越高)，则工业经济增长越低。说明地方政府实施的保护战略导致了市场分割，并没有对本地区的经济增长产生正效应，相反阻碍了当地经济的总体发展。

七、结　论

本文首先借鉴 Engel、Rogers(1994)和 Dumas(1992)的思路，构造适合我国省份内部区域的 E-R 修正模型，同时兼顾政府的“市场歧视”行为，构建了政府干预与价格偏差关联的理论模式；以此为基础，实证模型引入了“樊纲指数”和“政府支出占 GDP 的比率”来显示政府干预区域市场的程度和能力(政

策壁垒变量),并将其与边界变量一同作为解释变量分别对我国12个样本城市近两个年份的价格偏差 $V(q_{ij})$ 与协方差 $cov(\varepsilon_{i0},\varepsilon_{j0})$ 进行回归,结果显示:城市相对价格在波动差异上具有显著的边界效应;除了距离因素外,“樊纲指数”和“政府支出占GDP的比率”较好地解释了我国六大类商品价格偏差的边界效应。这足以说明市场化进程落后的地区更可能筑起政策壁垒,实施贸易保护战略;同样,对本地区企业和产品具有“父爱”意识的政府在高财政支出比率情形下更有能力实施保护战略。

实证结果获取了两个层次的边界效应(包括品类边界效应和省份边界效应),进而本文在传统经济增长模型的基础上,引入了制度因素的市场一体化指标(即边界效应),将其纳入增长模型,给出了工业产值增长的估计模型,以此来考察边界效应对经济增长的增量影响。有别于先前学者的研究,本文在已有的边界效应估计值基础上,分析了我国8个省份三个子时期(1990－1995年、1996－2000年、2001－2005年)的相关经济变量,利用GMM方法来实现动态面板数据的估计。结果显示:地方保护壁垒造成的省份市场分割,影响到实施保护战略省份的自身经济绩效。我们的研究结论在某种程度上延伸了林毅夫(2005)的实证结果。该研究曾从国民经济资源配置效率的角度来测算地方保护和市场分割的静态影响,他认为扭曲的地方保护,在造成资源配置低效率的同时,也降低了经济增长。

当然我们认为,地方保护的边界壁垒更存在长期、动态的负面影响。由于地方保护和市场分割限制竞争,保护了落后的生产力,将延缓技术效率提高的速度和技术进步的速度,这从长期看不利于缩小区域差异(如区域间的收入水平差异),最终也会降低社会总体的福利水平。

---

* 本文获得笹川优秀青年基金项目的支持,在此感谢。

注释:

①通过省际贸易数据,Poncet(2003)得出与Naughton(1999)相似的结论,那就是省际的地区性贸易在GDP和总贸易额中都占了较大的比重。中国省际的平均贸易量在1987年、1992年和1997年分别占GDP总量的54%、50%和38%。这些数据要比西欧、北美自由贸易区(NAFTA)以及东南亚国家联盟(ASEAN)等国家或地区间的相应贸易数额大得多;但是中国省际的平均贸易量在1987年、1992年和1997年分别占各省总贸易量的88%、80%和66%,显示出内贸强度的下降。

②依据Alwyn Young在美国《经济学季刊》上的一篇文章,张军(2000)给出这位芝加哥大学经济学家的判断:“中国过去20年里的所谓‘转型’和‘自由化’实际都有一些倒退。中国从只有一个中央计划到有许许多多相互竞争的计划。”

参考文献:

[1]林毅夫,刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距[J]. 经济研究,2003,(3):19－25.

[2]李善同,侯永志,刘云中,陈波．中国国内地方保护问题的调查与分析[J]. 经济研究,2004,(11):78－84.

[3]Engel,Charles. Accounting for U.S. real exchange rate changes[J]. Journal of Political Economy, 1999,(107):507－538.

[4]Engel, Charles,John H Rogers.How wide is the border? [J]. American Economic Review.1996,86(5):1112－1125.

[5]Engel, Charles, John H Rogers. Deviation form purchasing power parity: Causes and welfare costs, [J]. Journal of International Economics, 2001,(55):29－57.

[6]Engel, Charles. Real exchange rates and relative prices: An empirical investigation[J]. Journal of Monetary Economics,1993,(32):35－50.

[7]Poncet S. A fragmented China, measure and determinants of Chinese domestic market disintegration[J]. Review of International Economics,2005,13(3),409－430.

[8]Yin-Wong Cheung, Kon S Lai. A reappraisal of the border effect on relative price volatility[R].CESIFO Working Paper,2006,NO.1640.

Market Discrimination, Regional Boundary Effect and Economic Growth

ZHAO Yong-liang, LIU De-xue

(*School of Economics*, *Jinan University*, *Guangzhou* 510632, *China*)

Abstract: Cross-regional price difference is regarded as a good substitute index of domestic inter-regional trade. Based on the prices of 6 types of commodities in 12 sample cities, the paper uses regression analysis and concludes that Fangang index and the percentage of government expenditure on GDP can provide better explanations of boundary effects of price differences of 6 types of commodities besides such controlling factors as distance. It is apt to form trade barriers in the areas with slow market-oriented reform and to implement protection strategy by the local governments, so the assumption of boundary effect has been verified. Through the regression analysis of economic growth by introducing market integration index, it indicates that provincial market segmentation has impacts on economic performance of provinces who implement local protection strategy.

Key words: boundary effect; price difference; market discrimination

（责任编辑　许　柏）