

更好发挥政府在区域市场一体化中的作用^{*}

陈甬军 丛子薇

内容提要:基于中国京津冀、长三角和珠三角 2003—2014 年 38 个城市的面板数据,本文以公共支出规模作为研究政府行为的论证视角,运用工具变量法检验了政府公共支出规模对市场一体化水平的影响,同时运用系统 GMM 方法和分样本回归进行稳健性检验。研究发现:政府公共支出规模与市场一体化之间存在“倒 U 型”关系,说明适度的政府干预能够促进市场一体化的推进,但需警惕“过犹不及”。目前,京津冀、长三角和珠三角均处于“倒 U 型”曲线的上升部分,表明现阶段政府支出的边际效应十分可观,政府可以尝试在一体化进程中发挥更为积极的作用。分样本的对比分析表明,京津冀区域的市场一体化进程对政府公共支出更为敏感,带有明显的政策驱动色彩。

关键词:市场一体化 政府规模 “倒 U 型”曲线

作者简介:陈甬军,中国人民大学商学院贸易经济系教授、博士生导师,中国人民大学中国经济改革与发展研究院研究员,100872;

丛子薇,中国人民大学商学院贸易经济系博士研究生,100872。

中图分类号:F061.5 **文献标识码** A **文章编号:**1002-8102(2017)02-0005-15

一、引言

近年来,市场一体化^①成为中国区域发展的主题词,同时也成为区域经济研究的热点。这很大程度上源于政府对区域市场一体化的重视。2015 年 11 月出台的“十三五规划”再次明确强调以“京津冀协同发展”和“打造长江中游经济带”作为未来我国区域经济发展的两大战略。政府对区域市场一体化协同发展的重视程度前所未有,那么,政府行为究竟如何影响市场一体化进程?这是目前区域经济研究应当深入思考和回答的重要现实问题,也是调整市场一体化引导政策和政府与市场关系的重要参考依据。

^{*} 基金项目:教育部人文社科重点研究基地项目(批准号:16JJD790059);北京市教委中央在京高校重大成果转化项目“京津冀协同一体化发展研究”。感谢匿名评审人的宝贵建议。当然,文责自负。

^① 市场一体化是区域内部各次区域间商品和要素流动密度不断增加而产生的区域市场整体化趋势增强的过程和状态。

政府行为涵义甚广,有必要选取恰当的切入点作为研究政府行为的论证视角。政府公共支出是政府为提供公共服务所安排的支出,反映政府经济活动的范围和对经济的干预程度,可以确保国家职能的履行和政府经济作用的发挥。因而,公共支出^①可作为研究政府行为的一个恰当视角。以往诸多文献均采用该指标量化政府行为(高凌云、毛日昇,2011;Lin, Li 和 Sim, 2014;毛捷、管汉晖、林智贤,2015)。由此,本文的研究主题相应地转化为:政府公共支出规模究竟如何影响市场一体化进程?理论上,厘清政府公共支出与市场一体化的关系,有助于更加全面地理解市场一体化的多样化形成机制并从新的角度认识公共支出的经济效应。现实意义方面,鉴于区域市场一体化已上升为国家层面的经济战略,明确公共支出与市场一体化的关系能够为地方政府参与一体化进程、制定一体化引导政策提供可靠的理论依据;又因为公共支出是政府能够直接控制的政策变量之一,使得以政府公共支出规模为切入点的市场一体化研究更具实践价值和可操作性。

尽管在理论与现实中都很重要,但政府公共支出对市场一体化究竟有何影响,答案却并非一目了然,学术界对此也未曾有过深入探讨。此前,学术界曾对中国市场分割问题开展过全面讨论,从各角度分析了市场分割的成因和影响。尽管市场分割是一体化的另一种表述方式,然而两者的出发点仍旧有所区别。市场分割的文献侧重研究市场为什么不能持续整合,而市场一体化则侧重回答如何深化区域经济协同这一问题,因而对经济新常态下打造区域经济增长极意义重大。为深入探究区域一体化协同发展的内在机制,本文选取京津冀、长三角和珠三角三大一体化程度较高的城市群,实证检验政府公共支出规模对市场一体化水平的影响,并通过构建动态面板模型和分样本回归对结果进行稳健性检验。本文的边际贡献在于:(1)具有创新性地研究政府公共支出对市场一体化的影响,丰富了目前为数不多的市场一体化实证研究;(2)将市场分割研究的视角和结论融入市场一体化问题中,促进两类研究的有机贯通和交互发展;(3)深入分析我国不同区域市场一体化进程的特殊性,研究结论可为“十三五”期间的“京津冀协同发展”和“打造长江中游经济带”战略实施提供具有针对性的理论支持和政策启示。

二、文献综述

市场一体化和市场分割是同一现象的两种表述,可以统称为市场整合问题。我国学者对于市场整合的研究始于整合程度测度。Young A. (2000)、Naughton(2003)、Poncet(2003)等国外学者率先关注到这一问题。随后,白重恩等(2004)、桂琦寒等(2006)纷纷开展测度,并发现中国区域间存在严重的市场分割。为探究市场分割为何存在,许多学者投入到市场分割形成机制的研究中。早期研究中,学者们大都认为财政分权是主要影响因素。财政分权使得各地为限制资源外流,保证税收收入而各自为战(沈立人、戴园晨,1990;Young, 2000;银温泉、才婉如,2001)。但林毅夫、刘培林(2004)指出,世界范围内还存在一系列市场高度整合并存的反例,因此,财政分权并不是市场分割的充分条件。进一步的研究则关注到政治晋升激励、地区利益分配、所有制结构、对外开放程度等多方面因素:(1)政治晋升激励地方官员相互竞争而非合作,从而构成了市场分割的政治动机(周黎安,2004);(2)地区间利益分配上的弱势地位可能削弱落后地区参与国内市场分工的积极性,而造成市场分割(皮建才,2008;范子英、张军,2010);(3)国有企业比重与市场分割程度呈正比,原因在于保护国有企业是地方政府进行市场分割的动机之一(林毅夫、刘培林,2004;刘瑞明,2012);(4)对外开放程度对市场分割的影响则可能是非线性的,较低的开放水

^① 在许多研究中,政府公共支出规模也被表述为政府规模。

平加剧市场分割,高水平开放则促进整合(陆铭、陈钊,2006;陈敏等,2007)。

不同于以上关于市场分割的研究,国内学界对于市场一体化的讨论是近两年中央提出“京津冀一体化协同发展”和“打造长江中游经济带”战略后才逐步升温的。目前,为数不多的市场一体化研究集中于政策层面和理论层面,实证研究几乎处于空白。政策层面,陈秀山、孙久文(2005)指出市场一体化的动力机制,认为长三角是民资主导型,珠三角是外资推动型,环渤海经济圈是国资主导型。理论层面,现有文献(潘文卿,2012;周文通等,2016)的普遍做法是将市场一体化概念纳入区域经济学框架,借助新经济地理、空间外溢、空间自相关等理论分析市场一体化的形成条件及其对经济发展、产业集聚等的影响。

虽然市场分割和一体化是同一问题的两种表述,但两者仍旧有所区分。市场分割是中国国内市场的特色问题,已有研究往往聚焦于政府行为,探讨如何在我国的历史背景和制度环境下破除行政因素对市场整合的阻碍;一体化则是经济学中的通用概念,研究者可以将市场一体化问题置于规范的理论框架下展开研究,借助运输成本、经济增长、产业集聚、空间自相关等参数讨论如何深化一体化进程。本文试图结合两类文献的特点,一方面沿用市场分割文献的结论,承认政府行为是市场整合程度的主要影响因素,^①并选取政府能直接控制的公共支出规模作为论证视角;另一方面,采用市场一体化这一通用概念,并借鉴区域经济学的相关理论作为研究的理论支持,同时尽量使分析过程靠近区域经济学的主流研究范式。

三、理论分析

关于政府公共支出与市场一体化的关系,目前并无显而易见的共性结论和相对成熟的理论体系。结合 Barro(1990)的内生增长模型、区域经济学理论和经济现实,本文尝试对政府公共支出规模和市场一体化水平之间的作用机制进行理论分析(见图 1)。首先,论证政府公共支出与经济增长的“倒 U 型”关系;其次,分析经济增长与市场一体化的线性关系。

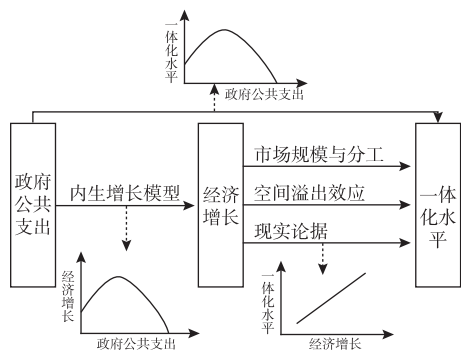


图 1 政府公共支出和市场一体化

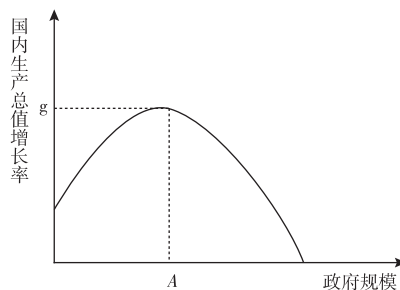


图 2 Armeiy 的最优政府规模曲线

(一)政府公共支出规模与经济增长

关于政府支出与经济增长,最具代表性的是 Barro(1990)的理论模型。Barro 把公共部门引入生

^① 已有文献揭示了财政分权、官员晋升激励、地区间策略性分工、所有制结构等对市场整合程度的影响。以上因素通过一定途径间接影响政府行为(如政府分割市场的动机或政府参与区域分工的决策),进而影响市场整合程度。遵循这一逻辑,本文认为:政府行为也是影响市场一体化的因素,并且是更为直接的因素。

产函数中,创造了一个以政府支出为中心的内生增长模型。模型显示,政府规模的扩大对经济增长具有双重影响:政府支出增加提高资本的边际生产率,因而有助于经济增长;但随之而来的赋税则会抑制经济中微观个体的活力,降低经济增长率。当一国政府规模较小时,前一种力量占主导;较大时,后一力量占主导。因而,政府规模对经济增长的影响并不是线性的,而是呈“倒 U 型”。其后,Armey (1995)进一步提出了政府最优规模曲线(图 2)。当政府规模较小时,政府支出对经济增长的促进效应将占主导地位;在临界点上(如图 2 的 A 点),政府支出的边际效应为零;一旦超过临界点,政府规模的继续扩大则会阻碍产出增加和经济发展。上述理论指向一个共同的结论,即政府支出和经济增长之间存在“倒 U 型”关系。这一关系得到了众多实证研究(杨子晖,2011;文雁兵,2014)的证实。

(二)经济增长与市场一体化

接下来,考虑经济增长与市场一体化水平的正向线性关系(柯善咨,2010),即经济增速快时,市场一体化进程加快;经济增速慢时,一体化发展则受到抑制。这方面的理论和经验证据如下。

1. 理论依据

一般来说,经济增长刺激需求,导致当地市场规模的扩张。亚当·斯密在《国富论》中指出,市场规模的大小决定社会分工的精细程度;社会分工越细,规模经济就越显著,生产效率也就越高。Young (1928)在此基础上进一步指出,经济是一个不断演化和报酬递增的过程:社会分工取决于市场范围,市场范围也取决于社会分工。当分工更为深化和细化时,交换也就变得更加频繁,这意味着产品与要素流动的频率和密度有所加强,市场一体化程度加深。长期来看,区域经济的持续增长还将引发次区域之间的产业转移和技术转移,形成更高层次的区域一体化市场。反过来,一体化进程又将促进市场规模和范围的扩张,进一步刺激分工,形成市场规模、分工水平、市场一体化之间的良性循环。由此可知,市场规模扩张深化分工和交换,促进区域市场一体化,而市场规模是经济增长的增函数。

空间外溢理论认为,某地的经济发展对其周边地区存在溢出效应,并且根据地理学第一定律,距离越近,溢出效应越明显。Lucas(1988)认为空间溢出效应是外部性的经济学本质,它是指某一地区在经济发展中对其他周边相邻地区经济增长的影响程度。确切来说,空间外溢效应是相互的,即某城市(地区)的经济增长将带动其邻域共同增长;反过来,地域整体性的经济增长也将促进其中每一个次区域的生长。陈建军(2008)曾借助溢出效应分析长三角一体化的动力机制,认为外部性和溢出效应是经济发展的增函数,只要区域经济发展,就会推动这些因素发挥作用,推动长三角区域经济一体化进程。

2. 现实依据

众多学者针对市场分割的研究表明,中国长期存在的市场分割的成因主要包括财政分权、官员晋升激励、地区间利益分配、经济开放等因素。纷繁的影响因素下隐含着地方政府分割市场的根本性动机,即促进地方经济增长(即便地方官员往往忽视了分割市场对经济增长带来的负面影响)。分割市场并不直接对地方政府带来效用,而是通过短期内的经济增长使政府获益(陈钊、陆铭,2009)。经济增长态势越堪忧,政府就越有动机通过地方保护封锁利益,保证税收,限制资源外流。从这一逻辑反推,当经济增长状况良好,地方政府通过分割市场来保证经济增长的动力将有所减弱,市场一体化程度得以提高(至少不会恶化)。综上可得,经济颓势将引发政府分割市场的动机,因而不利于市场一体化;相反,良好的经济增长态势会削弱地方保护的动机,从而有助于推进市场一体化,即经济增长与市场整合水平正相关。

在经济运行状况良好时,无论是国际市场还是国内市场,都盛行自由贸易和开放经济;而经济衰落则容易引发地方保护,从而不利于市场一体化。这一点在 2008 年金融危机中得到了证实。据报道(韦黎兵,2009),金融危机爆发后,各省纷纷出台支持本地企业的措施。例如,河南政府优

先采购省内产品,农用机械补贴、公务用车等原则上使用省内产品;安徽省政府鼓励厂商采购本省生产的工业设备,政府投资项目优先使用安徽产材和机电设备等。以上经济现实进一步证明,经济增长与市场一体化水平正相关。

(三)研究假说:政府公共支出规模与市场一体化

综上,本文从理论和经济现实出发,论述了政府公共支出、经济增长和市场一体化的关系(如图1)。据此,提出待实证检验的假说:政府公共支出对市场一体化的影响呈“倒U型”。如前所述,以公共部门为核心的内生增长模型证明政府公共支出对经济增长的影响呈“倒U型”;又因为市场一体化水平是经济增长的单调增函数,那么上述公共支出的“倒U型”效应将同样作用于市场一体化水平;因此,政府公共支出对市场一体化的影响也呈“倒U型”。在实证分析部分,本文将对政府支出规模和市场一体化程度的“倒U型”关系假说进行验证。

四、实证模型与变量选择

(一)实证模型

参照 Poncet(2006)市场分割理论,本文构建了市场一体化影响因素模型。考虑到经济运行中各因素间的相互作用存在时滞,对解释变量取滞后一期。

$$MI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Gov_{it-1} + \beta_2 \times Gov_{it-1}^2 + \alpha^T \times Control_{it-1} + \gamma_i + \mu_{it}$$

其中,下标 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年, MI_{it} 是被解释变量,代表某区域当年市场一体化程度, Gov 代表核心解释变量——政府行为, $Control$ 表示控制变量组成的列向量, γ_i 表示固定效应, μ_{it} 是残差项。

(二)变量选择

本文从公共支出规模视角探讨政府在市场一体化进程中的作用。模型的被解释变量是市场一体化指数,核心解释变量是政府公共支出规模。由于市场整合程度还受到其他因素的影响,因此将这些因素作为控制变量。详细的变量描述见表1。

表 1 数据和变量定义

变量性质	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	MI	地区市场一体化程度	相对价格法
核心解释变量	Gov	地方政府规模	地方政府公共支出/GDP
控制变量	$Economy\ Dense$	经济密度	GDP/省市地理面积
	$GDP\ per\ capita$	人均 GDP	GDP/总人口
	$Transport$	交通通达性	以货运量占比为权重对铁路、公路以及航运距离进行加权平均
	$Tele$	信息通达性	电信长途光缆线路长度
	$Finance\ Power$	财政分权	地方预算内人均财政支出/中央预算内人均财政支出
	Soe	所有制结构	国有经济就业人数/总就业人数
	FDI	外商直接投资	外商直接投资额/GDP
	$Trade$	地区开放水平	进出口贸易总额/GDP
	$Crisis$	2008 年金融危机	2008 年及以后各年该虚拟变量取 1,其他年份取 0

1. 被解释变量

被解释变量是采用相对价格法^①测算的“区域市场一体化指数”。该指数越高,市场一体化程度越高;反之,市场一体化程度越低。数据方面,我们采用 2003—2014 年京津冀、长三角、珠三角 38 个城市^②统计年鉴中的居民消费价格指数^③,选取其中反映居民衣食住行的 11 类商品,分别是:粮油、肉禽蛋奶及水产品、蔬菜、干鲜瓜果、烟酒、服装鞋帽、家庭设备及日用品、医疗保健和个人用品、交通和通信、文娱及教育、居住。

运用相对价格法测度市场一体化程度的理论基础是萨缪尔森(Samuelson)的“冰山模型”。该模型认为物品在运输过程中会损失固定的比例,即“冰山运输成本”。损耗过程可以表示为:

$$P_j = P_i e^{(f|y_j - y_i|)} \quad 0 < f < 1$$

其中 P_j 表示某种商品在销地的到岸价格, P_i 是其在产地的价格。产地和销地的价格差是由损耗造成的。 y 代表销地区位, y_i 表示产地区位, f 是一个为正的常数,表示单位商品单位距离的运输损耗。 f 越大,两地间价格差异也越大,说明市场越倾向于分割; f 越小,两地间价格差异就越小,说明市场越趋于整合(陈红霞、李国平,2009)。冰川模型提供了测度市场一体化的一种思路,即可根据相对价格的取值判断市场整合程度。相对价格法计算步骤如下。

首先,构造价格差异 $Q(ij, k, t)$, 即两地间的价格差,

$$Q(ij, k, t) = \ln P(i, k, t) - \ln P(j, k, t)$$

其中, i 和 j 分别代表两个具有空间分异的地点,如北京和天津; k 代表产品种类, t 代表时间。采取对数形式是基于以下两点考虑:(1)取对数后自变量的系数不会随因变量测度单位的变化而变化;(2)对因变量取对数可以缓和异方差和偏态性(Wooldridge, 2003)。

其次,对相对价格取一阶差分形式 $\Delta Q(ij, k, t)$, 即:

$$\Delta Q(ij, k, t) = \ln[P(i, k, t)/P(j, k, t)] - \ln[P(i, k, t-1)/P(j, k, t-1)]$$

$\Delta Q(ij, k, t)$ 和 $Q(ij, k, t)$ 在数据特征上是等效的(桂琦寒等, 2006)。差分的意义在于,统计年鉴中的商品价格指数一般以环比形式给出,一阶差分的形式便于直接利用年鉴数据。

第三,取绝对值 $|\Delta Q(ij, k, t)|$, 避免因两个地区置放顺序不同而影响方差的符号。

第四,用去均值法剔除与商品相联系的固定效应 a^k , 得到 $q(ij, k, t)$ 。只有剔除商品自身属性带来的价格波动,才能得到纯粹的由市场分割带来的价格差异。因此,进行如下处理:^④

$$|\Delta Q(ij, k, t)| - |\overline{\Delta Q(k, t)}| = (a^k - \overline{a^k}) + [\varepsilon(ij, k, t) - \overline{\varepsilon(ij, k, t)}]$$

① 文献中测度市场一体化的方法主要包括贸易流法、生产法和相对价格法。三种方法各有缺陷,但比较而言,相对价格法较为准确地度量了市场一体化程度及其动态趋势(欧阳志刚、高凌云, 2012),并且便于利用年鉴数据,因而得到广泛应用。

② 本文选取的 38 个城市包括:京津冀 13 市(北京、天津、石家庄、承德、张家口、秦皇岛、唐山、廊坊、保定、沧州、衡水、邢台、邯郸);长三角 16 市(上海、南京、苏州、无锡、常州、镇江、南通、扬州、泰州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、台州);珠三角 9 市(广州、深圳、珠海、佛山、江门、东莞、中山、惠州、肇庆)。

③ 已有文献通常选择居民消费价格指数或商品零售价格指数。本文选取前者而非后者的原因在于:(1)数据可得性。本文所研究的 38 个城市均公布了居民消费价格指数,但个别城市(如扬州)未连续公布商品零售价格指数。(2)统计口径。居民消费价格的调查范围既包括有形商品,也包括服务和居住类商品;而商品零售价格只反映有形商品。(3)重要性。一般来说,商品零售价格的重要性弱于居民消费价格。

④ Parsley 和 Wei(2001)采用回归法去均值,用 $|\overline{\Delta Q(k, t)}|$ 对 $|\Delta Q(ij, k, t)|$ 做回归,得到的残差便是剔除了商品异质性的信息。桂琦寒等(2006)采用相减的方式去均值,并认为两种方法等效。本文采取后一种方法。

其中 $\overline{\Delta Q(k,t)}$ 代表商品 k 的 $\Delta Q(ij,k,t)$ 在各城市间的平均值。

$$q(ij,k,t) = \epsilon(ij,k,t) - \overline{\epsilon(ij,k,t)} = |\Delta Q(ij,k,t)| - |\overline{\Delta Q(k,t)}|$$

$q(ij,k,t)$ 仅包含与市场环境和随机因素有关的信息,是我们最终用于计算方差的相对价格变动。记其方差^①为 $Var[q(ij,k,t)]$ 。方差越小,说明市场越趋于整合;反之,越趋于分割。

参照盛斌、毛其淋(2011)的做法,根据市场分割程度和市场一体化水平的反向关系,我们对方差的倒数做开根号处理,构造市场一体化指数。

$$MI_u = \sqrt{\frac{1}{Var[q(ij,k,t)]}}$$

相对价格法计算出的市场一体化指数^②通常是两地间的价格差异,如北京—天津间的相对价格差异波动。为了得到各市的一体化指数,本文参照陈敏(2007)的方法,将计算出的原始一体化指数在其所属区域内(京津冀、长三角、珠三角)按城市合并,即算数平均。^③之所以把各城市一体化指数的计算(取算数平均)范围限定为该城市所处的一体化区域(京津冀、长三角、珠三角),是因为跨区域的比较不具有可比性和解释性。

2. 核心解释变量

模型的核心解释变量是政府行为,本文以政府公共支出规模为论证视角,选取“政府公共支出规模”作为政府行为的量化指标。政府支出数据主要取自各市统计年鉴及 wind 资讯。

按照文献(范子英、张军,2010;刘瑞明,2012)的普遍做法,我们通过计算“政府公共支出占当地 GDP 比重”来对政府支出规模进行度量,该指标越高,说明政府规模越大,政府在地区发展中的参与度越高。实证分析将通过加入政府公共支出规模的二次项检验政府支出与市场一体化之间的“倒 U 型”关系。

3. 控制变量

除政府支出规模外,市场一体化水平显然还受到诸多其他因素的影响。借鉴已有文献,本文选取了一系列可能的影响因素作为控制变量。^④控制变量的具体计算方法列示于表 1。

(1) 市场规模——经济密度和人均 GDP。根据以往文献的做法(刘瑞明,2012),考虑市场规模对一体化的影响。一方面,市场规模越大表示有越多企业同一市场上竞争,商品和要素流动密度也随之增强;另一方面,根据斯密定理,市场规模增大将促进分工水平提升,使得本地企业形成较高的分工水平和竞争力。这两方面因素都会弱化政府地方保护的动机。本文使用“经济密度”和“人均 GDP”度量市场规模。数据取自各地市统计年鉴。

(2) 通达性——交通通达性和信息通达性。毋庸置疑,距离是市场分割的天然因素。本文所探讨的距离既包括空间距离,又包括由制度障碍、基础设施障碍产生的经济距离。通达性主要通

① 此处的方差是“跨产品(acrossgoods)”方差。比如,某年京—津间的 $Var[q(ij,k,t)]$ 就代表该年份京—津市场中 k 类产品相对价格 $q(ij,k,t)$ 的总体波动。

② 囿于篇幅限制,本文省略了市场一体化指数计算结果展示。感兴趣的读者可邮件联系笔者。

③ 如,上海的市场一体化指数就是上海与长三角范畴内的其他 15 个城市价格方差(上海—南京、上海—杭州、上海—嘉兴等 15 组城市间价格方差)的算数平均。

④ 本文重点关注“政府公共支出规模”的系数,当遗漏的控制变量与一体化水平相关时会存在内生性问题,进而导致估计系数有偏。因此,本文寻找控制变量的原则是:既是被解释变量一体化水平的影响因素,又与核心变量政府公共支出规模相关。当然,这一做法的代价是有可能因多重共线性而导致变量不显著。

克服距离对商品流通的阻碍来削弱市场分割的程度 (Buys, Deichman 和 Wheeler, 2006), 基于此, 本文考虑距离因素对市场一体化的影响。各类交通方式的里程数和运量取自 Wind 金融资讯端。

(3) 地区所有制结构。刘瑞明 (2012) 指出, 国有经济比重越高, 地方政府进行市场分割的动机越强, 因此有必要控制所有制结构的影响。按照文献 (宋冬林等, 2014) 的做法, 我们通过计算“国有职工比重”度量地区所有制状况。国有经济就业人数和总就业人数数据取自中经网统计数据库。

(4) 财政分权程度。我国的财政分权体制构成了地方政府进行地方保护的动机, 财政分权程度越高, 地方政府就越有动力进行地方保护, 加剧市场分割。借鉴以往的研究 (范子英、张军, 2010), 本文采用“地方预算内人均财政支出/中央预算内人均财政支出”来衡量财政分权的程度。地方政府财政预算数据取自中经网统计数据库和 Wind 金融资讯端。

(5) 地区开放水平——贸易和 FDI。一般认为对外开放对市场一体化有正向影响。一种解释是, 对外开放通过影响当地的文化和观念加速市场化步伐; 另一方面, 对外开放打开了广阔的外部市场, 地方经济获得新的增长点, 因而政府控制内部市场的动机减弱。借鉴刘瑞明 (2012) 的做法, 本文控制了对外贸易依存度和外商直接投资的影响。贸易和 FDI 数据取自各地市统计年鉴。

(6) 2008 年金融危机。参考陈敏 (2007) 的研究, 一些特殊事件或政策也会影响市场一体化进程。在本文的时间区间内, 2008 年金融危机是不可忽视的重大冲击。2008 年金融危机后, 各地方政府纷纷出台政策支持本地商品。本文设置金融危机虚拟变量, 控制金融危机对市场一体化进程的干扰。

五、实证结果分析

(一) 变量的描述性统计

样本的描述性统计结果如表 2 所示。各变量的方差较大, 主要是由于京津冀、长三角、珠三角之间的区域差异明显。长三角的经济发展水平最高, 市场化程度也最高, 财政分权和国有经济比重则低于其他两个区域; 珠三角的经济发展水平次于长三角, 贸易开放程度最高, 而国有经济比重最低; 京津冀区域行政色彩浓重, 国有经济占比最高。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	平均数	中位数	最小值	最大值	备注
<i>MI</i>	7.11	6.67	3.1	13.04	
<i>Gov</i>	0.10	0.096	0.04	0.22	
<i>GDP per capita</i>	5.24	4.76	1.15	14.85	单位: 万元
<i>Economy Dense</i>	6.56	3.22	0.14	80.33	单位: 亿元/平方公里
<i>Trade</i>	0.08	0.06	0.001	0.34	
<i>FDI</i>	0.04	0.04	0.001	0.20	
<i>Finance Power</i>	2.87	1.36	0.31	23.71	
<i>Soe</i>	0.39	0.36	0.06	0.75	
<i>Transport</i>	0.94	0.95	0.43	1.43	单位: 万米
<i>Tele</i>	0.25	0.25	0.11	0.75	
<i>Crisis</i>	—	—	0	1	

(二) 实证结果及解释

我们利用 stata11.0 对前述模型进行回归, 计量结果显示在表 3 中。

首先, 我们进行了 Hausman 检验, 检验的结果支持固定效应模型。接下来, 在模型(1)中, 我们用核心变量政府支出规模对市场一体化指数做回归, 结果显示政府支出规模对市场一体化的影响在 1% 的水平上显著为正。为测试两者之间的非线性关系, 构造模型(2), 将政府规模的二次项加入方程, 发现二次项的系数在 1% 的水平上显著为负, 一次项的系数仍显著为正, 这说明政府支出规模与市场一体化水平的“倒 U 型”关系确实存在。利用政府支出规模一次项系数和二次项系数计算抛物线的对称轴, 我们发现, 研究所观测的样本几乎全部处于抛物线的顶点之前。可以认为, 现阶段京津冀、长三角、珠三角的政府支出规模正处于“倒 U 型”的前半段, 即曲线的上升阶段, 意味着公共支出规模扩张对市场一体化有显著的正向影响。

在模型(3)至模型(6)中, 我们不断加入控制变量, 但政府支出的二次项和一次项系数始终在 1% 的水平上显著, 符号也始终保持一致, 只是在系数的绝对值上有微小差异。这说明政府支出和市场一体化水平的非线性关系是较为稳定的。在模型(4)和模型(5)中, 财政分权系数在 1% 的水平上显著为正, 与前文的预期相反。一种猜测是, 财政分权在一定程度上包含与政府支出规模相关的信息, 财政分权的高低直接影响到政府公共支出的能力, 一般来说, 财政分权越高, 地方扩大公共支出规模的能力就越强。这也就不难理解为何财政分权对一体化存在正向影响。一个符合预期的发现是, 国有经济比重与市场一体化呈显著的负相关关系。这说明, 国有企业的存在的确会加剧地方政府分割市场的动机, 从而不利于市场一体化的发展。一个难以解释的发现是, 交通运输系数显著为负, 这值得进一步思考和探讨。

模型(6)为用 OLS 方法估计的全模型, 原本在模型(4)和(5)中显著的财政分权系数、所有制系数、交通运输系数均变得不显著, 这可能是由变量间的多重共线性导致。我们所关注的核心变量——政府支出规模的一次项和二次项系数仍然显著, 证明了非线性关系的稳定性。此外, 模型(6)中反映经济水平的经济密度和人均 GDP 系数显著为正, 这说明经济的发展的确会带动市场整合程度的提升。2008 年金融危机虚拟变量系数为负, 并且在 1% 的水平上显著, 这验证了前文的猜测, 经济危机对一体化进程有负面冲击。

值得注意的是, 政府支出规模和一体化程度之间有可能存在双向因果关系;^①此外, 模型可能遗漏某些随时间变化且与已有解释变量相关的因素, 这时, 无论固定效应模型还是随机效应模型都不能得出一致的估计结果(陈敏, 2007)。为获得政府支出规模对市场一体化的影响的一致估计, 本文对政府支出规模使用了相应的工具变量。我们选取的工具变量是政府支出规模 Gov_{it} 的滞后二期 Gov_{it-2} 和滞后三期 Gov_{it-3} 。^② 原理在于, 当期政府支出与其滞后项相关, 由于滞后变量已经产生, 因此为前定, 很可能与当期扰动项不相关。

表 3 中的模型(7)报告了工具变量法的估计结果, 政府支出一次项和二次项均在 10% 的显著性水平上显著, 系数符号不变, 但绝对值较使用工具变量前有所增大, 说明内生性使得我们低估了政府支出对一体化水平的影响程度。^③

① 一方面, 如前文所述, 政府支出可能影响市场一体化水平; 另一方面, 市场一体化水平高的地区, 其政府行为有可能区别于其他地区, 例如某城市与周边市场的整合程度可能影响当地政府决策和战略构思, 从而影响市政府支出规模。

② 考虑到经济指标之间的互动存在时滞, 我们在估计方程中对所有自变量统一取滞后一期, 因此, 政府支出规模的工具变量是滞后二期和滞后三期。

③ 一系列检验证明了工具变量的有效性。囿于篇幅限制, 检验结果未在正文中展示。

表 3 市场一体化的决定因素分析

被解释变量	市场一体化指数 MI						
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Gov</i>	0.793*** (11.68)	1.384*** (6.03)	1.248*** (4.47)	1.311*** (4.81)	1.522*** (4.52)	1.363*** (4.26)	2.982* (1.82)
<i>Govsquare</i>		-0.025*** (-2.69)	-0.023** (-2.22)	-0.034*** (-3.34)	-0.041*** (-3.33)	-0.035*** (-3.11)	-0.090* (-1.69)
<i>Transport</i>			-0.064 (-0.08)	-1.529* (-1.94)	-2.205** (-2.22)	0.535 (0.44)	4.318*** (2.94)
<i>Tele</i>			7.381* (1.69)	3.618 (0.85)	0.353 (0.07)	0.604 (0.13)	2.473 (0.48)
<i>Finance Power</i>				0.657*** (4.00)	0.776*** (4.15)	0.23 (1.21)	0.574* (1.84)
<i>Soe</i>				-0.624*** (-2.80)	-0.644*** (-2.61)	-0.207 (-0.91)	0.049 (0.18)
<i>Trade</i>					0.031 (0.05)	0.679 (1.1)	-0.01 (-0.02)
<i>FDI</i>					0.851 (0.63)	0.129 (0.1)	2.654 (1.07)
<i>GDP per capita</i>						0.584*** (3.41)	0.191 (0.49)
<i>Economy dense</i>						0.845* (1.74)	0.845 (0.94)
<i>Crisis</i>						-2.956*** (-7.33)	-3.834*** (-9.22)
r^2	0.337	0.354	0.362	0.42	0.386	0.535	0.529
F	136.471	73.451	37.7	31.838	18.71	24.135	27.92
N	308	308	308	308	284	280	228
备注	FE	FE	FE	FE	FE	FE	IVFE

注：(1)括号中的数字为 t 值，下同；(2) *、** 和 *** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%，下同；(3) Hausman 检验的零假说是 FE 与 RE 的估计系数没有系统性差异。

(三) 稳健性检验

为了保证本文估计结果的可靠性，本文将从以下两个方面进行稳健性检验：(1) 引入动态面板模型，并使用系统 GMM 方法进行估计；(2) 分样本估计。

1. 动态面板估计

一个地区当期的一体化水平可能与过去的一体化水平有关，为了反映这一“惯性”，我们在模型(6)的基础上引入被解释变量市场一体化指数的滞后一期 MI_{it-1} ，从而将原有模型扩展为如下的动态面板模型：

$$MI_{it} = C + MI_{it-1} + \beta_1 \times Gov_{it-1} + \beta_2 \times Gov_{it-1}^2 + \sum_j \alpha_j \times Control_{it-1} + \alpha_i + \mu_{it}$$

由于差分 GMM 较易受到弱工具变量和小样本偏误的影响,本文采用系统 GMM 估计方法,通过面板内部数据的处理得到内部的工具变量,降低了搜寻工具变量的难度。

系统 GMM 的估计结果^①如表 4 的模型(8)所示。该模型的结果与上文的模型(7)基本一致。政府支出的一次项对一体化程度有正向影响,并在 1% 的显著性水平上显著;政府支出的二次项对一体化程度的影响为负,并在 5% 的显著性水平上显著。这证明,“倒 U 型”曲线的研究发现是稳健而可靠的。市场一体化水平的滞后一期对当期市场一体化水平有显著影响,说明“惯性”确实存在。控制变量中,人均 GDP、经济密度均对市场一体化水平有显著的正向影响,证明了我们的猜想:经济越发达的地区一体化水平越高。对外贸易开放度对市场一体化有负向影响,这可能是因为对外贸易带来了广阔的外部市场,国内市场的重要性下降,政府缺乏国内市场一体化的激励。与我们的预期一致,政府的财政分权抑制了市场一体化,这种负面影响在 1% 的显著性水平显著。交通运输成熟度对市场一体化呈现负相关,并在 1% 的显著性水平上显著,值得进一步探究。金融危机虚拟变量的系数在 1% 的显著性水平上显著为负,说明金融危机破坏了市场一体化进程。

表 4 稳健性检验结果

被解释变量	市场一体化指数 MI			
解释变量	(8)全样本 动态面板估计	(9) 京津冀	(10) 长三角	(11) 珠三角
<i>LagMI</i>	0.027*** (5.00)			
<i>Gov</i>	0.487*** (2.94)	3.117*** (3.66)	0.892 (0.52)	1.227** (2.28)
<i>Govsquare</i>	-0.014** (-2.12)	-0.0834*** (-3.98)	-0.00189 (-0.04)	-0.0347** (-2.46)
<i>GDP per capita</i>	0.358*** (4.34)	0.168 (0.19)	-0.125 (-0.25)	0.668** (2.64)
<i>Economy Dense</i>	0.158*** (0.93)	-11.44 (-0.74)	1.757* (2.12)	-1.003 (-0.46)
<i>Trade</i>	-0.704*** (-3.48)	-0.314 (-0.09)	-0.436 (-0.43)	-0.52 (-0.67)
<i>FDI</i>	-0.834 (-1.46)	-0.248 (-0.10)	6.044 (1.18)	0.108 (0.08)
<i>Finance Power</i>	-0.184*** (-4.16)	1.678 (1.45)	-1.003 (-1.58)	0.834 (1.51)

① 一系列检验证明了系统 GMM 方法的有效性。首先,Arellano-Bond AR(1)检验拒绝零假设,AR(2)检验接受零假设,表明原方程的残差序列不相关,工具变量有效;Sargan 过度识别检验不能拒绝“工具变量为外生”的零假设,说明工具变量选取合理。

续表 4

被解释变量	市场一体化指数 <i>MI</i>			
解释变量	(8)全样本 动态面板估计	(9) 京津冀	(10) 长三角	(11) 珠三角
<i>Soe</i>	0.014 (0.15)	-0.78 (-1.03)	0.0933 (0.62)	-0.25 (-0.33)
<i>Transport</i>	1.340*** (2.18)	-8.265 (-1.18)	-43.89* (-1.96)	7.630** (3.00)
<i>Tele</i>	4.643*** (2.85)	-16.65 (-0.31)	29.69*** (4.03)	2.123 (0.68)
<i>Crisis</i>	-1.806*** (-5.09)	-2.624** (-2.96)	-3.001*** (-4.56)	-4.013*** (-9.82)
AR(1)	0			
AR(2)	0.959			
r ²	0.716	0.64	0.79	0.77
N	280	73	56	110

注:AR(1)和AR(2)的原假设为模型不存在一阶和二阶自相关。

2. 分样本估计

我们还使用京津冀地区和长三角地区的子样本进行了分区域的估计。这能够从另一个角度检验结果的稳健性,同时探究京津冀、长三角和珠三角三地一体化进程的微妙差异。表4的模型(9)、(10)、(11)依次是使用京津冀、长三角、珠三角样本的估计结果。京津冀的政府支出一次项系数为正,二次项系数为负,且均在1%的水平上显著,说明“倒U型”曲线在京津冀地区是存在的。“倒U型”同样存在于珠三角地区,只是显著性水平略有降低。不同于京津冀和珠三角,长三角政府支出一次项和二次项的符号虽符合预期,但并不显著。可能的原因在于,长三角是三地乃至全国市场化程度最高的区域之一,其市场一体化的内在动力更多地来自市场主体的自发整合,政府力量发挥作用的空间相对有限。控制变量经济密度的系数支持了这一点,该系数仅在长三角显著,更加证明了长三角市场一体化的市场驱动特征。

进一步观察三地区政府支出系数的绝对值差异。京津冀政府支出二次项系数的绝对值大于珠三角地区的两倍,表明“倒U型”在京津冀地区的开口更小,即更为陡峭。京津冀和珠三角两地目前均处于政府公共支出的边际效用为正的阶段,即“倒U型”曲线的前半段,而由于京津冀地区的“倒U型”曲线更陡峭,因而现阶段京津冀政府通过增加支出规模、积极参与一体化进程将取得更明显的成效。或者说,京津冀地区的市场一体化进程更适宜由政府推动。本文分样本检验的结果与一些学者(陈秀山、孙久文,2005)的判断一致,他们认为长三角一体化的动力机制是民营主导型,珠三角是外资推动型,环渤海经济圈是国资主导型。这也就不难理解为何京津冀的市场一体化水平对政府支出最为敏感,而长三角地区政府支出与市场一体化之间的“倒U型”关系并不显著。

对比分样本回归结果(模型(9)、(10)、(11))和动态面板估计的全样本回归结果(模型(8)),我们发现,京津冀地区政府支出二次项的系数不仅明显高于珠三角地区,也远远高于全模型中的系数。这进一步佐证了京津冀市场一体化的政府驱动色彩。受样本量和可能的多重共线性影响,分

样本回归中控制变量的显著性有所降低,因而本文不对分样本回归中的控制变量系数进行详细解读。但即使在分样本回归中,金融危机虚拟变量的系数也始终显著为负,有力说明了金融危机对市场一体化进程造成的严重冲击,而这种负面冲击很可能是经济下行阶段地方政府采取地方保护造成的市场分割带来的。从金融危机系数的绝对值来看,珠三角受到的负面冲击最严重,长三角次之,京津冀最次。一种可能的解释是,珠三角对外开放程度最高,对外资的依赖程度也较高,因而受危机的影响最大。

六、结论与建议

本文以政府公共支出为研究政府行为的切入点,构建了市场一体化影响因素模型,利用中国京津冀、长三角和珠三角 38 个城市的面板数据,实证检验了中国政府公共支出对市场一体化水平的影响。研究发现,政府支出对市场一体化水平的影响呈现倒 U 型;目前几乎所有样本均处于“倒 U 型”的拐点之前,即曲线的上升部分;京津冀地区的“倒 U 型”开口更小,即在形状上更为陡峭。金融危机对市场一体化进程有显著的负面冲击。上述研究对于政府参与市场一体化进程具有重要的政策含义。

第一,政府在市场一体化过程中起着关键作用,现阶段政府可尝试在市场一体化过程中发挥更加积极的作用。针对政府扩张,不应一刀切地持否定态度。合理范围内的支出增长有助于提升经济增长率和区域市场整合度,对此应给予制度支持。然而,一旦逾越了合理范围,^①政府扩张的边际效应将急转直下,甚至由正转负,抑制市场一体化发展。进一步地,研究发现几乎所有样本均处于“倒 U 型”的拐点之前,即曲线的上升阶段,说明目前政府^②支出规模尚未达到临界点,公共支出的合理扩张能够有效促进市场整合。政府可以以更加积极的姿态参与到市场一体化进程中,借助公共支出增长充分发力。公共支出是政府能够直接控制的行政手段之一,因而从实践角度来说,政府通过公共支出影响市场一体化具备较强的可行性。

第二,不同区域市场一体化的历史进程和动力机制有所差异,政府需在顺应区域特征的前提下参与一体化进程。比如,京津冀地区的“倒 U 型”曲线在形状上更为陡峭,说明政府扩张对市场一体化水平的边际作用在该区域更强,或者说,京津冀市场一体化的形成带有更加明显的行政驱动色彩。基于这一特征,京津冀政府更加有理由和责任参与到区域一体化协同发展的建设中,通过合理控制公共支出为一体化奠定有力的外部条件和引导机制。对于珠三角地区而言,除政府支出的“倒 U 型”影响外,其市场一体化程度还受到人均 GDP 和交通运输条件的正向影响以及金融危机的严重冲击。据此,当地政府可将公共支出向交通运输等保障经济增长的基础设施方面倾斜,同时在经济下行阶段做好地方保护主义抬头的预防和监督工作,坚决抵制市场分割。长三角地区的“倒 U 型”曲线并不显著,本文分析认为,长三角市场一体化的动力来自经济主体的内生驱动,市场化色彩浓郁,政府发挥作用的空間较小。据此,长三角地区的政府可秉持“论市场在资源配置中发挥决定性”的原则参与市场一体化进程,在市场难以有效发挥作用的领域进行适当的引导和干预。

① 理论上,政府公共支出规模的临界点是“倒 U 型”曲线的顶点。

② 本文所采用的样本均来自京津冀、长三角和珠三角地区,因而这里的政府仅针对以上三个区域。该结论是否能推广至全国,有待进一步检验。

第三,经济下行期间应格外警惕地方政府行政壁垒。本文实证研究表明,2008年金融危机对京津冀、长三角和珠三角的市场一体化进程均有显著的负面冲击。这主要是由地方政府在危机期间加强地方保护所致。因而,在经济下行阶段保护已取得的市场一体化成果十分必要。若能够在制度层面规制经济下行阶段地方政府的市場分割行为,将非常有利于三期叠加的经济新常态背景下我国市场一体化进程的顺利、持续推进。

受论文篇幅及数据可得性的限制,本文难以穷尽关于政府行为如何影响市场一体化进程的所有讨论。文章的待改进之处和未来的研究方向如下:(1)本文以政府公共支出规模作为研究政府行为的切入点,虽具备合理性,但毕竟难以反映政府行为的广泛内涵,今后研究可对此加以拓展。(2)囿于数据可得性,本文采用各级政府公共支出总额数据。实际上,政府公共支出按性质和功能可细分为不同类别,今后的研究可关注政府支出细分类别对市场一体化水平的不同影响,为政策制定者提供更具针对性的参考和建议。

参考文献:

1. 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷:《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》2004年第4期。
2. 陈红霞、李国平:《1985—2007年京津冀区域市场一体化水平测度与过程分析》,《地理学报》2009年第11期。
3. 陈建军:《长三角区域经济一体化的历史进程与动力结构》,《学术月刊》2008年第8期。
4. 陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊:《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)》2007年第1期。
5. 陈秀山、孙久文:《中国区域经济发展问题研究》,商务印书馆2005年版。
6. 陆铭、陈钊:《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》2009年第3期。
7. 范子英、张军:《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》2010年第3期。
8. 高凌云、毛日昇:《贸易开放、引致性就业调整与我国地方政府实际支出规模变动》,《经济研究》2011年第1期。
9. 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊:《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》2006年第2期。
10. 柯善咨:《扩散与回流:城市在中部崛起中的主导作用》,《管理世界》2009年第1期。
11. 林毅夫、刘培林:《地方保护和市場分割:从发展战略的角度考察》,北京大学中国经济研究中心讨论稿, No. C2004015, 2004年。
12. 刘瑞明:《国有企业、隐性补贴与市場分割:理论与经验证据》,《管理世界》2012年第4期。
13. 陆铭、陈钊:《中国区域经济发展中的市場整合与工业集》,上海三联书店、上海人民出版社2006年版。
14. 毛捷、管汉晖、林智贤:《经济开放与政府规模——来自历史的新发现(1850—2009)》,《经济研究》2015年第7期。
15. 欧阳志刚、高凌云:《我国城乡通货膨胀的趋同演化及影响因素》,《经济研究》2012年第9期。
16. 潘文卿:《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》2012年第1期。
17. 皮建才:《中国地方政府间竞争下的区域市場整合》,《经济研究》2008年第3期。
18. 沈立人、戴园晨:《我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源》,《经济研究》1990年第3期。
19. 盛斌、毛其淋:《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008年》,《世界经济》2011年第11期。
20. 宋冬林、范欣、赵新宇:《区域发展战略、市場分割与经济增长——基于相对价格指数法的实证分析》,《财贸经济》2014年第8期。
21. 文雁兵:《政府规模的扩张偏向与福利效应——理论新假说与实证再检验》,《中国工业经济》2014年第5期。
22. 韦黎兵:《合肥:保护主义之矛难攻反保护主义之盾》,《南方周末》2009年两会特别报道。
23. 杨子晖:《政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究》,《数量经济技术经济研究》2011年第6期。
24. 银温泉、才婉如:《我国地方市場分割的成因与治理》,《经济研究》2001年第6期。
25. 周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》2004年第6期。
26. 周文通、翁林宇、孙铁山:《空间溢出视角下中国区域經濟一体化研究》,《经济问题探索》2016年第5期。
27. 周业安、赵晓男:《地方政府竞争模式研究》,《管理世界》2004年第12期。

28. Barro, R. J. , Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy* , Vol. 98, No. 5, 1990, pp. 103—125.
29. Buys, P. , Chomitz, K. , & Dasgupta, S. , The Economics of Decentralized Poverty-Environment Programs: An Application for Lao PDR. *Journal of Policy Modeling* , Vol. 28, No. 7, 2006, pp. 811—824.
30. Lin, F. , Li, B. , & Sim, N. C. S. , Trade Openness and Government Size of Small Developing Countries. *Economics of Transition* , Vol. 22, No. 4, 2014, pp. 783—808.
31. Lucas, R. E. , On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* , Vol. 22, No. 1, 1988, pp. 3—42.
32. Naughton, B. , How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets? Dennis Yang and Mu Yang Li eds. , *How Far Across the River? Chinese Policy Reform at the Millennium* , Stanford: Stanford University Press, 2003, pp. 204—232.
33. Parsley, D. C. , & Wei, S. J. , Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach. NBER Working Paper, 01(1/197), 2001.
34. Poncet, S. , Measuring Chinese Domestic and International Integration, *China Economic Review* , Vol. 14, No. 1, 2003, pp. 1—21.
35. Poncet, S. , Provincial Migration Dynamics in China: Borders, Costs, and Economic Motivations. *Regional Science and Urban Economics* , Vol. 36, No. 3, 2006, pp. 385—398.
36. Wooldridge, J. M. , *Introductory Econometrics: A Modern Approach* . South Edition Thomson Learning, 2005.
37. Young, A. , The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China. *Quarterly Journal of Economics* , Vol. 115, No. 4, 2000, pp. 1901—1135.
38. Young, A. A. , Increasing Returns and Economic Progress. *The Economic Journal* , Vol. 38, 1928, pp. 527—542.

To Better Play the Role of Government in the Process of Market Integration

CHEN Yongjun, CONG Ziwei(Renmin University of China,100872)

Abstract: This paper empirically investigates the role of government in the collaborative development of three main regions in China, Yangtze Delta, Zhujiang Delta, and Jing-jin-ji area. We first employ a price based approach to measure the degree of market integration by computing the integration index based on price variation. Taking government expenditure as the role of government, this paper tests the effect of government expenditure on the degree of market integration to see whether there is an optimal role for government or not. As for the data, we use a three-dimensional panel of prices of 11 consuming goods in 38 cities located at Yangtze Delta region, Zhujiang Delta region and Jing-jin-ji area from 2003 to 2014. To deal with endogeneity, this paper uses instrument variable estimators and system GMM method. In addition, we also test subgroup samples to see whether the effect of government scale varies among different regions. The findings are as follow. The scale of government expenditure has an inverted-U shaped relationship with the degree of market integration, showing that there is an optimal expenditure scale for government; the scales of government expenditures in the three regions have not arrived at the optimal point, implying that governments of the cities in these regions could play a more active role in the process of market integration. Subgroup regression shows that the effect of government expenditure is much more significant in cities located at Jing-jin-ji area.

Keywords: Market Integration, Government Expenditure, Inversed-U Shaped Curve

JEL: H59,R12

责任编辑:康 邑