

市场一体化与经济增长:基于长三角的经验研究*

□ 卜茂亮 高彦彦 张三峰

内容提要 本文在构建市场一体化指数数据库的基础上,研究了长三角地区市场一体化的经济增长效应。实证分析发现:市场一体化的增长效应依赖于区域经济的发展水平。在低经济发展水平阶段,市场非一体化带来经济增长;而在高经济发展水平阶段,市场一体化带来经济增长。这个结论有助于揭示市场(非)一体化的产生原因,并为理解我国地方政府在区域经济合作方面的行为差异提供了参考。

关键词 市场一体化 经济增长 长三角地区

作者卜茂亮,南京大学商学院讲师,博士研究生;高彦彦,南京大学商学院博士生,澳大利亚莫纳什大学经济系访问学者;张三峰,南京大学商学院博士生。(南京 210093)

一、引言

建立统一开放的市场经济体系是我国经济转轨的重要目标之一。从长三角地区的发展实践来看,该区域的市场非一体化(分割)曾经十分严重。Young (2000)列举的贸易战实例几乎全都来自长三角地区。然而近年来,长三角的地方政府却自发成立了城市协调会组织,积极寻求区域经济合作,掀起了市场一体化发展的浪潮。^①对比前后不同时期,地方政府面临的激励几乎没有发生变化。因此,一个有意思的问题是:长三角为什么曾经热衷于市场非一体化,而如今积极致力于推进市场一体化?对于这个问题的思考和实证研究不仅有助于观察到长三角巨大转变的真正原因,探寻市场(非)一体化背后的逻辑,并以此为理解我国地方政府在区域经济合作方面的行为动机差异提供了参考。

现有文献已经从不同角度来解释市场非一体化产生的原因。林毅夫、刘培林(2004)认为改革开放前的赶超战略在各地区的延续使得各地区制定了各自的赶超计划,引发了地方保护。陆铭等(2004)提出落后地区选择暂时不加入分工体系,虽然它将失去当期分工的收益,但可以提高自己在未来分配分工收益的谈判中的地位,甚至可能实现对发达地区的赶超,所以落后地区选择市场分割。他们采用省级面板数据进行的经验研究进一步表明,市场分割程度与经济增长之间存在倒 U 型关系:适度的分割有利于增长,而过度的分割则相反(陆铭等, 2009)。周黎安(2004)率先从地方政府官员晋升博弈的框架做出解释,认为基于相对绩效的考核将导致地方官员之间的合作空间非常狭小,而竞争空间非常巨大。这些文献提供了丰富的观察视角,然而他们几乎难以说明市场一体化现象为什么会出现。

另一方面,少数文献关注到市场一体化产生的原因。徐现祥等(2007)比较了长三角地区 and 国内其他地区的经济增长率差距,通过实证分析认为一体化给长三角带来了更快的经济增长,所以长三角选择了一体化。皮建才(2008)构建了理论模型,认为当区域市场整合带来的收益大于成本付出时,地方政府将推动市场整合。然而这部分文献并未说明在什么情况下一体化将带来更快的经济增长,或者带来的收益大于成本。

* 基金项目:教育部哲学社会科学创新基地“南京大学经济转型和发展研究中心”子课题“经济增长与结构转型研究”项目;南京大学商学院科研基金。感谢刘志彪教授在文章写作过程中的悉心指导。该文的初稿曾在第四届青年经济学家联谊会 (YES, 2009)及第九届中国青年经济学者论坛 (成都, 2009)进行宣读。第一作者感谢复旦大学陆铭教授和中国人民大学聂辉华老师的有益评论,当然,文责自负。

总体说来,现有文献对市场非一体化与一体化的研究大都侧重于某一个方面,一定程度上忽视了两者之间的内在联系,不能为本文所关注的长三角从非一体化转向一体化的过程给出前后逻辑一致的解释。与现有文献不同,本文着重考察区域市场从非一体化到一体化的变化对经济增长带来的动态影响,并以此来探讨长三角为什么发生这样的转变。

本文利用相对价格法构造长三角地区 16 个城市从 2001~2007 年间的市场一体化指数数据库,在此基础上检验市场一体化程度与经济增长之间的关系。②结论表明,市场一体化对经济增长的作用依赖于地区经济发展水平,只有在经济发展水平达到一定的阶段以后,一体化才会有助于经济增长。这意味着,在经济发展水平较低的阶段,地方政府能够以分割市场促进经济增长,从而在整体上表现为区域市场的非一体化;然而随着经济发展水平的提高,市场一体化能够带来更快的经济增长,因而政府愿意采取一体化的经济政策。我们的研究一方面为解释地方政府在区域协调发展中动机的差异性提供了参考,另一方面为实践经济增长的科学发展观提供了依据。

接下来的文章安排如下:第二部分采用相对价格法构造长三角地区市场一体化指数;第三部分构建计量模型实证分析市场一体化的增长效应对经济发展水平的依赖性;在最后一部分,我们对实证结论进行总结,同时展望进一步研究的方向。

二、长三角市场一体化指数

由于没有现成的长三角地区的市场一体化指数数据,我们在这部分将构造一份可以反映长三角地区 2001 至 2007 年间 16 个城市的市场整合程度的面板数据库。计算市场一体化指数的常见方法有生产法、贸易法、经济周期法和相对价格法(余东华、刘运,2009)。考虑到如下两点原因,本文选用相对价格法:首先,其它方法尽管可以反映市场一体化程度变化,但往往受到很多非市场的干扰因素,干扰因素比较难控制;其次,由于数据的限制,其它方法都难以形成城市层面的面板数据。③

相对价格法的基本出发点是通过区域之间商品价格的差异来度量市场一体化程度。如果差异缩小则说明市场一体化程度提高。相对价格法被认为是一种较好的计算市场一体化程度指数的方法,是因为“市场一体化意味着价格信号在空间上分散的市场间平滑地传递”(Goletti et al, 1995)。Samuelson(1954)的“冰川”(iceberg)成本模型为相对价格法奠定了坚实的理论基础,该模型表明由于交易成本的存在,两地的价格 p_i 和 p_j 最终不可能完全相等,既可能同升同降,也可能一升一降,只要相对价格 p_i/p_j 的取值不超过一定的区间,均可认为两地之间的市场是一体化的。在此基础上,Parsley 和 Wei(1996、2001)开拓了以相对价格的方差变动来衡量市场一体化程度的新方法。如果方差随时间变化而趋于收窄,则反映出相对价格波动的范围在缩小,“冰川”成本降低,市场一体化程度在提高。相对价格法被广泛用于计算市场一体化程度,如 Goletti et al(1995)以及 Poncet(2005)运用这种方法研究了大米等农产品市场的整合程度;Parsley 和 Wei(2001)、范爱军等(2007)以及桂琦寒等(2006)运用这种方法对包含多类商品的综合市场进行了市场一体化程度的度量。应用于综合市场的研究凸显出价格法的另一个优点,即价格法可以收集较多的信息,能够全面考察市场的一体化程度。

相对价格法计算市场一体化指数首先需要各类商品的价格指数。《长江三角洲和珠江三角洲地区统计年鉴》为我们提供了长三角地区 16 城市的居民消费价格分类指数数据。④该统计年鉴开始于 2003 年编写,最早的价格数据追溯到 2000 年,但由于 2000 年数据不完整,实际选择的样本区间只能是 2001~2007 年。统计年鉴上商品分类价格指数包含 8 类:食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健和个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化和居住。由于烟酒及用品类数据不完整,我们实际选择了除此之外的 7 类商品作为计算长三角地区市场一体化程度的原始数据。

类似于 Parsley 和 Wei(2001)、范爱军等(2007)以及桂琦寒等(2006),我们分四个步骤来计算该指数:第一步,对长三角 16 城

市两两配对⑤选择同分类价格指数做相对价格的差分 ΔQ_{ijt}^k , 并取其绝对值得到 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。计算差分的方法利用如下公式,这种方法既利用了统计年鉴上提供的商品环比指数,又通过取对数的方法缓和了异方差和偏态性。

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{it-1}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{jt}^k}{P_{jt-1}^k}\right) = \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{jt}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{it-1}^k}{P_{jt-1}^k}\right)$$

上述公式中, k 表示第 k 类商品。通过取绝对值可以消除同一配对组中两个城市的置放顺序的影响。在做完第一步后得到了 7 类商品 120 个 (C_{16}^2) 配对组城市 7 年度共计 5880 个 $(7 \times 120 \times 7)$ 差分形式的相对价格数据。第二步, 对 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 采用去均值的方法剔除各分类商品固有的异质性 (Parsley 和 Wei, 1996) 的影响得到 q_{ijt}^k 。第三步, 计算 q_{ijt}^k 的方差 $\text{var}(q_{ijt})$, 共可得到 840 个观测值 (120×7) 。 $\text{var}(q_{ijt})$ 衡量了价格波动的范围, 波动范围越大, 市场一体化程度越低。第四步, 把方差按城市合并得到各城市的市场一体化指数, ⑥共有 112 个观测值 (16×7) , 其中合并的方法是计算一个城市与其他所有城市方差的平均值。

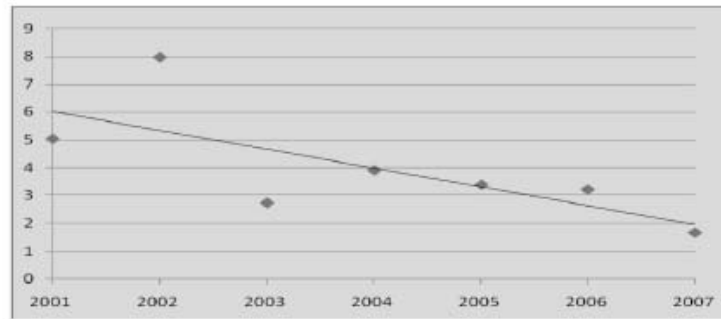


图 1 长三角地区市场一体化指数 (2001~2007 年)

表 1 反映了采用相对价格法计算出来的长三角地区 16 城市 2001~2007 年市场一体化指数。由于该指数反映了价格方差的大小, 所以指数越大表示市场一体化程度越低, 指数越小表示市场一体化程度越高。图 1 中的点是根据历年数据得到的长三角地区市场一体化指数的平均值, 拟合的曲线反映出总体程度下降, 说明长三角地区市场一体化程度呈上升趋势。

三、市场一体化的增长效应分析

我们采用计量模型检验市场一体化的增长效应与经济发展水平之间的关系。以 Barro (2000) 增长模型为基础, 添加市场一体化指数以及市场一体化指数与经济发展水平的交互项构建了如下计量模型:

$$\text{growth}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{MF}_{it} + \beta_2 \cdot \text{MF}_{it} \cdot \ln \text{pg}_{it} + \gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 等式左边的 growth_{it} 表示 i 城市在 t 年度人均 GDP 的增长率, 右边是一系列的解释变量。解释变量中最关注的是市场一体化指数 (MF) 的系数以及其与经济发展水平 (以 $\ln \text{pg}$ 表示, 代表人均 GDP 的对数) 的交互项的系数。X 为控制变量集, 主要包括下列控制变量:

(1) 除了上述经济发展水平变量, 由于经济增长速度与其经济发展水平可能会存在非线性的“倒 U 型”关系, 即根据可能存在

增长收敛的特征 (Barro, 2000), 落后地区的经济增长速度会比较快, 但是当经济发展到一定阶段以后, 增长速度会下降, 我们控制了经济发展水平的平方项, 即 $\ln gp^2$ 。

(2) 国际贸易增长率, 用 tra 表示, 采用进出口总额来度量, 我们之所以选择该变量的理由是长三角地区的经济开放度比较高, 而国际贸易已经成为该地区经济增长的重要驱动力量, 忽略了外贸因素往往会导致估计有偏。

(3) 根据高彦彦 (2009) 关于政府规模与经济增长之间的互动关系的研究, 我们类似地采用政府消费占 GDP 的比例 (用 gov 表示) 来度量政府规模。⑦

(4) 沿循 Barro (2000) 的增长模型, 我们也控制了人口出生率 (用 fer 表示)。⑧

β_0 表示常数项, β_1 和 β_2 为我们关注的估计系数, γ 为上述控制变量的估计系数, α_i 表示与特定城市相关的未观察到的因素, ε_{it} 表示随机干扰项。除了一体化程度变量, 其它变量所采用的数据主要来自 2003 至 2008 年《长江和珠江三角洲及港澳台特别行政区统计年鉴》, 其中缺失的数据则来自相应年份的《中国城市统计年鉴》。Breusch-Pagan 检验的结果表明模型不存在异方差, Hausman 检验结果表明固定效应模型更好, 但考虑到结果的稳健性问题, 我们采用了随机效应、固定效应以及自抽样法 (bootstrap method) 随机和固定效应模型对 (1) 进行估计, 其结果如表 2 所示。所有方法进行的估计得出的结果一致表明, 我们最为关注的市场一体化指数与经济发展水平的交互项系数显著为负, 这说明了经济发展水平的不同的确造成了市场一体化程度对经济增长影响的差异; 但市场一体化指数自身的系数则显著为正。因而, 市场一体化程度对经济增长的影响具体为正还是为负, 取决于经济发展水平。为了进一步说明在地区经济发展水平差异下, 市场一体化对经济增长的整体效应, 我们依据计量模型 (1) 对经济增长求市场一体化指数的偏导数可以得到:

$$\frac{\partial \text{growth}}{\partial MF} = \beta_1 + \beta_2 \ln pg_{it}$$

表 2 考虑交互项的市场一体化对经济增长的影响

Variable	re	fe	rebs	febs
MF	0.0165 [*]	0.0151 [*]	0.0165 [*]	0.0151 [*]
MF* $\ln pg$	-0.0017 [*]	-0.0015 [*]	-0.0017 [*]	-0.0015 [*]
$\ln pg$	0.3551 ^{***}	0.3602 ^{***}	0.3551 ^{***}	0.3602 ^{***}
$\ln pg^2$	-0.0160 ^{***}	-0.0161 ^{***}	-0.0160 ^{***}	-0.0161 ^{***}
tra	0.0491 ^{***}	0.0483 ^{***}	0.0491 ^{***}	0.0483 ^{***}
gov	0.0152	0.0775	0.0152	0.0775
fer	0.0229 ^{***}	0.0300 ^{***}	0.0229 ^{***}	0.0300 ^{***}
常数项	-1.8758 ^{***}	-1.9342 ^{***}	-1.8758 ^{***}	-1.9342 ^{***}
R-sq	0.7805	0.7867	0.7805	0.7867
观测值	112	112	112	112

注: re 表示随机效应回归, fe 表示固定效应回归, rebs 表示随机效应回归 bootstrap, febs 表示固定效应回归 bootstrap。

* 代表 $p < 0.1$, ** 代表 $p < 0.05$, *** 代表 $p < 0.01$ 。

上式反映了市场一体化对经济增长的整体效应, 其中 β_1 大于零而 β_2 小于零, 反映出随着经济发展水平的提高, 等式右边的

值越来越小甚至小于零。其经济含义是,给定某一市场一体化水平,经济发展水平的提高将放大市场分割对经济增长的阻碍作用,这与郑毓盛等(2003)的结论有异曲同工之妙。他们运用 DEA 方法测算市场分割给中国技术效率带来的损失得出的结论认为,在经济发展水平不断提高的过程中,市场分割给技术效率造成的负面影响越来越大。

我们还可以通过代入 β_1 、 β_2 和 $\lnpgit$ 的值进一步求出每个城市各年市场分割对经济增长的整体效应的大小。计算出来的结果与陆铭、陈钊(2009)的结果不同,在全部的 112 个观测值中,有 73 个观测值得到负的偏导数,占 65.2%,其余观测值得到正的偏导数,也就是说,对于长三角地区 16 个城市的 2001~2007 年间的大部分城市和年份来说,经济已经发展到市场分割对增长有害的阶段。⑨如表 3 所示,对于上海、苏州、无锡、杭州以及宁波 5 个经济发展水平较高的城市来说,

表 3 长三角地区 16 城市
年度人均 GDP 与临界值关系

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
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	-	-	-	-	-	+	+

注:“+”表明当年度该地区人均 GDP 高于临界值;
“-”的含义与之相反。

市场一体化一直有助于经济增长;对于南京、常州、镇江、嘉兴以及绍兴来说,从 2003 年开始,市场一体化的增长效应开始为正;舟山和湖州分别从 2004 和 2005 年开始转正;南通、扬州和台州则从 2006 年开始转正;到 2007 年,随着经济发展水平最低的城市泰州开始转正,长三角全面进入市场一体化有利于经济增长的阶段。同时,根据 β_1 和 β_2 的值也可以计算出该整体效应从正转向负的临界值,即人均 GDP 为 23545 元,这说明当人均 GDP 低于 23545 元时,地区经济增长随着市场一体化程度的提高而下降,

随着市场非一体化程度的提高而提高;当人均 GDP 高于 23545 元时则得出相反的结论。

为了更直观地比较不同经济发展水平下,市场一体化给经济增长带来的不同影响,本文把总体样本分为低经济发展水平组和高经济发展水平组,通过设置经济发展水平的虚拟变量 D_{it} 来做进一步的检验。具体方法是把样本中 16 城市 7 年的人均 GDP 排序,得到其中位数。如果 i 城市在 t 年度的人均 GDP 低于中位数,那么, D_{it} 的取值为 0;否则, D_{it} 的取值为 1。 D_{it} 为 0 的组是低经济发展水平组, D_{it} 为 1 的组是高经济发展水平组。计量模型在模型(1)的基础上去掉了交换项,增加了虚拟变量,控制变量保持不变。模型的方程形式如下:

$$grow_{it} = \beta_0 + \delta_0 \cdot D_{it} + \beta_1 \cdot MF_{it} + \delta_1 \cdot D_{it} \cdot MF_{it} + \gamma \cdot X_{it} + \lambda \cdot D_{it} \cdot X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

这里,我们重点关注的是 $D_{it} \cdot MF_{it}$ 的系数 δ_1 及其显著性,因为 δ_1 及其显著性反映了高发展水平组与低发展水平组相比,市场一体化是否具有不同的影响。与前文类似,我们采用不同的方法进行回归,从而增强结论的稳健性。表 4 报告的关于模型(2)的估计结果进一步支持了表 2 的结论。系数 δ_1 在 10%的显著水平上显著为负,这说明,给定任一市场一体化程度,与低发展水平样本组相比,高发展水平样本组的市场一体化指数将会降低经济增长 0.25 个百分点,换言之,对于发展水平较高的地区,市场分割的增长损害更大。由于 Hausman 检验支持采用固定效应模型,表 4 中固定效应模型反映的市场一体化程度变量对增长具有前文类似的效应,市场一体化变量的系数尽管为正,但是不显著(参见 fe 和 febs 栏)。

表 4 考虑虚拟变量的市场一体化对经济增长的影响

Variable	re	fe	rebs	febs
MF	- 0.0002	0.0004	- 0.0002	0.0004
D* MF	- 0.0021*	- 0.0025*	- 0.0021*	- 0.0025*
lnpg	0.1251	0.3763	0.1251	0.3763
lnpg2	- 0.0046	- 0.017	- 0.0046	- 0.017
tra	0.0460***	0.0460***	0.0460***	0.0460***
gov	0.1398	- 0.064	0.1398	- 0.064
fer	0.0107	0.0258**	0.0107	0.0258**
D	0.3466	1.2816	0.3466	1.2816
D* lnpg	- 0.0595	- 0.2502	- 0.0595	- 0.2502
D* lnpg2	0.0021	0.0119	0.0021	0.0119
D* gov	0.0161	0.0116	0.0161	0.0116
D* tra	- 0.1709	- 0.1179	- 0.1709	- 0.1179
D* fer	0.0246*	0.0199	0.0246	0.0199
常数项	- 0.6949	- 1.9885	- 0.6949	- 1.9885
R-sq	0.7851	0.8097	0.7851	0.8097
观测值	112	112	112	112

注: re表示随机效应回归, fe表示固定效应回归, rebs表示随机效应回归 bootstrap febs表示固定效应回归 bootstrap。
* 代表 $p < 0.1$, ** 代表 $p < 0.05$, *** 代表 $p < 0.01$ 。

四、结论与展望

对长三角市场一体化的研究不仅要关注市场一体化本身,也要关注市场非一体化。对其中任何一点的忽视或者过于强调都可能带来研究的片面性。本文着眼于长三角的动态变化,采用面板数据的实证分析表明:市场一体化的增长效应依赖于经济发展水平。具体来说,在低经济发展水平阶段,市场非一体化带来经济增长;而在高经济发展水平阶段,市场一体化带来经济增长。同时我们还就本文的样本指出转折点对应于经济发展水平为人均 GDP23545 元。上述实证结果表明:过早地进行市场一体化或者长期固守市场非一体化都对经济增长不利,也都不是地方政府的理性选择。从长期来看,市场分割只是经济发展进程中的一小段插曲,持续的经济增长必须通过提高市场一体化来实现。

然而,如何理解该实证结论背后的经济逻辑是一个重要问题。基于高彦彦(2009)给出的经济发展中政府和市场之间关系的研究,我们尝试给出如下经济解释,即在经济转型的初级阶段,政府更多地承担促进经济增长的任务,地方保护有利于地方政府充分利用本地的资源实现经济增长,因而市场非一体化可能更有利于增长;但是,随着经济发展水平的提高,政府的职能更多地被市场所取代,劳动分工与专业化导致区域市场整合的收益更高,因而市场一体化而不是非一体化有助于促进经济增长。固然,这种解释背后丰富的内涵还需进一步的详细研究来支持和拓展。

注释:

①具体参见《走过十年——长江三角洲城市经济协调会十周年记事》(长江三角洲城市经济协调会办公室,2007)。

②这 16 个城市是上海、江苏的南京、苏州、无锡、常州、镇江、南通、扬州、泰州以及浙江的杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、台州。

③生产法的依据是看结构是否趋同,而中国区域生产结构的变化可能意味着中国正在逐步摆脱计划经济下区域分工不合理的模式,而并非是受到地方保护和市场非一体化的影响 Naughton(1999);贸易法的依据是区域贸易流量的变化,但这种流量变化可能来源于商品替代弹性的变化(Parsley 和 Wei, 2001)以及要素禀赋、规模经济等原因(Engel 和 Rogers, 1998);经济周期法的依据是经济周期同步性(Xu, 2002),然而导致经济周期非同步的因素很多,市场非一体化的因素只是其中的一部分(陆铭、陈钊, 2009)。

④从上海、江苏和浙江的统计年鉴或者各市的统计年鉴上也可以找到长三角地区 16 城市的居民消费价格分类指数,但各地区统计口径存在差异,除此而外能提供 16 城市居民消费价格分类指数的只有长三角统计年鉴。

⑤如何选择相对价格的对象是价格法研究中存在争议的问题,这里主要涉及到对两个地区间距离的认识。Goletti 等(1995)认为只有“足够近”的市场需要考虑,因为两个市场相距甚远,价格缺乏协整可能是由于运输成本。其在大米的市场研究中对“足够近”定的标准为 250 公里,这相当于卡车托运袋装米一天所能达到的最远路程。在对中国各省份数据为总体样本的研究中,范爱军等(2007)选择了两两任意配对,而桂琦寒等(2006)只选择了接壤身份配对。本文的研究对象是长三角 16 城市,这 16 城市之间距离较近并且交通已经非常发达,因而本文选择了 16 城市之间两两配对。

⑥由于该数值非常小,实际报告时给每个数统一乘以了 10000。

⑦遵循文献的一般做法,政府消费扣除了教科文卫支出。

⑧参考 Barro(2000)做法,人口出生率也取了对数。

⑨陆铭等(2009)基于全国的样本进行的关于市场分割与经济增长关系的研究表明 96%的观察点中分割有利于增长。这也表明长三角与全国在市场整合与经济增长关系上的独特之处。

参考文献:

1. 长江三角洲城市经济协调会办公室:《走过十年——长江三角洲城市经济协调会十周年记事》,文汇出版社 2007 年版。
2. 范爱军、李真、刘小勇:《国内市场分割及其影响因素的实证分析》,《南开经济研究》2007 年第 5 期。
3. 高彦彦:《政府规模与经济增长:基于政府和市场替代关系的世界面板数据分析》, SSRN 工作论文 <http://ssrn.com/abstract=1322043>, 2009.
4. 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。
5. 林毅夫、刘培林:《地方保护和市场分割:从发展战略的角度考察》,北京大学中国经济研究中心内部讨论稿, 2004 年。
6. 陆铭、陈钊、严冀:《收益递增、发展战略与区域经济的分割》,《经济研究》2004 年第 1 期。
7. 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。
8. 皮建才:《中国地方政府间竞争下的区域市场整合》,《经济研究》2008 年第 3 期。
9. 徐现祥、李郇、王美今:《区域一体化、经济增长与政治晋升》,《经济学季刊》2007 年第 4 期。
10. 余东华、刘运:《地方保护和市场分割的测度与辨识——基于方法论的文献综述》,《世界经济文汇》2009 年第 1 期。
11. 郑毓盛、李崇高:《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》2003 年第 1 期。
12. 周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》2004 年第 6 期。
13. Golett, i F., Ahmed, R., Farid. N., “StructuralDeterminants ofMarket Integration: TheCase ofRiceMarketsin Bangladesh”, Developing Economies, 1995, (2): 185-202.
14. Samuelson, P. , “TheoreticalNote on Trade Prob-lem”, Review ofEconomics and Statistics, 1954, (46): 145-164.
15. Parsley, D. C. , We,i S., “LimitingCurrencyVol-atility to Stimulate GoodsMarket Integration: A Price BasedApproach”. NBERWorking PaperNo. W8468, 2001.
16. Parsley, D. C. ,We,i S., “Convergence to the Lawof One Price without Trade Barriers or Currency Fluctua-tions”, Quarterly Journal ofEconomics, 1996, (4): 1211-1236.

17. Poncet, S., “A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration”, *Review of International Economics*, 2005, 13(3): 409-430. 18. Naughton, B., “How Much Can Regional Integration Do to Unify China’s Market”. University of California at San Diego Mimeo, 1999.

19. Barro, R. J. “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, 2000, (1): 5-32.

20. Engel C., Rogers, J.H., “Relative Price Volatility: What Role does Border Play?”, *International Finance Discussion Papers* No. 623, 1998.

21. Xu, X., “Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform,” *China Economic Review*, 2002, (13): 116-133.

22. Young, A., “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, (4): 1091-1135.