

市场一体化视角下 FDI 对经济发展影响的门槛效应研究——以长江经济带为例

刘耀彬，周依仿，王希祖，周家兴，宋一凡

【摘要】：基于2004—2012年长江经济带11个省市的数据，在构建门槛面板回归模型的基础上，以市场一体化指数为门槛变量，实证研究FDI（外商直接投资）对经济发展的影响。研究表明，FDI促进经济发展存在显著的市场一体化“双门槛效应”。市场一体化指数跨越第一道门槛时，FDI对经济发展的促进作用增强，当进一步跨越第二道门槛后，这种拉动作用再次显著提高。而长江经济带较多省市的市场一体化水平处于两道门槛之间，FDI对经济发展的促进作用得到了较大的发挥，但地区合作和一体化进程存在较大差异，经济的进一步发展还需要跨越第二道门槛，特别是上、中游地区应进一步打破贸易壁垒、放开市场保护，拓展区域市场一体化进程以推动整体经济的进一步跃升。

【关键词】：市场一体化；FDI；经济发展；门槛效应；长江经济带

长江经济带开发是继沿海经济开发战略后所做出的又一重大战略决策，它拥有我国最广阔的腹地和发展空间，经济增长潜力巨大，为中国经济持续发展提供着重要支撑。而如何进一步开发长江经济带并充分发挥其在全国的辐射带动作用是一个重要课题。相关研究表明，FDI对经济发展的影响仍然存在巨大的潜力且其影响远远超越其资本存量本身的增长，而市场规模是影响FDI流入的最重要的因素之一，市场规模的扩大则有赖于进一步加强区域市场一体化的建设。早在长江经济带概念提出前，市场一体化在长江经济带的发展趋势就备受瞩目，对其成因的讨论也越来越被学界和政府所广泛重视。深入推进长江经济带市场一体化，消除市场的保护和分割对区域资源的优化配置和区域经济增长的不利影响，能为经济的增长提供良好的宏观环境，使经济体充分利用FDI进行地区合作与分工，增强生产效率，最终促进经济的发展。基于以上考虑，本文从市场一体化视角考察长江经济带FDI对经济发展的促进作用，以明晰其如何推动长江经济带的经济发展，这对于继续提高长江经济带竞争力及改善流域经济发展不平衡都有着重要的理论和现实意义。

一、文献综述

外商直接投资（FDI）作为国际资本流动的重要方式，一直以来都倍受关注。近些年的研究中，学者们针对FDI对国家和地区经济发展的影响程度进行了多个角度的论述。Jonathan E. Haskel（2007）通过英国1973～1992年间面板数据，证实了存在FDI正面溢出效应，认为国内企业的发展，国内企业的全要素生产率的提高有赖于FDI的溢出效应的促进；孙刚，赵莹莹（2008）分析了30年来外商直接投资在我国经济发展中的作用及其影响，结果显示外商直接投资对我国经济发展具有明显的促进作用；John Whalley, Xian Xin（2009）分析研究了中国经济发展和FDI之间的关系，发现FDI在推动中国经济方面有着明显的作用，其中吸收和利用能力为关键因素。Timothy C. Ford（2008）建立了新的FDI测量体系，结果发现FDI在推动经济的发展上明显高于国内投资。可见，关于FDI与经济发展的文献不少，而在FDI研究进程中，“门槛模型”的提出为进一步研究FDI提出了新的思路。李子豪、刘辉煌（2012）利用门槛面板回归方法，从收入门槛和人力资本门槛两个角度，检验了FDI对

作者简介：刘耀彬（1970—），男，湖北麻城人，南昌大学经济管理学院，教授，经济学博士，研究方向：城市经济与生态经济。

基金项目：国家社科基金后期资助项目，主持人刘耀彬，开放经济下的贸易、环境与城市化：理论、模型与实证，项目编号（12FJL002）（南昌大学，南昌330031）

环境影响的门槛效应；刘敏、曹衷阳（2011）通过建立基于外商直接投资对经济发展影响的居民相对消费水平双门槛模型，证实了当居民相对消费水平位于第一与第二门槛之间时，FDI 对经济的推动作用最明显；冉光和，鲁钊阳（2011）采用Hansen 提出的门槛回归方法构建面板门槛模型，以金融发展水平为门槛变量，实证外商直接投资（FDI）对城乡收入差距的影响。已有的研究广泛证实了FDI “门槛效应”的存在性，为进一步的研究提供了基础。

而在现代市场经济条件下，市场对社会经济资源的优化配置发挥着重要的基础性作用。自从Young（2000）的研究以来，对于市场一体化进程及原因的研究也一直是一个热点。如杨凤华（2010）、高彦彦（2010）的研究均构建了长三角地区市场一体化指数，以探究其市场一体化的总体状况。通过前文的分析不难看出，因研究所选取的指标、数据、样本以及实证方法的差异存在，FDI 对经济影响的测度呈现出多方位、多角度的特点，而从市场一体化视角探究FDI 对经济发展的门槛效应却并未取得一致意见，相关文献也不多见。基于此，本文创造性的利用我国长江经济带面板数据，在市场一体化视角探究FDI 对经济发展的门槛效应，分别在单门槛、双门槛的假设下构建门槛回归模型，从经济发展角度实证分析我国FDI 技术溢出的“门槛效应”，并对“门槛效应”及相应门槛值进行实证检验和估计。

二、模型设定与估计方法

（一）模型设定

为研究市场一体化水平、FDI 和经济发展水平的关系，本文以市场一体化指数作为影响FDI 对经济发展水平作用的门槛变量，即考察长江经济带各地区市场一体化水平是否达到FDI 溢出效应的门槛水平，以助于经济发展水平的显著提高，在此基础上，进一步检验是否存在多个门槛变量。传统的研究门槛效应的方法主要是分组检验法和交叉项模型法，但由于分组检验无法从客观上把握对样本进行分组的标准，因此无法从数理统计角度估计出具体的门槛值；交叉项模型法虽然可以估计出具体的门槛值，但由于其仅限于存在的线性关系以及其交叉项形式的稳定性，而无法检验“门槛效应”及所估计的的门槛值的正确性。然而，Hansen（1999）的非动态面板门槛模型能够很好地弥补以上两种方法的不足，不仅能够估计出门槛值，而且能够对门槛值的正确性及内生“门槛效应”进行显著性检验。其基本思想是将门槛值作为一个未知变量纳入实证模型中，构建关键变量的分段函数，并对门槛值及“门槛效应”进行一系列的估计和检验，最后得出存在的“门槛效应”。

通过考察各地 GDP 的增长程度可以确定整个国家的经济发展程度，因此本文以地区生产总值来替代长江经济带各地区经济发展水平。根据国内生产总值 GDP 恒等式，有 $GDP = C + I + G + NX$ 。其中 I 可以进一步分解为进一步分为国内企业投资（DI）与外商直接投资（FDI），故得到经济发展水平影响因素的基础模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 C_{it} + \beta_2 G_{it} + \beta_3 NE_{it} + \beta_4 DI_{it} + \beta_5 FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 为经济发展水平， C_{it} 为消费水平， G_{it} 为政府支出， NE_{it} 为净出口水平， DI_{it} 为国内企业投资， FDI_{it} 为外商直接投资， ε_{it} 为随机扰动项。模型（1）并未考虑市场一体化水平下的“门槛效应”，现纳入市场一体化指数变量^①，根据上述Hansen 的非动态面板门槛回归模型的思想，首先假设存在“单门槛效应”，在模型（1）的基础上可以构建单门槛模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 C_{it} + \beta_2 G_{it} + \beta_3 NE_{it} + \beta_4 DI_{it} + \theta_1 FDI_{it}(Q \leq \eta) + \theta_2 FDI_{it}(Q > \eta) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，市场一体化指数 Q 为门槛变量， η 为待估算的门槛值， $I(\cdot)$ 为一指标函数。以上参数估计及假设检验是针对存在单门槛的情况，从计量角度来看，可能会存在多个门槛。

(3) 式为双门槛模型的参数估计模型,多门槛模型可以据此进行扩展:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cit + \beta_2 Git + \beta_3 NEit + \beta_4 DIit + \theta_1 FDIitI(Q \leq \eta_1) + \theta_2 FDIitI(\eta_1 < Q \leq \eta_2) + \theta_3 FDIitI(\eta_2 < Q) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(二) 估计方法与检验

为叙述简易,首先针对单门槛模型进行说明,双(多)门槛模型的估计方法以及检验与单门槛模型类似。门槛分析关键是要解决两方面的问题:一是联合估计门槛值 η 和变量系数 θ ;二是进行门槛效应的相关检验。下面就这两点进行说明。

对联合门槛值门槛估计的过程中,本文先选定一个门槛初始值 β_0 ,然后利用一般最小二乘法(OLS)估计得出解释变量的系数。进而求出相应的残差平方和。最小的残差平方和对应的门槛值 η 即为所求的门槛值。为了对模型参数进行估计,需要利用格点搜索法(Grid Search),求出残差平方和最小的门槛值 η ,之后利用常规的估计方法对各变量的参数进行估计。

门槛效应的相关检验主要包括两个方面:①门槛效应的显著性检验;②门槛估计值真实性的检验。前者原假设为: $H_0: \theta_1 = \theta_2$,检验统计量为:

$$F1 = (S0 - S1(\eta^*) / (\delta_2(\eta^*))) \quad (4)$$

其中, $S0$ 为在原假设下进行参数估计后得到的差平方和, $\delta_2(\eta^*)$ 为备择假设下进行参数估计后得到的残差方差。在原假设下门槛值 η 是不确定的,因此统计量 $F1$ 的分布为非标准分布,但可采用“自抽样”模拟其渐进分布,进而构建其对应的 P 值。第二个检验的原假设为 $H_0: \eta^* = \eta_0$,相应的似然比检验统计量为:

$$LR_1(\eta) = (S1(\eta) - S1(\eta^*)) / \delta_2(\eta^*) \quad (5)$$

统计量 $LR1$ 的分布也是非标准的,但Hansen 提了一个简单的公式计算出其拒绝域,即当 $LR1 > -2\ln(1 - (1 - \alpha))$ 12) 时,拒绝原假设,其中 α 为显著性水平。^②

三、数据样本及变量选取

(一) 解释变量、被解释变量数据样本与变量说明本文采用2004—2012 年长江经济带11 个省市的面板数据样本进行分析。为消除价格影响因素,所有涉及价格因素的变量均通过各年CPI 指数进行处理^③,其次,由于本文以GDP 来刻画各地区经济发展水平,对于各个地区每一年的GDP 值,本文均按照通货膨胀率进行数据处理。所有面板数据来源于《中国统计年鉴》及11 个省市2005 — 2013 年的统计年鉴。

考虑到模型所描述的规律应该独立于量纲的影响,因而需要对模型进行无量纲化处理。无量纲化方法的选取应根据客观事物的特征及所选用的统计分析方法来确定,因本文统计检验需要保证数据的正态分布,故选择标准差标准法对原始数据进行无量纲化处理,得到变化后的单门槛模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cit + \beta_2 Git + \beta_3 NEit + \beta_4 DIit + \theta_1 FDIitI(Q \leq \eta) + \theta_2 FDIitI(Q > \eta) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Y'_{it} 为经济发展水平，以每年各地区的生产总值来表示； C'_{it} 为消费水平，以各地区最终消费支出来表示； G'_{it} 为政府支出，以每年各地区地方财政支出来表示； NE'_{it} 为净出口水平，以每年各地区货物或服务净出口来表示； DI'_{it} 为国内企业投资，以每年各地区内资企业固定资产投资额度来表示； FDI'_{it} 为外商直接投资，以每年各地区实际利用外商直接投资量来表示； Q 为门槛值； ε_{it} 为随机扰动项。样本的描述性统计量如下：

表1 描述性统计量（2004—2012 年， $i=11$ 地区， $t=9$ 年， $it=99$ ）

变量名称	变量含义	最小值	最大值	平均值	标准差
Y'_{it}	地区生产总值（亿元）	1495.58	37182.58	9842.99	6958.05
NE'_{it}	货物和服务净出口（亿元）	126700.73	38611053.44	7179250.13	10737123.65
C'_{it}	地区最终消费支出（亿元）	1301.57	16417.61	5110.37	3098.38
G'_{it}	财政支出（万元）	3068725.27	73860406.87	18187212.06	12253816.35
DI'_{it}	内资企业固定资产投资额（亿元）	617.51	19623.92	5255.87	3654.88
FDI'_{it}	实际利用外资额（万美元）	13196.99	2642017.82	544226.34	575761.95

（二）门槛变量市场一体化指数的计算

1. 测度方法的选取

由于缺乏现成的反映长江经济带市场整合程度的数据，为了后续的分析有必要运用相关的方法构造出一份反映长江经济带2004 — 2012 年间11 个省市长江经济带市场整合程度的数据。以往的“贸易流量法”或是“生产法”都有其固有的缺陷，如难以控制要素禀赋、规模经济以及商品替代弹性等影响，且多只停留在判断一个市场是否呈现一体化趋势，而并不能够提供一个量化的指标来反映市场整合程度。而本文不仅需要得到一个量化的指标来衡量长江经济带市场整合程度，而且需要利用该指标获取系列数据与其他相关解释变量相匹配，为后续的研究奠定基础。因此本文借鉴Parsley 与Wei（2001）以及桂琦寒（2006）等衡量商品市场一体化程度的“相对价格法”来测度长江经济带商品市场一体化。“相对价格法”测度市场一体化程度的理论基础是Samuelson（1954）提出的“冰山成本”模型，其研究表明由于运输成本以及交易成本的存在，只要满足相对价格的取值不超过一定范围即可认为区域市场一体化发展良好。将模型的运用范围予以拓展，冰山成本可以泛指任意两个具有空间分异特征的地区在进行商品交易过程中，由距离效应产生的全部运输成本和由市场分割所导致的交易成本之和。

2. 数据的收集与处理

运用“相对价格法”来计算长江经济带商品市场一体化指数的前提是要能获得相对完整的各类商品零售价格指数。为了全面反映居民日常生活，本文共选取了2003 — 2012 年间11 个省市15 类商品零售价格指数：菜、粮食、燃料、服装鞋帽、干鲜瓜果、化妆品、家具、交通通信、金银珠宝、日用品、中西药及医疗保健用品、体育娱乐用品、文化办公用品、饮料烟酒以及电子音像制品，并通过计算获得以2003 年为基期的历年的11 个省市居民消费价格指数（CPI），然后借助所求得的居民消费价格指数剔除15 类商品零售价格指数中包含的通货膨胀因素。以上数据均来自历年《中国统计年鉴》、《中国价格及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》、《中国城市（镇）生活与价格统计年鉴》以及历年11 个省市的统计年鉴。

在数据可获取且真实准确的基础上，本文利用Parsley 与Wei（2001）开拓的以相对价格的方差 $Var(P_i/P_j)$ 变动衡量市场一体化程度的方法来计算长江经济带商品市场一体化指数，相对价格的方差 $Var(P_i/P_j)$ 随着时间的变化而减少，意味着区域市场一体化程度在提高。具体计算长江经济带11 个省市的市场一体化指数步骤可分为四步：

（1）对长江经济带11 个省市进行两两配对的基础上，对给定年份 t ，给定的第 k 类商品零售价格指数取相对价格的一阶差分。

$$|\Delta Q_{ij}^k| = \left| \ln\left(\frac{P_{ij}^k}{P_{j(i-1)}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{i(i-1)}^k}{P_{j(i-1)}^k}\right) \right| = \left| \ln\left(\frac{P_{ij}^k}{P_{i(i-1)}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{j(i-1)}^k}{P_{j(i-1)}^k}\right) \right| \quad (7)$$

由于 ΔQ_{ij}^k 与 Q_{ij}^k 具有收敛的一致性，故本文利用 ΔQ_{ij}^k 替代 Q_{ij}^k ，其中取相对价格的绝对值能够有效的避免同一配对组合中两个城市置放顺序的变化而引起的符号的改变，并且采用相对价格的一阶差分形式，还便于充分利用统计年鉴中以价格的环比指数表示商品零售价格数据。在省市配对中，本文采用盛斌（2011）的做法，不仅仅考虑相邻省市配对，而是考虑整个长江经济带的情况^①，于是得到15 类商品55个（C2-11）省市配对组合9 个年度共7452 个相对价格一阶差分数据。

（2）对 ΔQ_{ij}^k 去均值化处理，由于 ΔQ_{ij}^k 可以理解为由 α_k 以及 ε_{ij}^k 两项构成，其中 α_k 与商品种类 k 相关， ε_{ij}^k 与 i 、 j 两地特殊的市场环境相关，为了获得仅与市场分割因素和一些随机因素相关的商品相对价格数据，故需消除 α_k 的影响。

$$|\Delta Q_{ij}^k| - |\Delta Q_i^k| = (\alpha^k - \overline{\alpha^k}) - (\varepsilon_{ij}^k - \overline{\varepsilon_{ij}^k}) \quad (8)$$

其中 ΔQ_i^k 为55 组配对城市基于给定第 k 类商品的 ΔQ_{ij}^k 的平均值，故：

$$q_{ij}^k = \varepsilon_{ij}^k - \overline{\varepsilon_{ij}^k} = |\Delta Q_{ij}^k| - |\Delta Q_i^k| \quad (9)$$

（3）计算方差 $\text{Var}(q_{ij}^k)$ ，得到495 个观察值（55 × 9）。其中 $\text{Var}(q_{ij}^k)$ 取值与市场一体化程度相反比， $\text{Var}(q_{ij}^k)$ 越大，市场一体化程度越低。

（4）求取一个城市 i 与其他所有城市方差 $\text{Var}(q_{ij}^k)$ 的平均值，从而得到可以度量该城市 i 市场整合程度的市场一体化指数。

根据以上方法，利用经过剔除通货膨胀因素处理的15 类商品零售价格指数求得长江经济带2004—2012 年间11 个省市的市场一体化指数，见表2。

表2 2004—2012 年长江经济带11 个省市的市场一体化指数

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
上海市	25.0117	20.5579	9.8181	12.3878	7.0068	14.8265	7.1585	4.0002	3.6047
江苏省	15.3665	17.2868	5.4706	4.6642	4.2330	4.0032	3.9672	6.3847	2.4108
浙江省	14.6457	16.3212	7.4752	4.3263	4.4103	7.0963	5.9480	3.9531	3.1640
安徽省	27.2409	25.3199	9.0242	4.8849	3.9131	5.6764	5.0965	4.9547	3.2906
江西省	14.1899	20.4197	6.7478	5.8101	4.3119	5.8877	5.7076	4.6330	4.5126
湖北省	15.2399	19.0692	8.5808	3.7377	4.6836	6.0764	5.7068	4.3198	3.1650
湖南省	14.7667	25.7578	10.1186	5.0145	10.2101	12.5593	6.4800	8.1442	2.7082
重庆市	23.5560	22.6186	10.4737	5.4542	7.1118	8.5480	8.1507	6.1706	3.9378
四川省	14.9103	15.2603	4.3123	5.6838	4.1414	10.0749	8.5077	5.2340	4.1537
贵州省	15.1042	16.8507	7.4696	6.2405	4.3393	7.9503	5.4655	5.3022	5.9355
云南省	34.2633	45.7397	10.5703	6.8779	7.1844	8.4262	6.8085	4.8109	4.4015

四、实证结果分析

在使用时间序列数据进行最小二乘回归分析时，要求数据平稳以避免伪回归。本文使用的是长江经济带11个省市的面板数据，兼有横截面数据和时间序列数据的特点。而由于选取的时间段为2004—2012年共9年，并不长，且门槛回归模型主要对门槛变量的平稳性要求较为严格，因此本文对门槛变量即市场一体化指数进行平稳性检验。面板数据平稳性检验的方法有多种，本文同时选取了LLC检验、IPS检验和Fisher—ADF检验以避免单一方法可能存在的缺陷导致的判断失误。通过eviews7.0得出的三个检验的P值均为0.0000，表明在1%的显著性水平下均能拒绝存在单位根假设，因此市场一体化水平值是平稳的，可以进行门槛回归分析。

（一）门槛效应的显著性检验及置信区间估计根据前文介绍的模型估计及检验方法，利用stata12.0软件进行实证分析。以市场一体化指数作为门槛变量，为确定门槛的个数，分别在单门槛、双门槛和三门槛假设下对FDI的门槛效应进行分析。表3显示了市场一体化指数门槛的显著性检验、门槛估计值及其置信区间，可见，在5%的显著性水平上存在单门槛和双重门槛效应，而三门槛检验并不显著。因此，FDI与经济发展之间存在着双门槛效应，两个门槛值分别为4.067和15.5773。同时，门槛1估计值处于[3.2906, 5.0271]区间内且门槛2估计值处于[12.2703, 25.0117]区间内时，似然比值小于5%显著性水平下的临界值，在原假设接受域内，即两个门槛值都与实际门槛值相等（ $\eta_1 = \eta_2$ ）。

表3 门槛变量的显著性检验和置信区间

门槛数	F值	P值	10%	5%	1%	门槛值	95%置信区间
单一	5.1716**	0.021	2.7098	3.7242	6.5684	15.5773	(12.2703, 25.0117)
双重	4.4553**	0.0415	2.8365	4.0369	6.5208	4.067	(3.2906, 5.0271)
三重	1.2743	0.2625	2.8412	3.9406	7.1331	—	—

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著；P值和临界值均为采用“自抽样”反复抽样300次得到的结果。

（二）门槛模型估计结果与分析

1. 回归结果与分析

确定了门槛值 $\eta_1 = \eta_2$ 后，对门槛回归模型进行参数估计的结果见表3。回归结果表明，各解释变量对经济发展都有明显的促进作用。其中，消费水平对经济发展的促进作用最为显著，这与实际是相符的。因为消费能实现商品的使用价值，推动生产的继续进行，同时创造劳动力需求，加快经济的增长。而进出口总额、政府支出及内资企业固定资产投资三者中，内资企业固定资产投资对经济发展的促进作用更为显著。投资作为影响经济发展最活跃、最重要的因素之一，为经济发展注入了活力，为生产提供着必不可少的保障，同时也形成收益，促进整个经济体系的增长。而投资的另一部分，即FDI对经济的增长也发挥了重要作用，通过前文分析已知，FDI对经济发展的影响存在着市场一体化水平门槛效应，具体分析如下：

FDI对长江经济带经济发展的双门槛效应中，门槛值分别为4.067和15.5773。从表4的参数估计结果来看，当长江经济带的市场一体化指数尚未跨越第一个门槛值15.5773时，FDI对其经济发展有促进作用较小，其影响系数为0.0452；当跨越第一个门槛值，市场一体化水平提高，市场一体化指数减小，当小于15.5773时，FDI对长江经济带经济发展的正向促进作用增加为0.0908；当继续跨越第二个门槛值时，即市场一体化指数突破4.067时，这种促进作用进一步显著增强，达到0.119。门槛估计结果充分说明，长江经济带市场一体化指数对FDI促进经济发展有重要的影响，市场一体化水平高的地区吸收FDI来助推经济发展的作用更大。这可能是因为市场一体化程度越高，贸易壁垒则越小，各地区经济更有可能实现专业化、获得比较优势和规模经济，从而更有利于企业充分吸收FDI进行专业化生产以促进经济发展。

表4 门槛模型参数的估计结果

变量	系数估计值	Robust 标准差	T 值	P 值	显著性
C_t	0.724	0.0552	13.1083	0	***
g_{it}	0.0183	0.0081	2.2711	0.0258	**
ne_{it}	0.0117	0.0531	0.2209	0.8258	—
di_t	0.1032	0.0266	3.8847	0.0002	***
$FDI_{it}I(Q \leq \eta_1)$	0.119	0.0258	4.6055	0	***
$FDI_{it}I(\eta_1 < Q \leq \eta_2)$	0.0908	0.0277	3.2811	0.0015	***
$FDI_{it}I(Q > \eta_2)$	0.0452	0.0266	1.703	0.0924	*

注：显著性 “***” 表示通过了1%的显著性检验 “**” 表示通过了5%的显著性检验 “*” 表示通过了10%的显著性检验。

2. 扩展分析

(1) 整体分析。长江经济带FDI 对经济发展影响的市场一体化门槛分析表明，市场一体化影响FDI与经济发展的作用关系有低、中、高三种程度，市场一体化水平越高，FDI 对经济发展的促进作用越大。将研究期内各省市的市场一体化指数值与门槛值比较，可以将11 个省市分为三类，即市场一体化高等水平区域（ $Q \leq 4.067$ ）、市场一体化中等水平区域（ $15.5773 < Q \leq 4.067$ ）及市场一体化低等水平区域（ $Q > 15.5773$ ）。根据求得的两个门槛值及表一得出的市场一体化指数值，画出2004—2012 年长江经济带11 个省市的市场一体化指数走势图（图1），并得到各年份不同区域内省份的数量（表5）。可以发现，2004—2012 年各个省市的市场一体化指数值呈现出逐年递减的趋势，即市场一体化水平不断提高。市场一体化低等水平区域个数在2004 年为4 个，2006 年所有省市的市场一体化水平均跨越了第一个门槛值，达到中等水平。自2007 年，逐渐有省市跨越了第二道门槛，跃入市场一体化高等水平，且随着市场一体化水平的不断提高，到2012 年，跨越第二道门槛值的省市的个数增加到了7 个。这是因为我国政府越来越重视经济开放给地区经济增长带来的促进作用，注重“完善内外联动、互利共赢、安全高效的开放型经济体系”，而经济开放的重要内容是市场开放，各地区的贸易壁垒逐渐打破，各地区合作不断增强，必然带来市场一体化水平的不断提高。市场一体化水平的提高又有利于吸收FDI 以促进经济发展，这与长江经济带的经济发展状况是相符的。

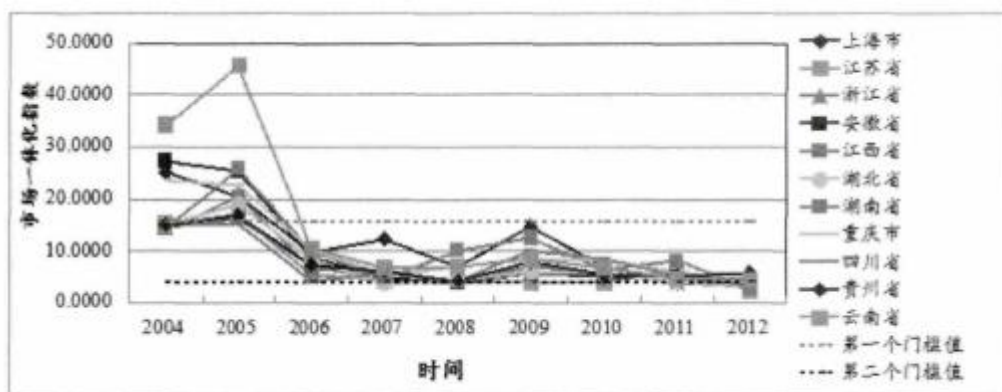


图1 2004—2012 年各省市的市场一体化指数及门槛值

(2) 上、中、下游各省市分析。长江经济带上游地区包括重庆、四川、贵州和云南四个省市，中游包括湖南、湖北、安徽和江西四个省份，下游地区则包括上海、江苏及浙江三大省市。从各个省市看，2006 年以后，所有省市均处于市场一体化中等水平以上。由表6 可以看出，水平高的省市主要集中在下游地区。尤其是江苏省，其开放度较高，连续四年处于市场一体化高等水平。在2011 年，处于市场一体化高等水平的有上海、江苏，而2012 年则有7 个省市，分别为上海、江苏、浙江、安徽、

湖北、湖南和重庆。可以发现，这些省市多位于长江经济带下游。为进一步了解长江经济带上、中、下游市场一体化水平的变化特征及规律，对其市场一体化指数进行简单的 σ 收敛检验。利用 σ 值可以测度地区间市场一体化指数的离散程度，即地区差异，如果 $\sigma_{t+1} < \sigma_t$ ，则表明发生 σ 收敛，各地区市场一体化水平差距在不断减少。检验结果如图2 所示，结果表明，考察期内长江经济带上游的市场一体化指数差异变化明显，以2006 年为分水岭，2004—2006 年， σ 值变化增减幅度大，而2007—2012 年则平缓递减，有 σ 收敛趋势。中游地区 σ 值平稳下降，也存在着 σ 收敛。而下游地区振荡明显，区域间差异相对波动大，较为发散。长江经济带内部整体上的市场一体化水平差异是在逐年缩小的，但不管是从整体看还是从上中下游三个地区看， σ 值一开始都比较大，说明各地区市场一体化水平差异明显，各地区应加强跨区域合作，打破区域壁垒，互相促进、共同发展，以提高市场一体化水平并缩小区域间的差异。

表 5 2004—2012 年长江经济带市场一体化水平不同区间内省市数

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
市场一体化高等水平区域个数	0	0	0	1	1	1	1	2	7
市场一体化中等水平区域个数	7	1	11	10	10	10	10	9	4
市场一体化低等水平区域个数	4	10	0	0	0	0	0	0	0

表 6 2007—2012 年长江经济带市场一体化中、高等水平省市

年份	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年
市场一体化高等水平省市	湖北省	安徽省	江苏省	江苏省	上海、浙江	上海、江苏、浙江、安徽、湖北、湖南、重庆

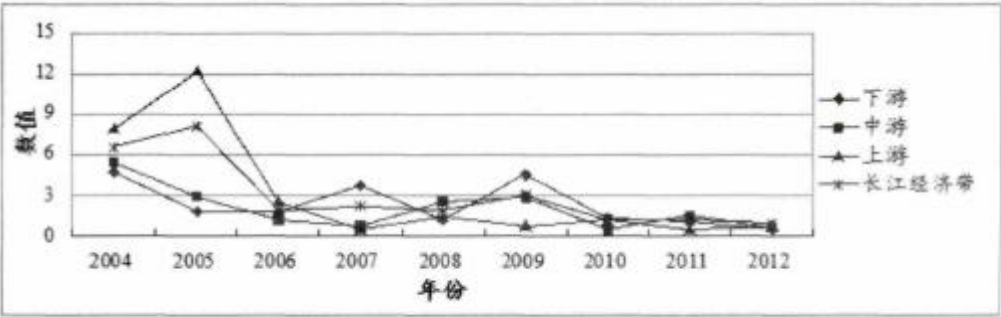


图 2 2004—2012 年长江经济带市场一体化指数收敛检验图

五、研究结论与政策建议

本文基于以“门槛回归”技术为代表的非线性计量经济学理论，采用长江经济带2004—2012 年的省级面板数据构建门槛回归模型，并以市场一体化指数为门槛变量，实证研究了FDI 与经济发展之间的关系。对FDI 门槛效应的检验表明，FDI 对长江经济带的经济发展起到了明显的促进作用，且这种促进作用随着市场一体化水平的不同具有地区差异。门槛模型检验结果表明 FDI 对经济发展具有双门槛效应，当市场一体化水平跨越第一道门槛时，FDI 对经济发展的促进作用显著，而跨越第二道门槛后，促进作用达到最大。市场一体化水平提高到一定水平时，有利于FDI 的充分吸收利用。目前，长江经济带各个省市已跨越了第一道门槛，均处于市场一体化中等水平以上，下游地区市场一体化水平较高，2012 年下游三个省市均处于市场一体化高等水平，但波动相对较大，区域间差异在过去较为突出，近几年差异则较小，需继续加强地区间合作，保持对外开放。中游地区表现较为良好，内部之间市场一体化指数差异逐年减小，部分省份在2012 年跨越了第二道门槛值。上游地区的市场一体化水平不够高，多数省市未能跨越第二道门槛，因而对FDI 的利用有待加强。上游的云南、贵州、四川及中游地区的江西等省市对FDI 的吸收能力不足，地区间贸易壁垒仍然存在，区域合作不够，应重视其市场一体化水平的提高以增强FDI 对经济发展的促进作用

用。

基于以上结论，本文提出以下几点政策建议：

（1）进一步促进上中下游合作与互动，充分发挥各地区在推进长江经济带市场一体化建设的作用，上游地区要努力提高自身竞争力，利用资源优势为长江经济带的建设提供后备力量，下游地区要充分发挥龙头作用，为中下游地区的发展提供智力、技术、资金等支持，从而形成上中下游地区优势互补良好格局。另外，注重发挥水运运量大、成本低的优势，利用交通走廊促进上中下游合作互动。

（2）在推进长江经济带通关一体化的基础上，进一步加强上海自由贸易区的建设，完善对外开放水平，发挥其长江经济带龙头带动作用，积极引进外资，促进境外资源在流域中合理有效的配置，从而确保外商直接投资对流域经济发展的效益最大化。

（3）加强各省市府之间合作，建立囊括长江经济带11个省市府经济合作组织，推进制度的改革和创新，打破行政壁垒，消除行政区域之间的市场保护和市场分割，为长江经济带市场一体化的建设提供政策支持与制度保障。

（4）完善要素市场的流动机制，推进要素市场的一体化，人才、知识、信息、资金等要素在当今经济增长中扮演着举足轻重的作用，促进长江经济带一体化的建设发挥外商直接投资对经济增长的作用需要进一步建立健全要素流动平台与网络，推动人才、知识、资金等在流域内的合理流动与配置，缩小各省市发展差距。

[注释]：

① 其计算方法将在后文予以介绍，市场一体化指数越小，相应的市场一体化水平越高。

② 相关学者开发并完善出了用Stata 软件对模型门槛值和门槛效应的相关计算和检验的程序，后文对数据处理及计算过程中借用了此工具。

③ 由于已有的CPI 指数均为环比CPI 指数，本文采用各地区以1998 年CPI 指数为基准换算的方法得到了各地区历年的CPI 值。

④ 这种处理符合我国地方政府和官员与相邻省份及其他各个省份的政府和官员进行竞争的政治特点。

[参考文献]：

[1] Jonathan E. Haskel, Sonic C. Peteira, and Matthew J. Slaughter. Does inward foreign direct investment boost the productivity of domestic firms [J]. The Review of Economics and Statistics, August, 2007, 89(3) : 482 ~ 496.

[2] 孙刚，赵莹莹. 外商直接投资对我国经济发展的影响 [J]. 财经问题研究，2008，11: 53 — 59.

[3] John Whailey, Xian Xin. China's FDI and non-FDI economics and the sustainability of future high Chinese growth [J]. China Economic Review, 2009, (21) : 123 ~ 135

[4] Timothy C Ford, Jonathan C Fork, and Bruce T. Elmslie Foreign Direct Investment, Economic Growth, and the

Human Capital Threshold: Evidence from USStates [J] .

[5] 李子豪, 刘辉煌. FDI 对环境的影响存在门槛效应吗——基于中国220 个城市的检验 [J] . 财贸经济, 2012, 09: 101 — 108.

[6] 刘敏, 曹袁阳. 外商直接投资对经济发展影响的门槛效应研究——基于居民相对消费水平视角 [J] . 工业技术经济, 2011, 12: 134 — 142.

[7] 冉光和, 鲁钊阳. 金融发展、外商直接投资与城乡收入差距——基于我国省级面板数据的门槛模型分析 [J] . 系统工程, 2011, 07: 19 — 25.

[8] Young, A. The Razors Edge: Distortions andIncremental Reform in the Peoples Republic of China [J] . Quarterly Journal of Economics, 2000, 115 (4) :1091 ~ 1135

[9] 杨凤华, 王国华. 长江三角洲区域市场一体化水平测度与进程分析 [J] . 管理评论, 2012, 01: 32 —38.

[10] 卜茂亮, 高彦彦. 外商直接投资与区域市场一体化——基于长三角的经验研究 [J] . 华东经济管理, 2010, 02: 46 — 49.

[11] Rudiger Dornbusch. Macroeconomics [M] . China Renmin Universety Press, 2010: 29.

[12] Parsley, David C. , Wei, Shang — Jin. Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Cost, and Geography [J] . Journal of International Economics, 2001, (55) : 87 — 105

[13] 桂琦寒, 陈敏, 陆铭等. 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 [J] . 世界经济, 2006, (2) : 20 — 30

[14] Samuelson, Paul A. Theoretical Note on Trade Problem [J] . Review of Economics and Statistics, 1964, 46 (2) : 145 — 154

[15] 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 [J] . 地理研究, 2009, 28 (6) : 1476 — 1483

[16] 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 [J] . 世界经济, 2011 (11) : 44 — 66.

(编辑校对: 孙敏吴洪敏)