外商投资、贸易开放度与中国财政支出结构

蔡伟贤，踪家峰
（厦门大学 经济研究所，福建 厦门 361005）

摘　要：文章采用空间计量经济方法，利用空间和时间固定效应的空间自回归模型和空间误差模型，就外商直接投资、贸易开放度与我国地方政府公共支出结构之间的关系进行分析。得出以下结论：我国各省的地方财政总支出及其主要构成部分存在显著的空间相关性；外商直接投资限制了政府部门规模，降低了总支出水平及其主要构成部分的支出水平，支持效率假说的推断；贸易开放度扩张了政府部门规模，提高了总支出水平及其主要构成部分的支出水平，支持补偿假说的推断。

关键词：FDI；贸易开放度；支出结构；空间计量

中图分类号：F752；F810.45　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2008)08-0088-09

一、引言和文献综述

最近几十年来，经济全球化、一体化程度越来越高，全球化对国别经济的影响成为国际学术界共同研究的热点问题，其中全球化对国家财政收支结构的影响引起了学界的广泛关注。我国实行分税制改革以来，财政体制的分权特征逐渐形成，财政分权使各个地方政府成为相对独立的经济主体，但政治领域并没有分权，中央政府对地方官员的考核、任命具有绝对权威。这种经济分权伴随着政治集权，使得地方官员有非常强烈的激励为追求政绩而发展经济，各级地方政府为了吸引更多的经济资源、资本流入本辖区，以提供优质地方公共产品为主要特征的财政竞争愈演愈烈，这导致我国地方财政支出结构扭曲，进而损害当地居民的福利状况。Devarajan 等（1996）和 Kneller 等（1999）的研究表明，政府支出结构与一个经济的长期增长率有关；Knelle 等发现，那些政府生产性公共支出没有受 FDI 影响的 OECD 国家，经济发展得比较好。然而如果政府为了吸引 FDI，减少生产性支出，增加非生产性支出，将不利于经济的长期增长。因此，就经济全球化对我国地方政府支出结构的影响进行研

收稿日期：2008-05-09

基金项目：国家自然科学基金项目（70303019）

作者简介：蔡伟贤（1981－），男，湖南沅江人，厦门大学经济研究所区域经济学博士生；
踪家峰（1970－），男，江苏沛县人，厦门大学经济研究所副教授，博士后流动站研究人员。

究有重要的理论和现实意义。

关于全球化对政府收支结构的影响,理论上主要分为两类假说:效率假说和补偿假说。“效率假说”认为,随着全球化程度的提高,为了吸引 FDI,政府会降低税率(尤其是资本税率),这将导致政府部门规模缩减,尤其会减少私人生产性公共投入。这类文献指出,全球化对政府收支结构主要有两个影响:第一,政府之间为了吸引国际流动资本,将公共支出主要投向私人生产性公共投入,如教育、培训、研发和基础设施;第二,由于国际资本的流动性,政府竞相降低税率,吸引资本,导致税收收入减少(Tanzi,2000)。“补偿假说”却认为,由于经济全球化程度的提高,经济不安全因素导致政府部门扩张,提高社会保障支出,即人们面临的外部风险增大,必然要求政府提供更多的社会保障来减轻由全球化带来的外部风险,从而使得政府增加社会福利支出。他们认为,贸易开放度越高的国家会遇到更强更频繁的外部冲击,因此,政府将提供更多的社会保障来减轻这种外部风险(Rodrik,1998);全球化增加了社会秩序混乱和经济不安全因素,政府必须为此向人们提供庇护(Garret,1998)。Keen 和 Marchand(1997)将效率假说和补偿假说放在一个模型里进行研究,他们指出:一个国家单方面增加其生产性支出将提高私人资本的边际生产力,吸引国际资本流入,从而扩大资本税基,同时使其他国家的税基缩小,租金和工资减少;在一个非合作均衡下,政府支出结构的效率是低下的,政府将会过度提供生产性支出,而在提高居民福利方面的支出将会供给太少。

国际上一些学者对这两个理论假说进行了实证检验,但并没有得出一致的结论。下列文献的检验结果支持效率假说:Rodrik(1997)、Garret 和 Mitchell(2001)、Kittel 和 Winner(2005)分别利用 OECD 国家的数据进行研究,其结论比较相似,Rodrik 的研究表明,贸易开放度与政府支出负相关;Garret 和 Mitchell 的研究表明,贸易开放度降低了政府总支出、政府消费及社会保障支出;Kittel 和 Winner 的研究表明,FDI 降低了公共部门规模。Alesina 和 Wacziarg(1998)利用发达和发展中国家数据的研究表明,贸易开放度对政府总支出没有显著影响,但与教育和公共投资正相关。Kaufman 和 Segura-Ubiergo(2001)利用拉美国家数据的研究表明,贸易开放度与社会保障支出负相关。而另一些研究为补偿假说提供了证据:Hicks 和 Swank(1992)、Huber 等(1993)、Bernauer 和 Achini(2000)、Swank(2001)、Bretschger 和 Hettich(2002)、Gemmell 等(2008)分别利用 OECD 国家的数据进行研究,得出的研究结论基本一致,Hicks 和 Swank、Huber 等、Bretschger 和 Hettich 的研究表明,贸易开放度与社会福利支出呈显著的正相关关系;Bernauer 和 Achini 认为,贸易开放度提高了政府总支出和税收收入;Swank 还加入了一些政治和制度因素进行研究,认为贸易开放度和其他政治及制度变量一起增加了政府总支出;Gemmell 等的研究表明,FDI 和贸

易开放度对政府规模没有影响,但FDI明显提高了社会保障支出。Rodrik(1998)、Garret(2001)、Adsera和Boix(2002)利用发达和发展中国家的数据进行研究,Rodrik认为贸易开放度与政府消费、政府总支出正相关,Garret认为贸易开放度增加了政府消费,Adsera和Boix认为贸易开放度增加了民主国家的政府支出;Balle和Vaidya(2002)利用美国48个州的数据进行研究,认为贸易开放度与社会福利支出、健康支出正相关,与总支出无关。此外,Dreher(2006)利用OECD国家的数据就全球化指数(包括经济、政治和社会因素)对政府总支出和社会福利支出的影响进行了研究,结果表明全球化对政府总支出和社会福利支出没有影响,他的研究既不支持效率假说,也不支持补偿假说。可见,国际学界就全球化对国家财政支出结构的影响在理论和实证上都没有达成一致的共识,尚待进一步检验和完善。

国内文献主要从政府竞争、财政收支结构与地方经济绩效方面展开讨论,而就全球化如何影响地方政府公共支出结构的文献相对不足。我国实行分税制改革以来,各级政府拥有了自己相对独立的权利,成为名符其实的利益主体,同时,近年来我国对外开放程度越来越高,与世界其他国家的经济联系越来越紧密,这对我国地方政府公共支出结构以及地方经济的长远发展有何影响,值得深入研究。本文利用我国27个省、直辖市或自治区(其中重庆市并入四川省,新疆、西藏和青海没有考虑在内)1995—2004年的面板数据,采用空间面板计量方法,检验外商直接投资、贸易开放度与地方政府支出结构的关系。

二、数据和模型

(一)数据与变量设定。本研究采用年度数据,为检验外商投资、贸易开放度对地方政府公共支出结构的影响,同时考虑到数据的可得性,选择的样本区间为:1995—2004年。数据主要来源于中国官方资料:(1)《中国统计年鉴》(各期);(2)《新中国五十五年统计资料汇编》;(3)国家统计局和商务部网站;(4)中经网;(5)地方政府门户网站。由于西藏、新疆和青海的统计数据不完整而略去,重庆1997年及以后的数据并入四川省,因此最终用来进行实证分析的样本为1995—2004年中国27个省、自治区和直辖市的面板数据。部分变量的数据取对数形式。根据以往研究公共支出结构的文献,特别是参考了Garret(1995),Garret和Mitchell(2001),Adsera和Boix(2002),Dreher(2006),Gemmell等(2008)的研究框架,我们主要研究我国公共支出中的财政总支出、基础建设支出、科技总支出、行政服务支出、社会保障支出,主要解释变量设定见表1。

表1 解释变量列表

变量	变量定义
fdi	外商直接投资额(万元)
t_o	贸易开放度(%)
aver_gdp	人均GDP(元/人)
eld_prop	老年人口比重(%)
urban	城镇化水平(%)
t_pop	总人口数(万人)

在我们所设定的模型中：t_exp 为地方财政总支出，本文集中研究它的四个构成部分：jcjs 为财政支出中基础建设支出（包括基本建设费和城市维护建设费）；r_d 为科技总支出（包括科学事业费和科技三项费）；xg 为行政服务支出（包括行政管理费和公检法司费）；so_secur 为社会保障支出（包括抚恤和社会福利救济和社会保障补助支出）；外商直接投资采用实际投资额，在官方公布的数据中，外商直接投资的单位为万美元，为与其他变量保持一致，我们用历年相应的人民币对美元年平均汇价（中间价）将其调整为万元人民币；t_o 为贸易开放度，用（按目的地）进出口总额/GDP 来衡量，其中进出口总额也用历年相应的人民币对美元年平均汇价（中间价）将其调整为万元人民币；aver_gdp 为人均 GDP（国际文献一般采用人均收入，本文仿照 Adsera（2002）的做法，采用人均 GDP 来衡量人均收入）；eld_prop 老年人口比重（老年人口指 65 岁以上人口）；urban 为城镇人口在总人口中的比重，表示了城镇化程度。

（二）模型设定。由于我们是将各个省看成独立的利益主体来进行研究，许多理论和实证文献已经证明，某一省份的公共支出水平不仅受本省经济变量的影响，还受相邻省份公共支出水平的影响。没有将这种空间相关纳入分析的模型可能不能反映我国的现实，难以得出正确的结论。空间计量经济学的基本思想是将地区或机构间的相互关系引入模型，对基本线性回归模型通过一个空间权重矩阵进行修正。因此本文采用空间计量经济学的模型和方法，将地区之间政府财政支出结构的相互影响剥离出来，从而更好地就 FDI 和贸易开放度对财政支出结构的影响加以检验。本文的一般 OLS 模型为：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_{it}^{k} \ln(X_{it}^{k}) + u_{it}, i = 1, 2, \cdots, N; t = 1, 2, \cdots, T \tag{1}$$

其中：i 表示各个省份，t 表示年份，Y_{it} 表示 i 省在第 t 年的财政支出，X_{it}^{k} 是解释变量向量，u_{it} 是随机扰动项。因为时间序列比较短，因此本文不考虑参数随时间的变化，只考虑参数的个体差异，也即：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_{i}^{k} \ln(X_{it}^{k}) + u_{it}, i = 1, 2, \cdots, N; t = 1, 2, \cdots, T \tag{2}$$

空间计量模型研究的空间效应包括空间自相关（或空间依赖性）和空间差异性。前者指一个地区的样本观测值与其他地区的观测值相关。观测值在空间上缺乏独立性，而且空间相关的程度及模式由绝对位置和相对位置（布局、距离）决定。后者指由于空间单位的异质性而产生的空间效应在区域层面上的非均一性（Anselin，1988）。空间相关性来自于两个方面：一方面，不同地区经济变量样本数据的采集可能存在空间上的测量误差；另一方面，相邻地区间的经济联系客观存在，尤其是在区域一体化和经济全球化的今天，地区间经济联系更加密切（Anselin，1988）。根据空间计量经济学原理，可以通过构建空间加权矩阵，对其他省份的公共支出水平进行加权平均，将检验其他省份对某

一省份的公共支出水平的影响，转化为检验这一加权平均支出对该省份公共支出水平的影响。权重则体现出各个省份间的“相邻”程度。空间模型如下：

$$y=\rho Wy+\beta X+\varepsilon,\varepsilon\sim N(0,\sigma^2 I) \tag{3}$$

其中：W为n×n阶空间权重矩阵(n为省份数)，即n个省份之间相互关系网络结构矩阵，表示一种距离的一阶相邻函数；Wy则为相邻省份公共支出水平的加权平均；ρ为空间自回归系数；X为解释变量向量；ε为随机误差项，服从独立同分布。(3)式为“空间自回归模型”(即SAR模型)。我们将地方政府财政总支出、科技总支出、基础建设支出、行政服务支出、社会保障支出作为被解释变量，解释变量见表1，将空间自回归模型设定如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = {} & \rho\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\ln Y_{jt} + \beta_1 \ln fdi_{it} + \beta_2 t\_o_{it} + \beta_3 \ln aver\_gdp_{it} \\ & + \beta_4 eld\_prop_{it} + \beta_5 urban_{it} + \beta_6 \ln t\_pop_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

我们使用面板数据对模型进行估计。通过固定个体效应，控制那些对各省份公共支出水平产生影响，但又无法观察到而且不随时间而改变的因素；通过固定时期效应，将各个时期对每个省份产生共同影响的因素予以控制，比如经济周期，政府换届等。因此我们使用空间和时间固定效应的空间面板计量方法对空间自回归模型进行估计。然而，即便通过固定时期效应控制特定年份出现的对许多省份带来的系统冲击，各省份仍有可能受到彼此相关的随机冲击的影响，即所谓的“空间残差相关性”(Revelli，F.，2003；卢洪友，2007)。如果由于误差项中包含有相关的随机冲击，从而使得省份间公共支出表现出某种相关性，这种情况下我们使用空间误差模型(SEM)：

$$\begin{aligned} & y=\beta X+u \\ & u=\lambda Wu+\varepsilon,\varepsilon\sim N(0,\sigma^2 I_n) \end{aligned} \tag{5}$$

其中：ε为随机误差项，服从独立同分布。同样，我们将地方政府财政总支出、科技总支出、基础建设支出、行政服务支出、社会保障支出作为被解释变量，解释变量见表1，将空间误差模型设定如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = {} & \beta_1 \ln fdi_{it} + \beta_2 t\_o_{it} + \beta_3 \ln aver\_gdp_{it} + \beta_4 eld\_prop_{it} \\ & + \beta_5 urban_{it} + \beta_6 \ln t\_pop_{it} + \lambda\sum_{j=1}^{n} W_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{6}$$

从理论上讲，空间权重矩阵W中的元素最好与方程中其他参数一样，通过估计得出。但在实际操作中，由于自由度不够，无法利用数据和模型生成权重矩阵。W必须根据空间模型的经济含义事先设定(Case等，1993；沈坤荣，2006；卢洪友等，2007)。国际国内文献中比较经典而一般的设定方法是根据地理相邻或GDP差距的倒数作为权重来设置。

地理权重矩阵是依据空间是否相邻来设定，相邻的区域被赋予“1”，其他的区域被赋予“0”(Lesage，1999)，即定义为：

$$\begin{cases} W_{ij}=0 & 若 \quad i=j \\ W_{ij}=0 & 若 \quad i\neq j \quad 且区域\ i\ 与\ j\ 不相邻 \\ W_{ij}=1 & 若 \quad i\neq j \quad 且区域\ i\ 与\ j\ 相邻 \end{cases}$$

经济权重矩阵是依据两省实际人均收入水平的差距的倒数来设置的,两省之间收入差距越小,则经济水平越相近,因而赋予较大的权数,反之则赋予较小的权数(林光平等,2005),即定义为:

$$W_{ij}=\begin{cases} \dfrac{1}{|\overline{Y}_i-\overline{Y}_j|} & 若 \quad i\neq j \\ 0, & 若 \quad i=j \end{cases},\ \overline{Y}_i=\frac{1}{T-T_0}\sum_{t=T_0}^{T}Y_{it}$$

本文使用了多个权重矩阵进行检验,发现地理权重矩阵对本文有比较好的检验结果和解释力,因此本文采用地理权重矩阵进行实证检验。

三、实证结果

利用1995—2004年我国27个省区的经济数据,采用空间面板计量方法,使用空间自回归(SAR)的空间和时间固定效应模型和空间误差(SEM)的空间和时间固定效应模型,我们得到的实证结果如表2和表3所示。由表2可见,模型1、模型4、模型5的空间相关系数为负,且模型1、模型4在1%水平上显著,模型5在5%水平上显著,这说明我国省份之间的财政总支出、行政服务支出和社会保障支出存在空间相关性;由表3可见,模型2、模型3的空间相关系数为正,且都在5%水平上显著,这说明我国省份之间财政支出中的科技支出和基础建设支出受到一些随机冲击的影响而表现出一种相关性。由此可见,将空间相关性加以考虑是必须的,但由于财政支出及其各个部分的空

表2　空间自回归模型结果表

模型/变量	模型1(总支出)	模型2(科技支出)	模型3(基础建设)	模型4(行政服务)	模型5(社会保障)
lnfdi	−0.229417*** (0.000000)	−0.224679*** (0.000000)	−0.229804*** (0.000000)	−0.212028*** (0.000000)	−0.509347*** (0.000000)
t_o	0.005222*** (0.000000)	0.008017*** (0.000000)	0.010125*** (0.000000)	0.005973*** (0.000000)	0.001364*** (0.009199)
lnaver_gdp	1.089107*** (0.000000)	1.024756*** (0.000000)	1.098305*** (0.000000)	0.853471*** (0.000000)	1.945607*** (0.000000)
eld_prop	0.004609 (0.165277)	0.000587 (0.896940)	0.016487*** (0.003255)	0.001877 (0.607441)	−0.012969 (0.201832)
urban	−0.000508 (0.524931)	0.006927*** (0.000000)	−0.002369* (0.078126)	−0.000649 (0.461624)	−0.009671*** (0.000079)
lnt_pop	0.980623*** (0.000000)	0.996779*** (0.000000)	0.791292*** (0.000000)	1.080300*** (0.000000)	1.352727*** (0.000000)
空间相关系数(W * dep.var.)	−0.065986** (0.029372)	0.001747 (0.958374)	0.019981 (0.642262)	−0.105958*** (0.001347)	−0.089946** (0.048779)
修正的 R^2	0.8902	0.8514	0.7601	0.8710	0.5898

注:括号内为相应的Z值。*、**、*** 分别为在10%、5%、1%水平上显著(表3、表4同)。

间相关性是由不同因素导致的,因此我们接受表2中模型1、模型4、模型5和表3中模型2、模型3的检验结果,当然我们更关心的是FDI与贸易开放度的系数和显著性,因此我们将接受的实证结果加以综合,见表4所示。

表3 空间误差模型结果表

模型/变量	模型1(总支出)	模型2(科技支出)	模型3(基础建设)	模型4(行政服务)	模型5(社会保障)
lnfdi	−0.227515*** (0.000000)	−0.227515*** (0.000000)	−0.227724*** (0.000000)	−0.209828*** (0.000000)	−0.513997*** (0.000000)
t_o	0.005199*** (0.000000)	0.008147*** (0.000000)	0.009991*** (0.000000)	0.005807*** (0.000000)	0.001784*** (0.004471)
lnaver_gdp	1.065882*** (0.000000)	1.031315*** (0.000000)	1.103322*** (0.000000)	0.831391*** (0.000000)	1.922734*** (0.000000)
eld_prop	0.003793 (0.262510)	0.000629 (0.888448)	0.016124*** (0.003834)	0.001243 (0.745750)	−0.012604 (0.226662)
urban	−0.000535 (0.513400)	0.006536*** (0.000000)	−0.002202* (0.099994)	−0.000736 (0.426383)	−0.009840*** (0.000092)
lnt_pop	0.960366*** (0.000000)	1.006658*** (0.000000)	0.796527*** (0.000000)	1.047134*** (0.000000)	1.334548*** (0.000000)
spat.aut	−0.028982 (0.716425)	0.153987** (0.033028)	0.107960** (0.046972)	−0.026984 (0.735082)	−0.005983 (0.939862)
修正的R^2	0.8855	0.8557	0.7602	0.8580	0.5692

由表4结果可见,FDI与政府财政总支出、科技支出、基础建设支出、行政服务支出以及社会保障支出都在1%水平上呈显著的负相关关系,而贸易开放度与FDI的影响正好相反,与政府财政总支出、科技支出、基础建设支出、行政服务支出以及社会保障支出都在1%水平上呈显著的正相关关系。从整体看,FDI的提高限制了政府规模,减少了政府总支出,与效率假说的推断一致;而贸易开放度的提高扩大了政府规模,增加了社会保障支出,这与补偿假说的推断一致。

表4 接受的检验结果表

模型/变量	模型1(总支出)	模型2(科技支出)	模型3(基础建设)	模型4(行政服务)	模型5(社会保障)
lnfdi	−0.229417*** (0.000000)	−0.227515*** (0.000000)	−0.227724*** (0.000000)	−0.212028*** (0.000000)	−0.509347*** (0.000000)
t_o	0.005222*** (0.000000)	0.008147*** (0.000000)	0.009991*** (0.000000)	0.005973*** (0.000000)	0.001364*** (0.009199)

四、研究结论

第一,外商直接投资限制了政府规模,降低了政府总支出水平。这可以用效率假说的推断来解释,即各地方政府为了争夺外部资源,吸引FDI,竞相降低税率或是推行税收优惠政策,这种竞争使得政府收入明显减少,政府部门规模缩减。从地方政府财政支出结构来看,为吸引FDI,政府降低了科技投入,

这对地方经济的长期发展不利,Knelle 等的研究为此提供了解释。FDI 也降低了政府的基础建设支出,对此的解释是:通过引入空间权重矩阵,把地方政府之间在基础建设上的攀比、仿效行为剥离出来,也即地方政府并非为了争取 FDI 而进行基础建设投资,而是为了显示政绩而相互攀比、仿效的行为导致了这种扭曲。在行政服务和社会保障方面,同样可用效率假说来解释这种现象。

第二,贸易开放度扩大了政府规模,提高了政府总支出水平以及支出的几个主要构成部分,可见,贸易开放度和 FDI 对我国地方政府行为的影响方向是相反的。我们的解释是:由于进出口规模的扩大,地方政府的收入提高,因而政府总支出水平提高;另外,各地方政府为了鼓励进出口而加大在科技投入、基础建设等方面的生产性支出;补偿假说为社会保障支出的提高提供了解释。

综上所述,全球化对我国地方政府财政支出结构存在显著影响。外商直接投资和贸易开放度的影响方向正好相反,外商直接投资对我国地方政府支出结构的影响为效率假说提供了证据,而贸易开放度对我国地方政府支出结构的影响却支持补偿假说。此外,本文没有把我国的政策或制度因素纳入模型中进行分析,这些因素可能对公共支出结构也存在影响,这是我们进一步研究的方向。

参考文献:

[1]Adsera A, Boix C.Trade, democracy, and the size of the public sector: The political underpinnings of openness[J].International Organization,2002,56:229—262.

[2]Bernauer T, Achini C. From real to virtual state? Integration of the world economy and its effects on government activity[J].European Journal of International Relations,2000,6:223—276.

[3]Bretschger L, Hettich F.Globalization, capital mobility and tax competition: Theory and evidence for OECD countries[J].European Journal of Political Economy,2002,18:695—716.

[4]Dreher A.The influence of globalization on taxes and social policy: An empirical analysis for OECD countries[J].European Journal of Political Economy,2006,22:179—201.

[5]Garret G. Globalization and government spending around the world[J].Studies in Comparative International Development,2001,35:3—29.

[6]Garret G, Mitchell D. Globalization, government spending and taxation in the OECD[J].European Journal of Political Research,2001,39:145—177.

[7]Gemmell N, Kneller R, Sanz I.Foreign investment, international trade and the size and structure of public expenditures[J].European Journal of Political Economy,2008,24:151—171.

[8]Head K, Ries J.Exporting and FDI as alternative strategies[J].Oxford Review of Economic Policy,2004,20:409—423.

[9]Kaufman R R, Segura-Ubiergo A.Globalization, domestic politics, and social spending in Latin America[J].World Politics,2001,53:553—587.

[10]Kittel B, Winner H. How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization-welfare state nexus revisited[J]. European Journal of Political Research, 2005, 44: 269－293.

[11]Sanz I, Velazquez F J. What do OECD countries cut first at a time of fiscal adjustment? [R]. A dynamic panel data analysis, Working Paper, 2003, Vol. 19. University of California, Santa Barbara.

[12]Scheve K F, Slaughter M J. Economic insecurity and the globalization of production [J]. American Journal of Political Science 2004, 48: 662－674.

[13]Swank D. Mobile capital, democratic institutions, and the public economy in advanced industrial societies[J]. Journal of Comparative Policy Analysis 2001, 3: 133－162.

[14]Tanzi V. Globalization and the Future of Social Protection[R]. Working Paper, 2000, Vol. 12. IMF, Washington DC.

[15]卢洪友，龚峰.政府竞争、攀比效应与预算支出受益外溢[J].管理世界，2007，(8)：12－22.

[16]沈坤荣，付文林.中国的财政分权制度与地区经济增长[J].管理世界，2005，(1)：31－39.

[17]王文剑，覃成林.地方政府行为与财政分权增长效应的地区性差异[J].管理世界，2008，(1)：9－21.

[18]王永钦.中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J].经济研究，2007，(1)：4－16.

[19]张恒龙，陈宪.财政竞争对地方公共支出结构的影响——以中国的招商引资竞争为例[J].经济社会体制比较，2006，(6)：57－64.

[20]张军.中国经济发展：为增长而竞争[J].世界经济文汇，2005，(3)：101－105.

[21]张军.中国为什么拥有了良好的基础设施？[J].经济研究，2007，(3)：4－19.

[22]张晏，龚六堂.分税制改革、财政分权与中国经济增长[J].经济学(季刊)，2005，(4)：75－108.

FDI, Trade Openness and Fiscal Expenditure Structure in China

CAI Wei-xian, ZONG Jia-feng

(*Institute of Economic Research*, *Xiamen University*, *Xiamen* 361005, *China*)

Abstract: Based on spatial econometrics, we employed spatial and time period fixed effects SAR and SEM Model to study the relationships between FDI, trade openness and the fiscal expenditure structure. We found that local total fiscal expenditure and its composition were spatial correlated; FDI decreased the size of public sector and reduced the fiscal expenditure, favoring the efficiency hypothesis; trade openness significantly increased the size of public sector and fiscal expenditure, favoring the compensation hypothesis.

Key words: FDI; trade openness; fiscal expenditure structure; spatial econometrics

(责任编辑　许　柏)