

长江经济带市场一体化的空间经济增长与非对称溢出效应

孙博文孙久文

【摘要】:基于长江经济带 105 个主要城市面板数据,实证检验了市场一体化的经济增长与非对称溢出效应,在不同空间权重矩阵下得到了稳健的结论:城市经济增长具有显著的空间相关性,但在考虑到空间关联因素后未能发现 P 收敛的证据,城市间经济增长差距有扩大态势;市场一体化对本地经济增长具有非线性的“倒 U”影响特征,且有助于发挥水平溢出效应,进而实现本地与异地经济增长的“携手并进”;市场一体化影响经济增长的垂直溢出效应具有非对称性,非港口城市、边界城市、内陆城市的市场一体化增长溢出效应要弱于港口城市、非边界城市与沿海地区城市,而且基于二区制空间杜宾模型也证实了经济增长垂直溢出效应的非对称性;通过对金融危机之前、金融危机时期以及后金融危机时期样本结论进行比较,发现了市场一体化的经济增长与非对称溢出效应在各阶段的不同特征。

【关键词】:市场一体化;非对称溢出效应;经济增长;长江经济带发展

【中图分类号】:F207 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1003-7543(2019)03-0072-15

推动统一市场体系的建设是完善现代市场体系的重要措施。2018 年 11 月出台的《中共中央、国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》强化了区域市场一体化建设的目标,要求按照建设统一、开放、竞争、有序的市场体系要求,推动长江经济带区域市场建设,探索建立规划制度统一、发展模式共推、治理方式一致、区域市场联动的区域市场一体化发展新机制。加快推动长江经济带区域市场一体化,是促进全国统一大市场形成的重要组成部分与突破点,对于未来打破行政区划壁垒、促进区域商品与要素的自由流动、扩大市场规模以及深化地区专业化分工意义重大,有助于促进经济均衡增长和绿色可持续发展,促进经济发达地区空间溢出效应、空间关联效应以及反馈效应的发挥^[1-3],在新时代我国社会主要矛盾已经转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾的背景下,探讨市场一体化的经济增长空间溢出特征,对于促进区域充分、平衡发展以及实现高质量发展有着重要的现实意义^[4]。

一、相关文献综述

理论上,市场一体化兼具“市场化”和“空间一体化”的双重属性,“市场化”反映了阿罗德布鲁一般均衡体系下市场竞争机制的不断完善,而“一体化”则意味着将异质性“空间”因素纳入一般均衡分析体系,通过设定垄断竞争、规模递增、运输成本等假说实现“空间不可能定理”指导下的异质性空间均衡。运输成本包含了广义的自然地理分割下的交通通信成本,以及地方保护、行政分割、技术与环境比例下的制度性分割成本的集合。如果将空间因素考虑进来,则新古典分析框架下的“市场化”更关注的是某一具体均质空间内的自给自足与“后院资本主义”,更多地体现了一种“交换经济”的现实,而“空间一体化”则意味着空间异质下要素与商品的跨区域流动,更多地强调了经济增长的空间溢出。一般意义上,市场分割或者市场一体化的经济增长促进效应方向并不确定,相关研究结论莫衷一是,一个基本的共识是,短期来看,地方政府倾向于采取“以邻为壑”的发展思路,通过加强地方保护发展本地经济,这有助于实现经济的短期增长,但长期来看,市场分割破坏了地区规模效应的发挥以及全要素生产率的提高,不利于经济的长期内生增长。孙博文、雷明从市场分割影响经济增长的“短期”与“长期”、“局部”与“总体”、“直接”和“间接”的视角探讨了市场一体化促进本地经济增长的三组辩证关系,对探讨市场一体化的经济增长效应研究进行了细致的梳理^[5]。

本文关注的焦点是市场一体化的经济增长空间溢出效应。理论上,经济发达地区不仅通过“回波效应”(backwash effect)从其他欠发达地区吸引净人口流入、资本流入和贸易活动加快自身发展,扩大区域收入差距,而且存在为欠发达地区提供资本、人才等要素而加快欠发达地区发展的“扩散效应”(spreading effect)或者“溢出效应”,随着经济一体化程度的加深,区域之间经济增长差距存在先扩大、后降低的趋势^[6,7]。在具体的理论与实证的技术操作中,探讨经济增长溢出的方法包括选取替代变量以及计量经济模型设定,一方面,市场潜力能够反映新经济地理框架下的“大范围地理外部性”,成为区域关联和增长溢出的重要度量指标。市场潜能每增长 1%,地区人

作者简介:孙博文,北京大学光华管理学院博士后,北京大学贫困地区发展研究院助理研究员;孙久文,中国人民大学区域与城市经济研究所所长、教授、博士生导师。

基金项目:中国博士后面上基金项目“高质量发展下市场分割影响绿色增长绩效的理论机制与实证”(2018M630004);

中央高校基本业务经费重点项目“经济增长的空间一体化障碍难题与对策”(20156322020201)。

经济地理框架下的“大范围地理外部性”，成为区域关联和增长溢出的重要度量指标。市场潜能每增长 1%，地区人均 GDP 增长率将提高 0.47%，超过地区固定资产投资增长的弹性值。这种空间溢出效应会随着地区间距离间隔的增加而减少^[8]。另一方面，空间计量模型、向量自回归(VAR)以及区域投入产出分析法也是探讨空间溢出效应的工具选项。Ying 基于空间计量分析模型，探讨了 1978~1998 年中国的中心地区劳动力、资本、FDI 等因素对外围地区的空间溢出效应%。Zhang&Felmingham 将异地 GDP 作为解释变量对本地 GDP 进行回归，考察了东中西三大经济带的空间溢出效应，较早地揭示了东部与中部地区经济增长向西部地区溢出的事实^[10]。Groenewoldetal. 采用向量自回归模型(VAR)中的脉冲响应函数，发现中国的区域间溢出具有一定的梯度特征——东部地区向中西部溢出、中部地区向西部溢出，相反的方向则不显著^[11]。进一步，Groenewoldetal. 将中国分为东南、长江流域、黄河流域、东北、西北和西南六大经济区，发现长江流域、黄河流域与西北地区的溢出效应较大，东南和东北溢出效应微弱，而西南地区则不存在溢出效应^[12]。一个潜在的问题是，以上两类方法都未能区分经济增长区域内水平溢出以及区域之间垂直溢出的非对称特征。

综上所述，市场分割或市场一体化的经济增长效应研究文献较多，虽然 Groenewoldetal. 揭示了长江、黄河流域对其他地区的经济增长溢出效应^[12]，但鲜有学者探讨长江经济带流域市场一体化的增长溢出效应的非对称性。选择长江经济带为研究对象，是因为推动长江经济带市场一体化对于消除长江经济带区块分割、形成区域市场一体化的大市场格局具有示范和引领作用。本文认为市场一体化所带来的经济增长溢出效应有水平溢出与垂直溢出之别，水平溢出效应体现为全样本中(区域内)市场一体化对本地与异地经济增长的影响弹性，而垂直溢出效应则体现为差异化样本(区域之间)的特征因素(比如行政边界、港口)对市场一体化经济增长溢出效应的“调节效应”。本文基于长江经济带 2000~2014 年面板数据，利用空间计量模型，在构建市场一体化影响经济增长溢出的理论框架下，实证检验市场一体化对本地经济增长的非线性关系、全样本中市场一体化的经济增长水平溢出效应，以及港口、行政边界和沿海等特征因素的市场一体化垂直溢出效应或“调节效应”。

二、市场一体化的增长溢出机制与理论假设

本文的建模思路是基于 Fujitaetal. (1999) 以及 Redding&Venables (2004) 的新经济地理与新贸易理论模型，将广义运输成本因素纳入区际贸易模型的分析框架，假设存在 R 个地区，工业部门生产差异化的产品且规模递增。

(一) 消费行为分析

企业生产差异化的产品用于消费或中间商品再生产，而且不同产品之间具有不变替代弹性 α ，因此消费者的 CES 型效用函数为：

$$U_j = \left[\sum_i^R \int_{n_i} x_{ij}(z)^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} = \left[\sum_i^R n_i x_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad \sigma > 1 \quad (1)$$

其中， z 为产品的类别为地区 f 的产品种类数量， $x_j(z)$ 表示地区 j 对地区 i 中的 z 产品的需求。后端方程意味着在市场出清的条件下，地区 i 的产品生产等于地区 j 的产品需求，通过将 z 产品重新分配可以写成上式形式。基于对偶条件，可以根据差异化产品的数量加总 CES 函数求得价格指数 G_j 的表达式如 (2)，具体某一商品价格 p_v 为在地区 i 生产而在地区 j 进行销售的产品价格。

$$G_j = \left[\sum_i^R \int_{n_i} p_{ij}(z)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} = \left[\sum_i^R n_i p_{ij}^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (2)$$

进一步将地区 j 的总支出定义为 E_j ；，根据价格指数的谢泼德引理，可以求得地区 j 的需求函数表达式：

$$x_{ij} = p_{ij}^{-\sigma} E_j G_j^{(\sigma-1)} \quad (3)$$

其中， α 为需求的价格弹性 $E_j G_j (\alpha-1)$ 项决定了市场 j 中企业需求函数的位置，我们称之为地区 y 的市场容量 (market capacity)。

(二) 生产行为分析

代表地区企业 Z 的利润%表达式如下：

$$\pi_i = \sum_j^R p_{ij} x_{ij} / T_{ij} - G_i^\alpha w_i^\beta v_i^\gamma c_i (F + x_i) \quad (4)$$

一方面，方程右边的后半部分为产品生产总成本，其中企业总产出 $x_i = \sum_j x_{ij}$ 企业具有规模报酬递增的特征以及固定投入成本为 $c_i F$ 其中 c_i 代表边际成本。企业生产要素投入价格指数是劳动力价格 w_i 不可流动资产价格 v_i 以及差异化产品价格指数 G_i 的综合，则分别对应各类要素投入的份额，存在 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ；另一方面，方程右边的前半部分为企业销售总收入 T_{ij} 为冰川运输成本且 $T_{ij} > 1$ 。

(三) 一般均衡分析

基于需求函数方程 (3) 以及方程 (4) 的利润最大化 FOC 条件，可以求得均衡价格 p_i ，而且本地产品在异地销售的价格 $P_j = p_i T_{ij}$ ， P_i 可以表示为：

$$p_i = G_i^\alpha w_i^\beta v_i^\gamma c_i \sigma / (\sigma - 1) \quad (5)$$

因此企业的利润 π_i 可以表示为：

$$\pi_i = (p_i / \sigma) [x_i - (\sigma - 1) F] \quad (6)$$

垄断竞争下企业盈亏平衡利润为零，可得总产量结合需求函数方程 (3) 可知，市场出清价格条件满足：

$$p_i^\sigma \bar{x} = \sum_j^R E_j G_j^{\sigma-1} (T_{ij})^{1-\sigma} \quad (7)$$

代入方程 (5) 中的利润最大化均衡价格有：

$$[G_i^\alpha w_i^\beta v_i^\gamma c_i \sigma / (\sigma - 1)]^\sigma \bar{x} = \sum_j^R E_j G_j^{\sigma-1} (T_{ij})^{1-\sigma} \quad (8)$$

方程 (8) 是 Fujita et al. (1999) 意义上的经典工资方程，其内涵是集聚提高了地区效率和工资，而工资取决于不同地区市场规模的地理加权平均值、差异化产品的价格指数以及产品的消费价格弹性等。另外，本文结合方程 (3) 的函数，定义地区 i 出口到 j 地区贸易价值总额为：

$$S_i = n_i p_i x_{ij} = n_i p_i^{1-\sigma} T_{ij}^{1-\sigma} E_j G_j^{(\sigma-1)} \quad (9)$$

方程右边包含了供给端与需求端的变量，其中 $E_j G_j^{(\sigma-1)}$ 表示地区 j 的市场容量，而 $n_i p_i^{1-\sigma}$ 则反映了地区企业的供给能力，企业数量与价格竞争成为影响企业销售总额 S 的核心因素，而 $T_{ij}^{1-\sigma}$ 则衡量了不同地区之间的交通成本。因此，拓展方程 (2) 价格指数的表达方式 $G_j = [\sum_i n_i (p_i t_{ij})^{1-\alpha}]^{1/(1-\alpha)}$ 以及 $P_{ij} = p_i T_{ij}$ 可以得出地区出口价值总额：

$$S_i = n_i p_i^{1-\sigma} T_{ij}^{1-\sigma} E_j [\sum_i (p_i T_{ij})^{1-\sigma}]^{-1} \quad (10)$$

其中，方括号中为价格指数函数的变形，反映了地区供给能力的空间地理加权平均，不难发现供给能力的提高降低了价格指数以及中间投入品的成本，因而降低了企业的生产成本，提升了临近中间投入品供给商的收益。

(四) 拓展贸易引力模型下的实证框架

基于新贸易理论模型推出了区际贸易水平的表达式 (9)，通过将贸易引力方程的思维引入可以改写为如下表达式，构成贸易引力模型的微观基础。

$$S_i = n_i p_i^{1-\sigma} E_j (T_{ij} / G_j)^{1-\sigma} \quad (11)$$

$$S_i = n_i (p_i / G_j)^{1-\sigma} E_j T_{ij}^{1-\sigma} \quad (12)$$

方程 (11) 可以称为新贸易理论的微观基础模型，根据 $G_j = [\sum_i n_i (p_i t_{ij})^{1-\alpha}]^{1/(1-\alpha)}$ 可知变形后的模型 (12) 中的 $(p_i / G_j)^{1-\alpha}$ 实际上为本地与异地产品价格的函数 $f(p_i / p_{ij})$ 意味着本地均衡价格 p_i 对差异化产品价格指数 G_i 或者地区 j 的偏离，基于 Parsley 和 Wei (2001) 的价格方差波动理论可以视为市场一体化指数 MI (market integration) 的变形，由于价格偏离越大商品价格分割水平越高，市场一体化水平则越低，因此定义为 $MI = (p_i / G_j)^{1-\alpha}$ 随后本文基于 Anderson & Van Wincoop (2003) 的拓展引力模型，引入广义交易成本下航运成本 $TC_{ij} = T_{ij}^\alpha B_{ij}^\beta R_{ij}^\gamma$ 的概念，其中 T_{ij} 为传统货物运输成本， B_{ij} 代表行政壁垒与边界效应， R_{ij} 代表货物航运成本。将地区出口水平视为企业销售总额或者经济

产出时，其纳入公式（11）中可以将地区经济增长 Y_{it} 表示为：

$$Y_{it}=n_iMI_{ij}E_j(T_{ij}^tB_{ij}^bR_{ij}^r)^{1-\sigma} \quad (13)$$

取对数处理可知：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} &= \ln n_i + \ln MI_{ij} + \ln E_j + t(1-\sigma)\ln T_{ij} + b(1-\sigma) \\ &\quad \ln B_{ij} + r(1-\sigma)\ln R_{ij} \end{aligned} \quad (14)$$

市场一体化 MI 决定于自然地理分割成本以及制度分割成本的降低与消除^[5]。公式（13）显示，在考虑空间因素的影响下，经济增长取决于本地企业市场规模或经济发展水平、异地消费规模、市场一体化水平 MI_{ij} 、交通运输成本 T_{ij} 、边界效应 B_{ij} 以及航运成本 R_{ij} 等多个方面，因此，市场一体化本身作为空间竞争的结果，将对经济增长空间溢出产生一定的影响，所以有必要建立空间计量模型进行实证检验如下：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} &= \alpha \ln Y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln Y_{jt} + \beta \sum_{j=1}^N w_{ij} mi_{jt} + \gamma mi_{it} + \\ &\quad \delta mi_{it} \times Dummy + \sum_i \theta_i X_{it} + a_i + v_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

本文关注的核心是经济增长的非对称溢出效应，非对称的溢出效应的大小取决于市场一体化的发展阶段和地区的经济地理特征，因此可以根据研究对象将同一研究对象（区域之内）的内部溢出效应称为“水平溢出效应”，用市场一体化对本地与异地经济增长的影响系数 ρ 和 β 来表示，系数的系统性差异反映了这一水平溢出效应的非对称性。进一步，将不同样本对象之间（区域之间）的溢出效应称为“垂直溢出效应”，比如本文设定的港口城市与非港口城市之间、行政边界与非行政边界城市之间，沿海与内陆城市之间市场一体化的经济增长溢出的差异，可以用样本虚拟变量与市场一体化交互项系数 δ 表示，也反映了各地区的经济地理特征对市场一体化影响经济增长溢出的“调节效应”，具体的结论留待下文对空间计量模型的精

细选择和估计。

三、模型设定、变量选择、数据来源与描述性统计

（一）模型设定

对市场一体化指数与经济增长两个指标空间的 Moran 指数检验发现，两者均存在显著的空间相关性，证实了空间计量模型的适用性。进一步对空间面板模型进行了 LR 与 Wald 检验，发现 $Lmlag$ 与 $RobustLmlag$ 值分别为 16.964、10.047； $LMerror$ 与 $RobustLMerror$ 值分别为 323.876 和 306.922，均显著接受了空间杜宾模型的设定。因此，本文将选择空间 Durbin 模型对市场一体化的增长溢出机制进行检验：

$$\begin{aligned} Growth_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Growth_{jt} + \alpha Growth_{it-1} + \beta \sum_{j=1}^N \\ &\quad w_{ij} mi_{jt} + \gamma mi_{it} + \sum_i \theta_i X_{it} + a_i + v_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (\text{模型 1})$$

$$\begin{aligned} Growth_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Growth_{jt} + \alpha Growth_{it-1} + \beta \sum_{j=1}^N \\ &\quad w_{ij} mi_{jt} + \gamma mi_{it} + \delta mi_{it} \times Dummy + \sum_i \theta_i X_{it} + a_i + v_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (\text{模型 2})$$

在模型 1 和模型 2 中， $Growth_{it}$ 为 t 年 i 城市的人均 GDP 增长率； ρ 为经济增长空间滞后项系数， α 为经济增长变量滞后一期的系数， β 为市场一体化变量空间滞后项的系数， γ 为市场一体化变量的系数， X_{it} 为控制变量， θ_i 为控制变量的系数， a_i 为城市固定效应， u_t 为时间固定效应， ξ_{it} 为随机干扰项。为了避免虚拟变量陷阱 (dummy variable traps) 问题，本文设定 $\sum_i a_i = \sum_t u_t = 0$ 。空间权重矩阵包括如下四类：空间毗邻矩阵，若城市之间空间相邻则赋值为“1”，否则赋值为“0”；地理距离矩阵，权重采用城市之间欧几里得球面距离的倒数表示，即 $w_{ij} = 1/d_{ij}$ ；经济距离矩阵，权重采用经济差距或者经济距离的倒数占比来表示 $w_{ij} = (1/x_i - x_j) / (\sum (1/x_i - x_j))$ ；经济地理矩阵，综合考虑不同城市之间经济与地理因素的矩阵，权重用城市之间经济距离矩阵元素与空间距离之比来表示。本文对各类矩阵都进行标准化处理，矩阵元素为 $W = W_{ij} / \sum w_{ij}$ 。

除了市场一体化或者市场潜力等指标可以直接作为经济增长溢出效应的代理变量之外，反映经济增长相关的空间 Moran 指数或者空间计量模型中的空间相关#指数也是垂直溢出效应检验的重要代理变量。市场一体化的增长溢出

效应可能在不同的区域板块间存在差异。与内陆地区、非行政边界城市以及非港口城市相比，沿海地区、行政边界以及港口城市的市场一体化的经济增长溢出效应可能更突出，这种系统差异性也体现了垂直溢出效应的非对称性。进一步，本文构建基于 Elhorst&Freret (2009) 的两区制空间 Durbin 模型如下：

$$\begin{aligned}
 Growth_{it} = & \rho_1 d_{it} \sum_{j=1}^N w_{ij} Growth_{jt} + \rho_2 (1-d_{it}) \sum_{j=1}^N w_{ij} \\
 & Growth_{jt} + \alpha Growth_{it-1} + \beta \sum_{j=1}^N w_{ij} MI_{jt} + \gamma MI_{it} + \sum_i \theta_i X_{it} + a_i + \\
 & v_i + \xi_{it} \quad (\text{模型 3})
 \end{aligned}$$

为了区分增长溢出的样本异质性，本文基于长江经济带 105 个城市样本数据对二值虚拟变量 d_{it} 定义为如下三类情况：一是边界效应，如果某一城市位于省级行政边界，则将其定义为 $d_{it}=1$ ，其他为 0；二是港口效应，如果长江流经该城市行政区划范围，则将其定义为 $d_{it}=1$ 其他为 0；三是沿海效应，如果城市位于沿海省份，则将其定义为 $d_{it}=1$ ，其他为 0。因此，变量 $d_{it} \sum_{j=1}^N w_{ij} Growth_{jt}$ 和变量 $(1-d_{it}) \sum_{j=1}^N w_{ij} Growth_{jt}$ 的系数分别定义了不同情况下因变量 $Growth_{it}$ 、 $Growth_{jt}$ 之间的策略互动，系数 ρ_1 和 ρ_2 则分别表示是否存在边界效应、港口效应以及沿海效应下的经济增长溢出弹性水平。由于标尺竞争机制下不同地区之间的经济增长存在联立内生问题，采用传统 OLS 将会产生估计偏误问题，而且工具变量估计 (2SLS) 会导致经济增长空间滞后项与二值虚拟变量交互项的估计参数丢失，而本文采用的空间杜宾模型中的极大似然法 (MLE) 进行估计能够有效缓解内生问题和误差项空间自相关问题，得到无偏估计。

(二) 变量选择

人均 GDP 增长率 $growth$ 。本文首先以 2000 年为基期，对 GDP 指标进行消胀处理计算出真实 GDP 水平，真实人均 GDP 为 GDP 与总人口数之比值。人均 GDP 增长率计算公式为： $\ln gdp_t - \ln gdp_{t-1}$

市场一体化指数 (6)。选取了食品、烟酒、服装、家用电器及音像器材、文化办公用品、建筑材料等六大类商品价格数据，通过计算相对价格变动部分的方差来衡量市场分割，本文将市场一体化指数表示为市场分割的倒数。

就业人口 $labor$ 。采用市区就业总人口来表示，单位：万人。

物质资本存量基于张军等 (2004) 永续盘存法计算，对全国各省份估计所采用的 9.6% 的水平，固定资产投资价格指数采用商品零售价格指数来替代，初始资本公式表达为 $K_{i2000} = I_{i1999} / (G_{i1999} + \Delta i_{1999})$ 其中 G 代表当年的 GDP 增长率。

人力资本 $Zmzn$ 。考虑到数据的可得性和成人识字率的缺失，本文计算人力资本的方法是用劳动就业人口与平均教育年数的乘积，平均受教育年数选择全市小学人数、普通中学人数、普通高等学校为对象，以在校学生数为权重对受教育年限加权平均，研究假设接受阶段教育最高级学生人数与阶段教育总人数呈正比，考虑得到小学、初中、高中以及高等学校的教育年限为 6 年、9 年、12 年、16 年，因此平均受教育年限可以表示为 $edu_{it} = 6 \times \text{prime}_{it} / \text{total}_{it} + 9 \times \text{junior}_{it} / \text{total}_{it} + 12 \times \text{senior}_{it} / \text{total}_{it} + 16 \times \text{university}_{it} / \text{total}_{it}$ ， Prime 、 Junior 、 senior 以及 university 分代表全市小学人数、全市普通初中人数、普通高中人数以及普通高等学校人数， total 表示当年各阶学生入学总人数。

财政分权 $fisfed$ 本文采用人均地方财政支出占人均地方财政支出与人均中央财政支出之和的比重来衡量省级财政分权程度表达式为：财政分权 = 城市人均财政支出 / (城市人均财政支出 + 全国人均财政支出)。

经济密度 $ecoden$ 。密度意味着经济的集聚与空间外溢作用的发挥，有助于促进地区经济增长。这里用总 GDP 除以行政区划地理面积来表示，单位为亿元/平方公里。经济密度。

国内其他地区外部影响因素：市场潜力 $outmp$ 。探讨长江经济带的经济增长，不能忽视全国地区城市的外部影响。采用 Harris (1954) 的市场潜力指标计算方法，计算公式为 $Outmp_{it} = \sum_{j=1}^R GDP_j d_{ij}^{-1}$ ，其中 $i=1, \dots, 105$ 为长江经济带样本 105 个城市， $j=106, \dots, 258$ 等 153 个城市为流域外全国其他城市样本，解释变量市场一体化指数代表了长江流域内的市场一体化。为了区别流域内 (intra-basin) 与流域外 (inter-basin) 的影响，外部市场潜力指标的计算剔除了流域内城市的数据。

国际外部影响因素：对外开放 $open$ 指标，这里利用进出口贸易总额与 GDP 的比值来计算。

(三) 研究对象、数据来源与描述性统计

研究以长江经济带 105 个城市的数据为研究对象，对部分特殊城市作以下处理：首先，剔除少数民族自治州统计数据，以及湖北省神农架林区 and 天门、仙桃、潜江；为保持行政区划调整下的统计口径一致，研究将 2011 年之前巢湖市辖区以及庐江县的相关统计数据划入合肥市，将和县以及含山县的相关统计数据划入马鞍山市，将无为县的相

关统计数据划入芜湖市。数据主要来源于《中国统计年鉴》(1999~2015)、《新中国六十五年来统计资料汇编》、《中国城市统计年鉴》(1999~2015)、国民经济和社会发展统计公报等。表 1(下页)为主要变量的描述性统计分析。

四、实证结果讨论

(一)基准模型：市场一体化的经济增长及水平溢出效应非对称性

表 2 反映了不同空间权重矩阵设定下的空间 Durbin 回归结果。列 (1) 为面板固定效应模型，列 (2) 至列 (5) 分别表示空间毗邻矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵和经济地理矩阵下的空间杜宾模型估计结果。不难发现，不同模型中经济增长的空间相关系数 ρ 都比较显著，体现了长江流域城市经济的空间集聚特征；列 (1) 至列 (5) 中经济增长一阶滞后项系数均显著为正，表明经济增长具有动态累积效应。另外，空间权重矩阵的设定会对实证结果产生一定的影响，经济距离矩阵下的市场一体化指数系数最高为 0.0371，但地理距离矩阵下的估计结果不显著，而且劳动力投入、资本存量以及财政分权等控制变量的符号和大小也存在差异。通过比较发现，经济地理矩阵下的估计系数比较稳健，对列 (5) 的分析得知：一方面，市场一体化对经济增长的影响存在“驼峰集聚租”特征。列 (5) 中市场一体化指数的一次项 $\ln mi$ 及二次项 $\ln^2 mi$ 系数分别为 0.0319 和 -0.00316，市场一体化对经济增长的影响存在先促进后抑制的“倒 U”型非线性影响关系，符合新经济地理视阈下的“驼峰集聚租”特征。通过计算可知拐点为 5.047，对于长江流域而言，尚未有城市的市场一体化指数跨过拐点对经济增长产生抑制作用，推进区域市场一体化对提高长江经济带的整体经济增长依然有持续的促进作用。与不考虑市场一体化空间溢出效应的列 (1) 相比，列 (5) 中市场一体化对经济增长产生影响的弹性系数会变大，这意味着若仅考虑其对本地经济增长的影响效应而忽视市场一体化的空间溢出效应，其对经济增长的促进作用将会被低估。另一方面，市场一体化具有影响经济增长的空间溢出效应。已有的研究将市场一体化指数本身视为经济增长溢出的带来变量，但无法区分水平溢出和垂直溢出属性，因此本文更进一步关注的是市场一体化与空间权重矩阵的系数，借之探讨市场一体化对异地经济增长的影响作用，系数的符号能够有效反馈市场一体化对全样本（区域内）本地与异地经济增长的影响，系数的差异化反映了水平溢出效应的非对称性。结果发现，列 (5) 中市场一体化与空间权重矩阵乘积变量系数 θ 为 0.0114，市场一体化对异地经济增长存在正向溢出效应，这取决于市场一体化对经济增长的两种影响机制综合效果：市场一体化能通过贸易自由化、要素自由流动以及区域合作等路径改善资源配置效率，促进产业集聚和结构合理化，提高企业生产效率，进而促进经济持续增长，但与此同时，市场一体化带来的以长江为轴的带状“中心-外围”结构加剧了外围城市资源向中心城市转移，这种“资源转移效应”抑制了经济的持续增长。本文的结论证实长江经济带流域市场一体化所带来的经济增长效应要高于资源转移负效应，推动长江经济带市场一体化是实现经济持续增长的重要抓手。

表 1 述性统计

变量	变量名	变量解释	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>growth</i>	人均 <i>gdp</i> 增长率	1575	0.116	0.0472	-0.182	0.200
自变量	<i>mi</i>	市场一体化	1575	4.200	3.566	0.547	16.89
控制变量 i:要素及制度因素	<i>Pg^dP</i>	人均 <i>gdp</i>	1575	20155.06	20306.37	891.7358	168057.7
	<i>capital</i>	资本存量	1575	2.440e+07	3.970e+07	196005	3.860e+08
	<i>human</i>	人力资本	1575	3644	2661	276	22478
	<i>fisfed</i>	财政分权	1575	0.239	0.193	0.000500	1.912
控制变量 ii:国内及国际外部因素	<i>open</i>	对外开放	1575	2.442	4.086	0.00243	37.15
	<i>outmp</i>	市场潜力	1575	204.6	136.3	29.05	895.7
	<i>harbor</i>	港口城市虚拟变量	1575	0.257	0.437	0	1
控制变量 iii:其他长江经济带特征因素	<i>shiprank</i>	航道等级	1575	0.518	0.713	0	3
	<i>shipable</i>	航运能力	1575	990.4762	1356.161	0	3000
	<i>boundary</i>	边界城市虚拟变量	1575	0.533	0.499	0	1
	<i>coast</i>	沿海城市虚拟变量	1575	0.238	0.426	0	1

(二) 市场一体化垂直溢出效应的非对称性：港口效应、边界效应与沿海效应

正如上文所言，本文将不同样本（区域之间）市场一体化的经济增长溢出效应界定为垂直溢出效应，而样本虚拟变量与市场一体化指数交互项系数差异意味着垂直溢出效应存在非对称性。本文分别定义了行政边界城市 *boundary*、沿海城市 *coast* 以及港口城市 *river* 等三个虚拟变量变量，分别构建了其与市场一体化指数的交互项 $\text{boundary} \times \ln mi$ 、 $\text{coast} \times \ln mi$ 以及 $\text{river} \times \ln mi$ ，将估计模型分别命名为省界模型、沿海模型以及港口模型等。限于篇幅，空间毗邻矩阵和地理距离矩阵模型结果未展示，从研究结论的稳健性角度选择经济地理矩阵列 (4) 至 (6) 显示，交互项系数分别为 -0.00871、0.0115、0.00582（见表 3），分别通过不同程度的显著水平检验，表明行政边界

抑制了市场一体化增长溢出效应的发挥，而沿海发达地区以及港口城市均强化了市场一体化的经济增长溢出效应。原因在于，地方政府对一体化市场或分割市场策略的取舍与城市经济地理特征和制度约束密切相关；行政边界抑制了不同城市之间的市场一体化的增长溢出，存在行政“边界效应”；与沿海地区相比，经济欠发达地区市场一体化的增长溢出效应较低，倾向于选择“策略性不分工”的方式分割市场，强化了地方保护主义，而且港口枢纽的城市贸易活跃程度要高于非港口城市。加入各种虚拟变量和市场一体化的交互项之后，列(4)至列(6)中其他变量系数并未发生太大变化，经济增长依然具有显著的空间相关性，而且不存在空间杜宾模型)8-收敛特征，市场一体化对经济增长的非线性倒 U 关系依然成立。、

表 2 市场一体化的经济增长与水平溢出效应的非对称性

变量与模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	面板 FE	空间毗邻矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理矩阵
<i>L.growth</i>	0.199*** (0.0248)	0.140*** (0.0219)	0.137*** (0.0219)	0.167*** (0.0239)	0.145*** (0.0230)
<i>Inpgdp</i>	0.00539*** (0.00125)	0.0239*** (0.00302)	0.0152*** (0.00330)	0.030 广 (0.00348)	0.0264*** (0.00333)
<i>Inmi</i>	0.0238*** (0.00453)	0.0291*** (0.00483)	0.00325 (0.00526)	0.0371*** (0.00543)	0.0319*** (0.00530)
<i>S(^)rtirti</i>	-0.00348** (0.00175)	-0.00310** (0.00150)	-0.00161 (0.00151)	-0.00369** (0.00165)	-0.00316** (0.00158)
<i>Inlabor</i>	-0.00251 (0.00448)	-0.00613 (0.00541)	0.0118** (0.00541)	0.00932 (0.00593)	0.00901 (0.00568)
<i>Incapital</i>	0.0140*** (0.00198)	0.00983*** (0.00218)	0.00255 (0.00228)	0.0119*** (0.00251)	0.00989*** (0.00240)
<i>Infisfed</i>	-0.00456** (0.00197)	-0.00296 (0.00211)	-0.00225 (0.00211)	-0.00324 (0.00231)	-0.00467** (0.00222)
<i>Inhuman</i>	0.0108** (0.00422)	0.0184** (0.00756)	0.0272*** (0.00756)	0.0233*** (0.00827)	0.0234*** (0.00794)
<i>Inoutmp</i>	0.882*** (0.0216)	0.1431*** (0.0168)	0.1472*** (0.0173)	0.1515*** (0.0178)	0.1559*** (0.0183)
<i>Inopen</i>	0.00383*** (0.00117)	0.00523*** (0.00189)	0.00789*** (0.00189)	0.00775*** (0.00208)	0.00787*** (0.00199)
<i>/3</i>	0.00238 (0.00453)	-0.00135 (0.00369)	0.00270 (0.00438)	0.0195*** (0.00429)	0.0114*** (0.00423)
<i>P</i>		0.504*** (0.0250)	0.877*** (0.0280)	0.414 州 (0.0369)	0.519*** (0.0332)
<i>Constant</i>	0.478*** (0.0475)				
<i>LogL</i>		2733.1706	2758.7177	2631.1703	2676.8358
时间与城市固定效应	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	1470	1470	1470	1470	1470
<i>R-squared</i>	0.093	0.138	0.13	0.147	0.140
<i>Numberofcityid</i>	105	105	105	105	105

注：括号内数值为标准误；*、**、***分别代表 10%、5%以及 1%的显著水平；LogL 为极大似然估计 Log-likelihood 值。

(三)垂直溢出效应的非对称性再检验——基于两区制空间杜宾模型估计

除了市场潜力指标可以直接作为经济增长溢出效应的代理变量之外，反映经济增长相关的空间 Moran 指数或者空间计量模型中的空间相关 p 指数也是重要代理变量。原因在于，在税收竞争和官员晋升的双重激励之下，地方经济增长率以及财政收入、财政支出等公共投资行为都具有典型的空间互动特征，体现为政府间公共品投资策略趋同和地方经济增长速度的彼此追赶，因此不同样本经济空间相关 P 系数的系统差异反映了经济增长垂直溢出效应的非对称性。为节约篇幅，选择经济地理矩阵进行二区制空间杜宾模型估计，列(4)至列(8)的省界模型、沿海模型和港口模型均在一定程度证实了不同样本之间垂直溢出效应的非对称性。具体地，列(4)中 p_1 和 p_2 分别代表行政边界城

市和非边界城市的空间溢出系数，分别显著为 0.756 和 0.826, 行政边界对经济增长的垂直溢出有一定的抑制效应。列(5)中 p_1 和 p_2 分别表示沿海和内陆城市空间溢出系数，分别显著为 0.862 和 0.773, 沿海发达地区经济增长的垂直溢出效应要高于内陆地区。列(6)中的 p_1 和 p_2 分别表示长江港口城市和非港口城市的经济增长垂直溢出效应，分别显著为 0.821 和 0.686, 港口商品贸易强化了流域城市之间的经济联系强度，未来需要进一步开发长江黄金航道的潜力（见表 4: ）。此外，不同空间权重矩阵下，考虑到空间关联因素的空间杜宾模型的经济增长都不存在冷收敛特征，但市场一体化促进经济增长的非线性关系以及市场一体化对异地的“水平溢出效应”依然显著。

表 3 市场一体化垂直溢出效应的非对称性

变量与模型	经济距离矩阵			经济地理矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型
<i>L.growth</i>	0.198*** (0.0248)	0.145*** (0.0241)	0.167*** (0.0239)	0.145*** (0.0230)	0.128*** (0.0232)	0.145*** (0.0230)
<i>Inpgdp</i>	0.0300*** (0.00348)	0.0301*** (0.00345)	0.0302*** (0.00349)	0.0264*** (0.00333)	0.0265*** (0.00331)	0.0265*** (0.00334)
<i>Inmi</i>	0.0178*** (0.00461)	-0.0163*** (0.00544)	0.0395*** (0.00548)	0.0277*** (0.00423)	0.00574 (0.00531)	0.0113** (0.00535)
<i>sqlnmi</i>	-0.00348** (0.00175)	-0.00340** (0.00164)	-0.00370** (0.00165)	-0.00317** (0.00158)	-0.00294* (0.00158)	-0.00316** (0.00158)
<i>Inlabor</i>	0.00240 (0.00448)	0.0113* (0.00589)	0.00918 (0.00595)	0.01900*** (0.00568)	0.0105* (0.00566)	0.00895 (0.00570)
<i>Incapital</i>	0.0139*** (0.00198)	0.0107*** (0.00251)	0.0119*** (0.00252)	0.00986*** (0.00240)	0.00906*** (0.00240)	0.00990*** (0.00240)
<i>Infisfed</i>	-0.00458** (0.00197)	-0.00329 (0.00229)	-0.00323 (0.00231)	-0.00264** (0.00122)	-0.00273** (0.00121)	-0.00267** (0.00122)
<i>Inhuman</i>	0.0111*** (0.00424)	0.0237*** (0.00820)	0.0231*** (0.00829)	0.0235*** (0.00794)	-0.0236*** (0.00789)	0.0234*** (0.00796)
<i>Inoutmp</i>	0.0052 (0.0032)	0.0050 (0.0032)	0.0051 (0.0032)	0.0117 (0.0074)	0.0113 (0.0072)	0.0115 (0.0072)
<i>Inopen</i>	0.00374*** (0.00117)	0.00766*** (0.00206)	0.00784*** (0.00209)	0.00789*** (0.00199)	0.00776*** (0.00198)	0.00791*** (0.00201)
<i>boundaryxlnmi</i>	0.00118 (0.00165)			-0.00871*** (0.00253)		
<i>coastxlnmi</i>		-0.0141*** (0.00309)			0.0115*** (0.00297)	
<i>riverxlnmi</i>			-0.000972 (0.00306)			0.00582* (0.00294)
<i>P</i>	0.00178 (0.00461)	0.0744*** (0.00425)	-0.00193 (0.00429)	-0.0114** (0.00544)	0.00595 (0.00421)	0.00329** (0.00123)
<i>P</i>		0.420*** (0.0366)	0.413*** (0.0369)	0.519*** (0.0332)	0.516*** (0.0331)	0.519*** (0.0332)
<i>Observations</i>	1470	1470	1470	1470	1470	1470
<i>LogL</i>	2631.2271	2644.0457	2631.2332	2676.8984	2686.2300	2676.8489
时间与城市固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>R-squared</i>	0.13	0.34	0.47	0.41	0.34	0.40
<i>Numberofcityid</i>	105	105	105	105	105	105

注：括号内数值为标准误；*、**、***分别代表 10%、5%以及 1%的显著水平;LogL 为极大似然估计 Log-likelihood 值。

表 4 非对称溢出效应的再检验

变量与模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-------	-----	-----	-----	-----	-----	-----

	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型
	经济距离矩阵			经济地理矩阵		
Pl	0.632*** (0.106)	0.600*** (0.189)	0.654*** (0.0946)	0.756*** (0.0987)	0.862*** (0.154)	0.821*** (0.088)
Pl	0.619*** (0.119)	0.630*** (0.0886)	0.556*** (0.136)	0.826*** (0.112)	0.773*** (0.0833)	0.686*** (0.127)
L.growth	0.157*** (0.0238)	0.157*** (0.0238)	0.156*** (0.0238)	0.125*** (0.0227)	0.124*** (0.0228)	0.124*** (0.0227)
Inpgdp	0.0246 州 (0.00360)	-0.0264*** (0.00378)	-0.0246*** (0.00360)	0.0189*** (0.00343)	-0.0210*** (0.00357)	-0.0193*** (0.00343)
	0.0192*** (0.0054)	0.0198*** (0.0054)	0.020*** (0.0054)	0.0059 (0.0052)	0.0049 (0.0052)	0.010* (0.0052)
sqlnmi	-0.0019 (0.0016)	-0.0019 (0.0016)	-0.0021 (0.0016)	-0.00284* (0.0017)	-0.00286* (0.0017)	-0.00288* (0.0016)
Inlabor	0.0115* (0.0059)	0.0115* (0.0059)	0.0117** (0.0059)	0.0111** (0.0056)	0.0112** (0.0056)	0.0112** (0.0056)
Incapital	0.00706*** (0.0024)	0.00695*** (0.0027)	0.00713*** (0.0026)	0.00403 (0.0025)	0.00437* (0.00248)	0.0042* (0.0024)
Infisfed	-0.0029 (0.0023)	-0.0028 (0.0027)	-0.0029 (0.0026)	-0.002 (0.0022)	-0.0021 (0.0025)	-0.0021 (0.0023)
Inhuman	0.0253 州 (0.0082)	0.0253*** (0.0082)	0.0250*** (0.0082)	0.0253 峭 (0.0078)	0.0254*** (0.0078)	0.0250*** (0.0078)
Inoutmp	-0.0008 (0.0049)	-0.0053 (0.0042)	-0.0044 (0.0045)	-0.0007 (0.0046)	-0.0049 (0.0040)	-0.0041 (0.0042)
Inopen	0.00869*** (0.0021)	0.00870*** (0.0021)	0.00878*** (0.0021)	0.00887*** (0.002)	0.00884*** (0.002)	0.00893*** (0.002)
	0.0064 (0.0043)	0.0064 (0.0043)	0.0056 (0.0043)	0.0227*** (0.0042)	0.0229*** (0.0042)	0.0216*** (0.0042)
LogL	2660.9469	2660.9589	2661.2439	2731.3558	2731.4525	2731.7966
时间与城市固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	1470	1470	1470	1470	1470	1470
R-squared	0.096	0.094	0.096	0.129	0.14	0.131
Numberofcityid	105	105	105	105	105	105

注：括号内数值为标准误；*、**、***分别代表 10%、5%以及 1%的显著水平；LogL 为极大似然估计 Log-likelihood 值。

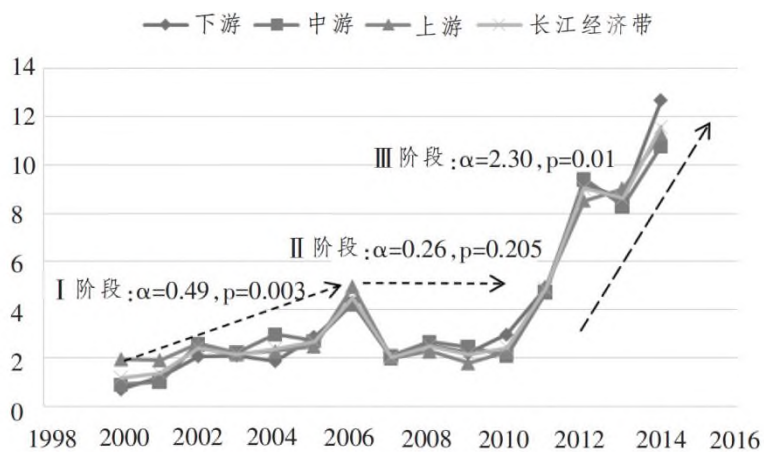


图 1 江经济带上下游及总体市场一体化指数三阶段趋势

注：第一阶段为 2000~2006 年，阶段性回归系数为 0.49, 通过 1%显著检验；第二阶段为 2007~2010 年，阶段性回归

系数为 0.26, 未能通过显著检验[•], 第三阶段为 2011~2014 年, 阶段性回归系数为 2.30, 通过 1%显著检验。

(四) 时间阶段分析

图 1 (下页) 显示, 长江经济带市场一体化指数呈现明显的三阶段特征: 第一阶段是 2000~2006 年, 上中下游市场一体化均表现出波动中上升的趋势, 我们称之为金融危机之前 (I 阶段) 第二阶段是 2007~2010 年, 呈现了金融危机 (2007) 从发生到结束 (2009) 以及滞后一年 (2010) 的影响特点, 市场一体化指数有了大幅度的下降, 对应着商品交易价格的剧烈波动, 我们称之为金融危机阶段 (II 阶段)。随后, 2011 年之后, 随着区域市场机制的不断完善以及交通基础设施建设的加强, 区域市场一体化指数有了稳步的提升, 我们称之为后金融危机阶段 (III 阶段)。数据显示, 长江经济带市场一体化指数从 2000 年的 1.204 上升到 2006 年的 4.504 之后, 受金融危机的影响, 市场一体化指数急剧下降, 随后不断提升, 从 2011 年的 4.871 增加到 2014 年的 11.572。长江经济带各流域地区市场一体化指数走势与长江经济带总体基本一致, 上游与中游地区市场整合程度要高于下游地区, 这与国内很多学者关于我国区域四大板块市场分割或市场指数差异的判断基本一致。

表 5 (下页) 与表 6 分别基于空间杜宾模型以及二区制空间杜宾模型实证检验了不同时间阶段市场一体化的经济增长及非对称溢出效应, 限于篇幅, 这里选择经济地理矩阵进行解释。水平溢出效应方面, 通过观察不同阶段市场一体化的系数以及 λ 系数可知, 金融危机之前 λ 系数为负但不显著, 说明市场一体化对异地经济增长不利, 加剧了区域之间的非均衡增长, 而且这种效应在金融危机期间进一步强化。市场一体化对经济增长的影响仅在金融危机之后这一时间阶段显著也显著为正, 证实了全样本中市场一体化对本地与异地经济增长影响的水平溢出效应, 有助于实现本地与异地经济增长的“携手并进”。

进一步, 表 5 与表 6 还基于样本异质特征 (行政边界、沿海与港口) 的调节效应视角和二区制空间杜宾模型下 ρ 的差异对垂直溢出效应的非对称性进行了分析。表 5 显示, 在省界模型中, 列金融危机前与列 (4) 金融危机期间的市场一体化 $\ln m_i$ 与行政边界 $boundary$ 交互项系数都显著为负, 金融危机期间系数绝对值更高, 省际边界对市场一体化经济增长溢出阻碍作用在金融危机期间得到了强化, 而在列 (7) 的后金融危机时期, 交互项系数为正, 区域之间行政壁垒不断被打破, 区域一体化的增长溢出效应得到了体现。在沿海模型中, 列 (2) 金融危机之前市场一体化与沿海虚拟变量的交互项系数显著为正, 沿海发达地区市场一体化的经济增长促进效应明显强于内陆地区, 但这种效应在列 (4) 金融危机期间得到了削弱, 而在列 (6) 金融危机之后的时期, 交互项系数则显著为负, 这说明市场一体化对于沿海经济增长的促进作用要弱于对内陆地区的影响作用。就港口模型而言, 列 (3) 中金融危机之前市场一体化与港口虚拟变量 $river$ 交互项系数为负, 但不显著; 列 (6) 金融危机期间系数为正, 而且在列 (9) 金融危机之后系数同样显著为正; 随着时间的推移长江港口对市场一体化经济增长效应的促进不断增强, 尤其是金融危机之后, 随着航运经济的发展以及货运贸易的频度增加, 市场一体化的经济增长促进效应更加显著。表 6 基于二区制空间杜宾模型对垂直溢出效应进行了非对称检验, 发现金融危机期间列 (4) 至列 (6) 各模型 ρ 都不显著, 金融危机破坏了经济增长的空间溢出效应, 而且在其他不同的阶段中, 省界模型中 ρ_1 都显著小于 ρ_2 , 而沿海模型和港口模型中的 ρ_1 显著大于 ρ_2 , 进一步证实了行政边界对城市经济空间关联的不利影响, 而港口航运优势以及沿海发达地区的经济增长溢出效应更强。

表 5 市场一体化的经济增长与溢出效应的非对称性

变量与模型	(1)	(2)(3)		(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	金融危机前	(2000~2006)		金融危?	机期间 (2007~2010)		金融危	机之后 (2011~2014)	
	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型
$L.growth$	-0.0548 (0.0356)	-0.0489 (0.0357)	-0.0521 (0.0357)	-0.172*** (0.0472)	-0.169*** (0.0473)	-0.174*** (0.0471)	0.112*** (0.0297)	0.110*** (0.0297)	0.111*** (0.0298)
$lnpgdp$	0.0178*** (0.00303)	0.0183*** (0.00315)	0.017 广 (0.00306)	-0.00938 (0.0204)	-0.00821 (0.0204)	-0.0110 (0.0205)	0.0831*** (0.0127)	0.0819*** (0.0129)	0.0812*** (0.0127)
$IrbJT\bar{v}_i$	-0.00936 (0.0127)	-0.0156 (0.0126)	-0.0139 (0.0126)	0.0136 (0.0130)	0.0159 (0.0131)	0.0142 (0.0128)	0.0844*** (0.0292)	0.0870*** (0.0295)	0.0897*** (0.0291)
$sqlnmi$	0.00972 (0.00620)	0.00882 (0.00622)	0.00935 (0.00622)	-0.00758 (0.00466)	-0.00780 (0.00492)	-0.00748 (0.00465)	-0.0203*** (0.00660)	-0.0200*** (0.00675)	-0.0207*** (0.00662)
$lnlabor$	0.0330** (0.0166)	0.0365** (0.0168)	-0.0336** (0.0166)	0.0171** (0.00665)	0.0166** (0.00667)	-0.0171*** (0.00663)	0.0313 (0.0228)	0.0295 (0.0229)	0.0300 (0.0229)
$Inc\bar{a}p\bar{a}t\bar{a}l$	0.0484*** (0.00822)	0.0482*** (0.00822)	0.0477*** (0.00822)	-0.0156 (0.0115)	-0.0147 (0.0119)	-0.0150 (0.0115)	0.0460*** (0.00839)	0.0460*** (0.00860)	0.0450*** (0.00839)
$lnfisfed$	-0.0187 (0.0155)	-0.0232 (0.0159)	-0.0190 (0.0155)	-0.0110** (0.00501)	-0.0106** (0.00500)	-0.0109** (0.00498)	0.000807 (0.00102)	0.000771 (0.00102)	0.000768 (0.00102)

<i>Inhuman</i>	0.0274 (0.0209)	0.0266 (0.0210)	0.0258 (0.0210)	0.0341 (0.0306)	0.0354 (0.0307)	0.0369 (0.0305)	-0.0147* (0.00853)	-0.0137 (0.00852)	-0.0135 (0.00851)
<i>Inoutmp</i>	0.6593*** (0.0161)	0.1070*** (0.0126)	0.1100*** (0.0129)	0.1132*** (0.0133)	0.1165*** (0.0137)	0.8046*** (0.0197)	0.1306*** (0.0153)	0.1343*** (0.0158)	0.1382*** (0.0162)
<i>Inopen</i>	0.021 广 (0.00486)	0.0211*** (0.00487)	0.0210*** (0.00487)	0.0174** (0.00705)	0.0176** (0.00708)	0.0182*** (0.00705)	-0.00211 (0.00242)	-0.00255 (0.00241)	-0.00255 (0.00241)
<i>boundaryx Irani</i>	-0.0106* (0.00618)			-0.0382*** (0.00437)			0.00653 (0.00434)		
<i>coastxlnmi</i>		0.00910* (0.00535)			0.000798 (0.00544)			-0.0199*** (0.00504)	
<i>riverxlnmi</i>			-0.000264 (0.00711)			0.00700 (0.00516)			0.0186*** (0.00543)
<i>P</i>	-0.00776 (0.00872)	-0.00842 (0.00873)	-0.00817 (0.00875)	-0.0845*** (0.00582)	-0.0885*** (0.00586)	-0.0935*** (0.00582)	0.0358*** (0.00749)	0.0355*** (0.00754)	0.0349*** (0.00749)
<i>P</i>	0.321*** (0.0635)	0.324*** (0.0635)	0.325*** (0.0634)	0.0246 (0.0941)	0.0276 (0.0942)	0.0318 (0.0939)	0.355*** (0.0803)	0.346*** (0.0816)	0.353*** (0.0805)
时间与城市 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>LogL</i>	1074.7328	1073.5497	1073.0417	740.3895	739.8074	741.0121	1002.9432	1002.2686	1002.0169
<i>Observa tions</i>	630	630	630	315	315	315	315	315	315
<i>R-squared</i>	0.20	0.30	0.21	0.19	0.14	0.18	0.14	0.30	0.12
<i>Numberofcity d</i>	105	105	105	105	105	105	105	105	105

注：括号内数值为标准误；*、**、*” 分别代表 10%、5%以及 1%的显著水平；LogL 为极大似然估计 Log-likelihood 值。

表 6 市场一体化垂直溢出效应的非对称性：两区制空间杜宾模型

变量与模 型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	金融危机前(2000-2006)			金融危 机期间(2007-2010)			金融危?	乳之后 (2011~2014)	
	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型	省界模型	沿海模型	港口模型
<i>P1</i>	0.590*** (0.157)	0.645*** (0.138)	0.658*** (0.144)	0.0419 (0.213)	0.453 (0.294)	0.159 (0.236)	0.410** (0.192)	0.631*** (0.197)	0.578** (0.237)
<i>P2</i>	0.593*** (0.188)	0.0973 (0.286)	0.375* (0.211)	0.0524 (0.234)	0.00950 (0.192)	-0.0223 (0.209)	0.796... (0.212)	0.491** (0.192)	0.548*** (0.185)
<i>L.growth</i>	-0.0463 (0.0355)	-0.0498 (0.0353)	-0.0484 (0.0354)	-0.168*** (0.0476)	-0.172*** (0.0470)	-0.164*** (0.0474)	0.103*** (0.0295)	0.0959*** (0.0296)	0.0985*** (0.0296)
<i>Inpgdp</i>	0.094 广 (0.00817)	0.0936*** (0.00815)	0.0952*** (0.00817)	-0.00537 (0.0208)	-0.0105 (0.0210)	-0.00708 (0.0213)	0.0572*** (0.0152)	0.0629 琳 (0.0155)	0.0603*** (0.0153)
<i>ljurii</i>	-0.00598 (0.0125)	-0.00590 (0.0125)	-0.00583 (0.0125)	0.0151 (0.0130)	0.0180 (0.0130)	0.0157 (0.0130)	0.0885*** (0.0287)	0.0880*** (0.0288)	0.0886*** (0.0289)
<i>sqlnmi</i>	0.00528 (0.00624)	0.00529 (0.00622)	0.00520 (0.00623)	-0.00744 (0.00470)	-0.00879* (0.00472)	-0.00760 (0.00469)	-0.0203*** (0.00653)	-0.0203*** (0.00655)	-0.0204*** (0.00657)
<i>Inlabor</i>	-0.0255 (0.0166)	-0.0238 (0.0166)	-0.0233 (0.0167)	-0.0166** (0.00666)	-0.0164** (0.00662)	-0.0167** (0.00665)	0.0351 (0.0228)	0.0323 (0.0229)	0.0291 (0.0229)
<i>Incapital</i>	0.0339*** (0.00875)	0.0330*** (0.00873)	0.0346*** (0.00874)	-0.0145 (0.0118)	-0.0140 (0.0118)	-0.0161 (0.0120)	0.0259*** (0.00982)	0.0323*** (0.0101)	0.0294*** (0.00978)
<i>Infisfed</i>	-0.00749 (0.0156)	-0.00521 (0.0156)	-0.00454 (0.0158)	-0.0106** (0.00500)	-0.0107** (0.00497)	-0.0105** (0.00500)	0.000456 (0.00101)	0.000502 (0.00101)	0.000546 (0.00102)
<i>Inhuman</i>	0.0183 (0.0209)	0.0206 (0.0209)	0.0205 (0.0209)	0.0347 (0.0306)	0.0350 (0.0304)	0.0341 (0.0306)	-0.0152* (0.00853)	-0.0131 (0.00849)	-0.0121 (0.00847)

<i>Inoutmp</i>	-0.0007 (0.0043)	-0.0046 (0.0037)	-0.0039 (0.0039)	-0.0006 (0.0040)	-0.0043 (0.0035)	-0.0036 (0.0037)	-0.0011 (0.0067)	-0.0072 (0.0057)	-0.0060 (0.0061)
<i>Inopen</i>	-0.0217*** (0.00484)	-0.0217*** (0.00482)	-0.0217*** (0.00483)	0.0176** (0.00707)	0.0192*** (0.00708)	0.0180** (0.00708)	-0.00214 (0.00239)	-0.00237 (0.00240)	-0.00260 (0.00239)
13	-0.00615 (0.00870)	-0.00493 (0.00869)	-0.00641 (0.00868)	-0.00672 (0.00581)	-0.00602 (0.00584)	-0.00639 (0.00584)	0.0349*** (0.00794)	0.034 广 (0.00789)	0.0360*** (0.00802)
<i>LogL</i>	1082.3233	1084.5064	1083.3752	739.8007	741.6314	739.8033	1009.7468	1008.7446	1008.0370
时间与城市 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	630	630	630	315	315	315	315	315	315
<i>R-squared</i>	0.33	0.08	0.35	0.15	0.02	0.14	0.56	0.27	0.57
<i>Numberofcityid</i>	105	105	105	105	105	105	105	105	105

注：括号内数值为标准误；*、**、***分别代表 10%、5%以及 1%的显著水平；LogL 为极大似然估计 Log-likelihood 值。

五、结论与启示

本文从市场一体化的经济增长空间溢出视角探讨了市场一体化的经济增长效应，并且利用长江经济带城市面板数据以及空间杜宾模型，对市场一体化经济增长的水平溢出效应与垂直溢出效应进行了区分与非对称性分析，进一步基于二区制空间杜宾模型验证了垂直溢出效应的非对称性，最后对全文的主要研究结论进行了时间阶段性分析。结果显示：不同城市经济增长具有显著的空间相关性，考虑空间关联因素的空间杜宾模型未发现城市间经济增长收敛的证据，表明长江经济带主要城市经济增长差距有扩大的趋势；市场一体化对本地经济增长具有非线性的“倒 U”影响特征，且有助于发挥水平溢出效应，进而实现本地与异地经济增长的“携手并进”；市场一体化影响经济增长的垂直溢出效应具有非对称性，非港口城市、边界城市、内陆地区的城市市场一体化溢出效应要弱于港口城市、非边界城市与沿海地区城市，而且二区制空间杜宾模型也证实了经济增长垂直溢出效应的非对称性；通过对金融危机之前(I 阶段)、金融危机时期(II 阶段)以及后金融危机时期(III 阶段)样本结论进行比较，发现了市场一体化的经济增长与非对称溢出效应在各阶段的不同特征。金融危机破坏了经济增长的空间溢出效应，行政边界对城市经济空间关联产生不利影响，港口航运优势以及沿海发达地区的经济增长溢出效应更强。

新时代我国已经从高速增长阶段转变为高质量发展阶段，推动长江经济带市场一体化建设，对于发挥地区规模效应、促进增长空间溢出和实现地区均衡发展有重要的意义，而且在“共抓大保护，不搞大开发”的要求下，推动长江经济带市场一体化也有助于通过发挥规模效应、结构效应与技术效应，降低环境污染与绿色增长效率损失。加强长江经济带市场一体化建设，应着力做好如下工作：

第一，加强长江经济带上中下游区域合作，实施统一市场准入负面清单制度，打破行政区划壁垒消除歧视性、隐蔽性的区域市场准入限制。研究表明，行政边界阻碍了市场一体化的空间溢出效应的发挥，不利于区域均衡发展，这就要求长江经济带应当进一步清除行政性垄断以及阻碍统一市场形成和公平竞争的条款，为长江经济带市场一体化建设提供制度保障支持。尤其是要加强省际交界地区合作，加强省际交界地区城市间交流合作，建立统一规划、统一管理、合作共建、利益共享的合作新机制。

第二，以港口物流联运化推动流域货物商品交易，降低综合物流成本，提高物流配送效率。研究显示，港口城市市场一体化的经济增长溢出效应要强于非港口城市。港口枢纽是推动流域市场一体化的重要贸易节点，要充分发挥长江经济带黄金航道优势，提高航运航道等级以及港口物流联运化，深刻认识内河港口与沿海港口在水深泊位、支流水网、港口后方产业布局的差异，通过进一步完善政策支持体系，通过航道疏浚及新港区建设、船型标准化、通关一体化等方式提高港口联运效率。

第三，以长三角区域一体化发展带动长江经济带市场一体化建设。研究显示，经济发达的沿海地区（长三角）加大了市场一体化的经济增长溢出效应，有助于实现沿海经济的沿江溢出。2018 年 11 月，长江三角洲区域一体化已经正式上升为国家战略，区域一体化将为提高资源配置效率以及区域竞争力提供重要的动力支撑，这就要求上海发挥长江经济带“龙头”的作用，带动内陆地区的协同发展。

第四，跨地区和跨行业产业、技术与人才合作平台，构建城市间基础设施一体化、产业一体化、公共服务一体化以及环境治理一体化等机制，完善市场一体化体系，要依托差别化的区域政策调控机制，进一步深化财政转移支付制度以及绩效考核体制改革，建立健全区域政策与其他宏观调控政策联动机制，引导制定生态环境保护与绿色发

展的约束性产业政策，推动长江经济带绿色可持续发展。

①本文中位于省际边界的城市涵盖上海、南京、无锡、常州、苏州、南通、淮安、扬州、宿迁、嘉兴、湖州、蚌埠、马鞍山、淮北、安庆、黄山、滁州、宿州、六安、池州、南昌、景德镇、萍乡、九江、赣州、吉安、宜春、上饶、黄石、十堰、宜昌、孝感、黄冈、咸宁、长沙、株洲、岳阳、常德、郴州、怀化、重庆、成都、泸州、遂宁、内江、乐山、宜宾、广安、达州、资阳、贵阳、六盘水、遵义、安顺、曲靖、昭通。

②本文中长江流经城市涵盖上海、南京、南通、扬州、马鞍山、安庆、池州、九江、黄石、宜昌、黄冈、咸宁、岳阳、重庆、泸州、宜宾、镇江、泰州、宁波、舟山、合肥、芜湖、铜陵、武汉、鄂州、荆州等。

③本文中长江经济带沿海省份城市涵盖上海、南京、南通、扬州、镇江、泰州、宁波、舟山、无锡、常州、苏州、淮安、宿迁、嘉兴、湖州、徐州、连云港、盐城、杭州、温州、绍兴、金华、衢州、台州、丽水。

参考文献

[1]孙久文，李恒森.我国区域经济演进轨迹及其总体趋势[J].改革，2017(7):16-29.

[2]孙博文.市场一体化是否有助于降低污染排放？——基于长江经济带城市面板数据的实证分析[J].环境经济研究，2018(1):37-57.

[3]孙博文，陈路，李浩民，等.市场分割的效率损失评估与机制验证[J].中国人口·资源与环境，2018(6):148-158.

[4]罗来军，文丰安.长江经济带高质量发展的战略选择[J].改革，2018(6):13-25.

[5]孙博文，雷明.市场分割、降成本与高质量发展:一个拓展新经济地理模型分析[J].改革，2018(7):53-63.