

**空 间 计 量 经 济 学**

**课 程 论 文**

|  |  |
| --- | --- |
| 论文名称： | 外商投资与长三角经济发展 |
| 学 院： | 统计与信息学院 |
| 专 业： | 数量经济学 |
| 学 号： | 17332007 |
| 学生姓名： | 姜瀛 |

2018 年 12 月

**外商投资与长三角经济发展**

**摘要**

本文通过构建经济增长模型从理论分析FDI对长三角经济增长的影响，同时基于长三角城市群26个城市2007到2016的面板数据，建立空间面板模型实证研究外商投资与长三角经济发展的关系。考虑到空间相关性与异质性效应在外资对经济发展的影响中的作用，本文借鉴相关文献，根据经纬度距离空间权重矩阵和个城市经济发展情况，构建经济距离空间权重矩阵。然后根据据构建的经济权重矩阵，分别建立空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型。通过对拟合的各系数p值进行分析选择模型，最终选择空间自回归模型模型。拟合结果显示，长江三角洲各城市之间的经济发展存在空间自相关；在其他条件不变的情况下，城市间外商投资对地区经济发展有正向显著影响，同时相邻城市的经济发展水平也对当地经济发展存在正向的溢出效应。

**关键词：**空间面板模型，外商投资，长三角经济发展，溢出效应

1. **引言**

改革开放四十年来，中国“引进来”取得举世瞩目的成绩，大量外商直接投资不仅带来中国经济发展急需的资金，而且有力地促进了出口贸易增长、产业结构调整、研发创新与技术进，显著地推动了中国宏观经济增长与区域经济发展。当 2016 年美国迎来 “特朗普时代”，逆全球化和贸易保护主义愈演愈烈，全球贸易格局面临重构，中国出口贸易受到严重冲击， 此时外商直接投资弥补东道国的储蓄和外汇缺口、提升国内生产技术水平从而拉动经济增长的重要性更加突出。长三角城市群是“一带一路”与长江经济带的重要交汇地带，是中国参与参与国际竞争的重要平台，同时是近年来利用FDI总量最大、势头最猛、增长最快的区域。通过研究FDI长三角地区经济发展的影响，努力总结出长三角经济发展的经验，为全国经济发展提供借鉴作用。

事实上，外资不仅可以给欠发达地区带来资本和就业,还可以通过产生溢出效应间接刺激这些地区内资企业的发展。一方面，外商直接投资对国内企业的产出增长具有显著的正向溢出效应，这种溢出效应主要通过“示范效应”“竞争效应”“联系效应”及“人才效应”等途径促使本土企业增加科研投入、提升管理效率，从而不被淘汰。另一方，外商投资为外资企业引入的多为技术水平不高的低附加值产品，同时外资引进会抑国内企业在相关技术领域的投入，从而在原有领域创新能力减弱，甚至挤出国内投资，这种情况下外商直接投资对国内企业的产出增长具有显著的负向溢出效应。

关于FDI与经济增长的关系，国内外学者做了大量研究在国外，Fortanier （2007） 则利用1992-2002年世界6个主要外资来源国在 71 个东道国的 FDI 数据，检验了不同母国的 FDI 通过东道国的 R&D、产业化、生产要素利用等多个方面对经济增长产生的不同程度的影响；BİÇEN, Ömer Faruk（2017）对2004年至2014年期间被列为较低开放水平和较高开放水平的26个新兴市场经济体进行了实证调查，研究了短期外国资本流动与经济增长之间的关系，认为短期资本流入国内生产总值的比例上升对这一时期国家集团的经济增长产生了积极影响。

国内方面，刘耀彬等（2015）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”。邹建华（2013）在FDI与经济增长关系理论模型的基础上加入FDI质量要素，得出外资质量也是推动经济增长重要因素的结论。潘海峰（等2018）采用空间面板的固定效应和随机效应模型进行估计，探讨了金融发展、实际利用外资与经济增长之间的影响机制。

在相关研究中， 有些学者认识到了空间相关性与异质性效应在外资对经济发展的影响中的作用。钟昌标（2010）的表明外资在某一地区的投资不仅刺激和提升了本地区生产率绩效 ,同时也间接带动了其它地区生产率的改进。戴峰、吕晓（2018）的研究表明，整体上外资进入会降低本省 (市) 的城乡收入差距, 还体现在会降低周边地区的城乡收入差距，而从从东、中、西部3个地区来看, 东部地区的外资会扩大本地区和周边地区的城乡收入差距, 西部地区的外资则有利于本地区和周边地区城乡收入差距的缩小。

本文通过构建经济增长模型从理论分析FDI对长三角经济增长的影响，同时基于长三角城市群26个城市2007到2016的面板数据，建立空间面板模型实证研究外商投资与长三角经济发展的关系。考虑到空间相关性与异质性效应在外资对经济发展的影响中的作用，本文借鉴相关文献，根据经纬度距离空间权重矩阵和个城市经济发展情况，构建经济距离空间权重矩阵。然后根据据构建的经济权重矩阵，分别建立空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型。通过对拟合的各系数p值进行分析选择模型，最终选择空间自回归模型模型。拟合结果显示，长江三角洲各城市之间的经济发展存在空间自相关；在其他条件不变的情况下，城市间外商投资对地区经济发展有正向显著影响，同时相邻城市的经济发展水平也对当地经济发展存在正向的溢出效应。

本文研究结构如下：在第二节中，构建经济增长模型，从理论上分析外商投资对经济的影响；第三节提出本文的研究方法，构建出合适的计量模型；第四节通过建立空间面板模型实证分析，研究外商投资对长三角城市群经济发展大的影响，并进一步探究长三角城市群经济之间的溢出效应。第五节，得出结论，并提出建议。

1. **理论框架**
   1. **经济增长模型的构建**

为了估计FDI对长三角经济发展的影响，并检验整个区域经济之间溢出效应，本文一个经济中的产出与生产要素的投入及技术状况联系在一起。我们使用Cobb-Douglas 生产函数来研究FDI对长三角经济的影响。假定只有资本和劳动两种投入，其中资本又分为国内资本和外商投资，技术进步被视为外生变量。在考虑外生经济冲击时i地区t时期的经济产出

(1)

其中，为i地区t时期的要素固定资本要素投入，为i地区时t期的劳动要素投入; 为i地区t时期的劳动要素投入;A为按照恒定比率增长的技术进步，为i地区t时期的外生经济冲击。

对（1）式取对数可得

(2)

对于参数、、两个参数的估计用各城市的产出、固定资本投入、外资引入和劳动投入对( 2) 式进行回归。然后通过计算可以得到FDI对经济发展的贡献率

**2.2 经济溢出效应**

所谓溢出效应(Spillover Effect)，是指一个组织在进行某项活动时，不仅会产生活动所预期的效果，而且会对组织之外的人或社会产生的影响。简而言之，就是某项活动要有外部收益，而且是活动的主体得不到的收益。也称为为经济外部性。

事实上，外资不仅可以给欠发达地区带来资本和就业,还可以通过产生溢出效应间接刺激这些地区内资企业的发展。一方面，外商直接投资对国内企业的产出增长具有显著的正向溢出效应，这种溢出效应主要通过“示范效应”“竞争效应”“联系效应”及“人才效应”等途径促使本土企业增加科研投入、提升管理效率，从而不被淘汰。另一方，外商投资为外资企业引入的多为技术水平不高的低附加值产品，同时外资引进会抑国内企业在相关技术领域的投入，从而在原有领域创新能力减弱，甚至挤出国内投资，这种情况下外商直接投资对国内企业的产出增长具有显著的负向溢出效应。

外资地区内溢出固然容易理解 ,但新经济地理研究认为, 一个地区外资的溢出可能并不会限于该地区的地理范围 ,它会逐渐扩散到邻近地区, 最后延伸到更远的地区，新经济地理方面的研究也并不排斥强调地区间溢出的重要性 。要素在区域间是自由流动的，显然，我们没有理由断言一个企业的溢出因为地理或行政边界的原因只会停留在该企业初始投资的地区 。

改革开放以来，大量外商直接投资不仅带来中国经济发展急需的资金，而且有力地促进了出口贸易增长、产业结构调整、研发创新与技术进，显著地推动了中国宏观经济增长与区域经济发展。。长三角城市群是是中国经济发展最活跃的区域之一，也是是近年来利用FDI总量最大、势头最猛、增长最快的区域。我们有理由认为长三角地区某区域外商投资对整个长三角存在溢出效应。

1. **研究方法**

**3.1计量模型的设定**

宏观生产函数把一个经济中的产出与生产要素的投入及技术状况联系在一起。我们使用Cobb-Douglas 生产函数来研究FDI对长三角经济的影响。一般不考虑空间效应作用的标准面板数据计量经济学模型为

(3)

（3）式中，i表示截面区域，t表示时期 , 为被解释变量,表示由i区域、t 时期经济产出观测值构成的 N ×1 向量，解释变量为实际利用外资额观测值构成的N × 1向量，空值变量和表示固定资本和劳动力投入观测值构成的 N × 2 矩阵， α 和 β 为待估计参数;是独立且同分布的随机误差项，；表示个体效应，表示时期效应，这样模型( 6) 为个体和时期双效应面板模型: 当模型( 6) 中没有 和 时表示为混合面板模型; 当去掉 时表示个体效应面板模型; 当去掉 时为时期效应面板模型。

除了科技投入、资本、劳动力和外资以外, 影响地区间生产率差异的可能还包括许多其它因素 ,例如基础设施水平、社会环境治理和中央政府优惠政策差异等。由于这些变量同时作为吸引外资的重要因素与外资变量本身可能密切相关,在这种情况下,遗漏变量会导致内生性问题，因此我们引入滞后一期的因变量和自变量作为工具变量：

(4)

考虑到长江三角洲经济发展联系紧密，各个城市之间的经济相互依存，某一个地方经济的发展，也会带动周边城市经济发展，某一地方经济受到的冲击也会对周边经济造成冲击。为了应对标准面板计量经济模型忽略空间效应的参数估计有偏问题，本文分别引入空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型。

空间自回归模型中包括解释变量以及空间滞后项，形式上可以表示为：

(5)

其中，为空间滞后系数，为空间权值矩阵 W 的元素，为独立同分布的随机扰动项。在选取模型估计方法上，若采用 OLS 法估计模型将会产生非一致估计。因此，该模型一般需用极大似然（ML）法或者工具变量（VI）法进行估计。

空间误差模型考虑某一地方经济冲击会传递到相邻个体，空间误差模型设定形式为：

（6）

这里,为空间自回归参数，为独立同分布的随机干扰项。

空间杜宾模型考虑了自变量空间滞后项和因变量之间的相关性，模型设定为

(5)

与和一样，、、为要估计的参数。

**3.2空间权重矩阵的构建**

空间计量经济学常用的空间权重矩阵有三种：

1）邻接标准空间权重矩阵

地理学第一定律认为：距离越大则空间相关程度越低，反之越高，区域创新

集聚也不例外，因此选择Rook相邻的空间权重矩阵，记为 ，如果两地相邻有 ，否则 。

2）经纬度距离空间权重矩阵

空间邻接标准认为空间对象之间的联系仅仅取决于二者之间是否相邻，即只要二者相邻，不同空间对象之间的影响强度是相同的，这在区域创新研究中是不符合客观事实的。再者，不相邻的空间单元也可能存在很强的联系，基于这样的事实，下面将以两城市的经纬度距离的平方的倒数构成的空间权重矩阵(记为W，，表示 i，j 两城市的经纬度距离) ，这恰恰是对邻接标准的修正。

3）经济空间权重矩阵

相关研究发现仅仅用事物之间的地理位置反映出的区域创新活动的空间联系及其强度也是相对粗糙的，过于简单，且不能完全体现各单元经济上的相互影响。再者，区域创新作为一项系统性的经济活动，受到多种因素( 如: 物资资源水平、人力资源水平等因素) 的综合影响，因此，借鉴文献构建经济空间权重矩阵。

经济空间权重矩阵的形式

其中，（区域i在时期范围内GDP的平均值），i≠j。如此一来，两地区经济发展水平越相似，两者之间的空间依赖效应越大，故权值越大。还可

以根据研究的需要，把 GDP 指标替换为贸易量、进出口总额等其他指标。

相关研究发现仅仅用区域单位之间的地理位置反映出的的空间经济活动联系及其强度也是相对粗糙的，过于简单，且不能完全体现各单元经济上的相互影响。再者， 区域单位的外商投资水平受到多种因素( 如: 物资资源水平、人力资源水平等因素) 的综合影响， 因此，借鉴文献构建经济距离空间权重矩阵，定义为：

其中，为26×26阶经纬度距离空间权重矩阵，\*表矩阵内积，D为一26\*26对角矩阵，对角线元素，其中。

**3.3 平稳性检验方法**

面板数据模型在回归前需检验数据的平稳性。一些非平稳的经济时间序列往往表现出共同的变化趋势，而这些序列间本身不一定有直接的关联，此时，对这些数据进行回归，尽管有较高的R平方，但其结果是没有任何实际意义的。为了避免伪回归，确保估计结果的有效性，我们必须对各面板序列的平稳性进行检验。而检验数据平稳性最常用的办法就是单位根检验。常用面板单位根检验有LLC-T统计量、IPS-W统计量、ADF- Fisher Chi-square统计量、Hadri-Z统计量等。其中LLC-T统计量统计量的原假设为存在普通的单位根过程，的原假设为存在有效的单位根过程， Hadri Z统计量的检验原假设为不存在普通的单位根过程。

有时，为了方便，只采用两种面板数据单位根检验方法，即相同根单的原假设为存在有效的单位根过程， Hadri Z统计量的检验原假设为不存在普通的单位根过程。

**3.4格兰杰因果检验**

格兰杰因果关系是一种可以衡量时间序列之间相互影响关系的方法，是一种统计意义上的因果关系。在时间序列情形下，两个经济变量X、Y之间的格兰杰因果关系定义为：若在包含了变量X、Y的过去信息的条件下，对变量Y的预测效果要优于只单独由Y的过去信息对Y进行的预测效果，即变量X有助于解释变量Y的将来变化，则认为变量X是引致变量Y的格兰杰原因。它的基础是回归分析当中的自回归模型。如要检测x非y的格兰杰原因之零假设，首先引入y的滞后项建立y的自回归模型引入x的滞后项建立增广回归模型，如果没有任何x的滞后项被留在模型中，无格兰杰因果关系的零假设就成立。

**3.5 空间自相关检验**

莫兰指数一般是用来度量空间相关性的一个重要指标。该系数是用来衡量相邻的空间分布对象及其属性取值之间关系的参考参数，取值范围在[-1, 1]。Moran‘s I >0表示空间正相关性，其值越大，空间相关性越明显，Moran‘s I <0表示空间负相关性，其值越小，空间差异越大，否则，Moran‘s I = 0，空间呈随机性。当空间上面的正相关，就是指随着空间分布位置（距离）的聚集，相关性就也就越发显著。空间上的负相关就正好相反了，随着空间分布位置的离散，反而相关性变得显著了

**3.6面板模型的选择**

面板数据模型有三种基本形式：不变系数模型、变截距模型和变系数模型。不变系数模型，也即混合回归模型模型简单地视为是横截面数据堆积的模型。这种模型与一般的回归模型无本质区别，只要随机扰动项服从经典基本假设条件，就可以采用OLS法进行估计在横截面上存在个体影响，不存在结构性的变化，即解释变量的结构参数在不同横截面上是相同的，不同的只是截距项，个体影响可以用截距项的差别来说明。变系数模型不仅在横截面上存在个体影响，又存在结构变化，即同时既允许截距项变化，又允许回归系数变化。在数据不是充分大的情况下，一般认为，变系数模型只会使得模型更复杂，实际意义不大。

在面板模型估计中，如果对于不同的截面或不同的时间序列，模型的截距不同，则可以采用在模型中添加虚拟变量的方法估计回归参数。一种是固定效应，一种是随机效应模型。固定效应允许随机干扰项与解释变量相关，而随机效应要求随机干扰项与解释变量不相关，随机效应有着比固定效应更强的假设条件，如果固定效应模型中的截距项包括了个体随机误差项和时间随机误差项的平均效应，并且这两个随机误差项都服从正态分布，则固定效应模型就变成了随机效应模型。一般而言，固定效应模型需要加入很多的虚拟变量，往往会耗费很大的自由度，尤其是对于截面数目很大的面板数据，随机效应似乎更合适，然而随机效应模型有个很强的假定界时便灵不相关，随机干扰项与而解释变量不相关，在模型设定中如果遗漏中重要的变，就会导致参数估计不一致。对于面板数据断定选用固定效应还是随机效应，需求做hausman检验。Huseman检验的逻辑是，在随机扰动项与其他解释变量不相关的原假设下，采用OLS估计的固定效应和采用GLS估计的随机效应得到的模型都是无偏且一致的，只是前者不举有效性。若原假设不成立，则固定效应模型的参数估计仍然是一直的，但随机效应模型却不是。因此，huseman检验在原假设条件下二者参数估计不会有显著差异，此时应选择随机效应模型，如果二者参数估计有显著差异，则选择固定效应。

1. **实证结果**

**4.1数据来源**

本文的研究样本为长三角城市群 26个城市2007年到2016年10年的年度面板数据。被解释变量Y用市辖区的GDP（万元），解释变量F为实际利用外资额，控制变量D和L分别用市辖区固定资产投资额（万元）和市辖区城镇单位在公职工人数（万人），所有数据来自中经网统计数据库。

**4.2平稳性检验**

为避免伪回归，确保结果的有效性，在估计模型之前，我们需要对各个变量的平稳性进行检验。本文采用最常用几种面板单位根检验方法：LLC检验（Levin et.al，2002）、IPS检验（Im et.al，2003）和Fisher-ADF（Maddala et.al，1999）检验。

表1：面板单位根检验

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Variable | Levin-Lin-Chu Unit-Root Test | Im-Pe空间自回归模型an-Shin Unit-Root Test | Maddala-Wu Unit-Root Test |
| lnY | -46.958\*\*\* | -32.428\*\*\* | 778.93 \*\*\* |
| lnA | -19.,33\*\*\* | -31.119\*\*\* | Inf \*\*\* |
| lnD | -20.695\*\*\* | -3.9739\*\*\* | 572.25 \*\*\* |
| lnL | 2.4709\*\* | -9.394\*\*\* | inf\*\*\* |
| lnF | -30.141\*\*\* | -30.141\*\*\* | 666.51 \*\*\* |

注： \*\*\*表示在 1%的水平下拒绝有单位，根的原假设，\*\*表示在5%的水平下拒绝有单位根的原假设，\*表示在 10%的水平下拒绝有单位根的原假设，即变量稳定。

由上表可知，所有变量在以上三种方法上的结果一致，均拒绝存在单位根的原假设，因此本文所有变量是平稳的。

**4.3格兰杰因果检验**

在时间序列情形下，两个经济变量X、Y之间的格兰杰因果关系定义为：若在包含了变量X、Y的过去信息的条件下，对变量Y的预测效果要优于只单独由Y的过去信息对Y进行的预测效果，即变量X有助于解释变量Y的将来变化，则认为变量X是引致变量Y的格兰杰原因。表2报告了lnY与lnF之间的格兰杰因果检验。结果表明lnY与lnF之间存在互为因果的关系，即存在内生性。

表2：格兰杰因果检验

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 原假设 | F | Pr(>F) |
| lnF不是lnY的格兰杰因 | 30.39 | 8.618e-08 |
| lnY不是lnF的格兰杰因 | 14.387 | 0.0001858 |

**4.3空间自相关检验**

通常刻画空间自相关性的指标选取 Moran’s I，该系数是用来衡量相邻的空间分布对象及其属性取值之间关系的参考参数，取值范围在[-1, 1]。Moran‘s I >0表示空间正相关性，其值越大，空间相关性越明显，Moran‘s I <0表示空间负相关性，其值越小，空间差异越大，否则，Moran‘s I = 0，空间呈随机性。

首先分析长三角经济发展在空间上的发展过程和地域分异格局，计算经济产出的自相关指数 Moran I，进一步证明长三角地区之间在地理上表现出的空间相关性以及集聚性。

表3：莫兰指数检验

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| year | Moran I statistic | P-value | year | Moran I statistic | P-value |
| 2007 | 0.094487 | 0.03 | 2012 | 0.091872 | 0.07 |
| 2008 | 0.090097 | 0.07 | 2013 | 0.10549 | 0.08 |
| 2009 | 0.098201 | 0.04 | 2014 | 0.10386 | 0.07 |
| 2010 | 0.090097 | 0.05 | 2015 | 0.099333 | 0.11 |
| 2011 | 0.094831803 | 0.03 | 2016 | 0.10126 | 0.07 |

从上表可以看出，2010~2016年长三角各城市科技创新的 Moran’s I 及其统计量 p值。结果显示，2010~2016年的 Moran’s I各系数均大于零，说明在空间上存在正相关性。检验空间显著性水平时，运用蒙特卡罗模拟的方法来检验Moran’s I 的显著水平。由上表可知大都在10%的水平上通过显著性检验。从Moran’s I数值上看，长三角城市群的空间自相关性整体上逐步上升，说明长三角城市群的经济联系越来越紧密，长三角一体化正逐步完善。

**4.3模型的估计**

下面运用2007年到2016年的面板数据进行对模型（3）到（7）进行估计。为了方便比较本文对模型（3）用标准面板数据模型进行混合回归模型、个体效应固定模型、时间效应固定效应模型、个体时间效应固定效应模型、随机效应模型的估计，接着对模型（5）到（7）对模型进行估计。在回归方法的选择上， 标准面板数据模型采用混合普通最小二乘估计( PLS) 、广义最小二乘估计( GLS) 方法，而空间面板采用极大似然估计( ML) 方法。

表3：标准面板数据的回归结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 混合回归 | 个体固定效应 | 时间固定效应 | 个体时间固定效应 | 随机效应 |
| (Intercept) | 5.852981 \*\*\* |  |  |  | 5.903576\*\*\* |
|  | （0.335648） |  |  |  | （0.383135） |
| lnF | 0.082575\*\*\* | 0.017701 | 0.079341\*\*\* | 0.019561 | 0.056255\*\*\* |
|  | （0.016815） | 4.2223 | （0.018791 ） | （0.016185） | （0.016206） |
| lnD | 0.495218\*\*\* | 0.02378\*\*\* | 0.501797\*\*\* | 0.422458\*\*\* | 0.53636\*\*\*6 |
|  | （0.029611） | （-25.0456） | （0.03829） | （0.034958） | （0.027382） |
| lnL | 0.483725\*\*\* | 0.030567\*\*\* | 0.484959\*\*\* | 0.258721\*\*\* | 0.362575\*\*\* |
|  | （0.023643） | （-9.4774） | （0.024829） | （0.029222） | （0.027382） |

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

面板数据模型有三种基本形式：不变系数模型、变截距模型和变系数模型。通常情况下变系数模型只会使得模型更复杂，实际意义不大。本文所使用的数据量相对较小，构建变系数模型难以得到说服力的估计。因此，只对混合回归模型和变截距模型进行选择。

首先，对标准面板数据计量模型进行混合性检验。F值为20.999，在 0. 05% 的显著性水平上通过了检验，因此应构建变截距项模型。判断标准的面板数据计量模型应该采用固定效应还是随机效应模型。Hausman 检验结果为值为30.357，拒绝了估计结果一致的原假设，因此应选择固定效应模型。而且从回归结果的F值和修正上看，再根据系数显著性与F值和修正个体固定效应模型。

然后，判断空间面板数据计量经济模型应该选择固定效应模型还是随机效应模型。通过 Hausma检验考察空间效应与解释变量之间的相关性结果显示: Hausman统计量为 值为分别为18.769、37.31、50.344，拒绝了估计结果一致的原假设，因此应选择固定效应效应模型，再根据系数显著性与F值和修正个体固定效应模型

然后，空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型模型中进行选择，可通过估计的系数值以及显著性水平进行模型的选择。根据模型拟合效果，应该选择空间自回归模型，实际利用外资额在显著性水平为0.1的情况下，通过了t检验，拒绝原假设。说明外商投资对长三角经济发展具有显著影响，回归系数为正号，说明外资对长三角经济发展具有正向的影响，同时我们注意到空间滞后系数的系数为正，且在显著性水平为0.01的情况下，通过t检验。说明长三角城市群之间存在显著的正向溢出效应。

虽然我们最终选择的模型为空间滞后模型，我们认为空间自相关模型能更好的拟合长三角城市群经济发展情况，但我们也注意到空间误差模型和空间杜宾模型对面板数据也有很好的拟合效果。从空间误差模型上看，长江三角洲城市群中个区域的外生经济冲击也存在的正向的空间自相关。从空间杜宾模型上看，长三角城市群的某区域经济不仅受到相邻区域经济的正向溢出影响。而且受到外商投资的正向溢出影响。这表明表明外资在某一地区的投资不仅刺激和提升了本地区生产率绩效 ,同时也间接带动了其它相关地区生产率的改进。

表4：空间自回归模型回归结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 混合回归 | 个体固定效应 | 时间固定效应 | 个体时间固定效应 | 随机效应 |
| (Intercept) | 5.852981 \*\*\* |  |  |  | 4.279793\*\*\* |
|  | （0.335648） |  |  |  | （0.383135） |
| lnF | 0.082575\*\*\* | 0.017701 | 0.079341\*\*\* | 0.019561 | 0.039554\* |
|  | （0.016815） | 4.2223 | （0.018791 ） | （0.016185） | （0.016206） |
| lnD | 0.495218\*\*\* | 0.02378\*\*\* | 0.501797\*\*\* | 0.422458\*\*\* | 0.470466\*\*\* |
|  | （0.029611） | （-25.0456） | （0.03829） | （0.034958） | （0.027382） |
| lnL | 0.483725\*\*\* | 0.030567\*\*\* | 0.484959\*\*\* | 0.258721\*\*\* | 0.2857805\*\*\* |
|  | （0.023643） | （-9.4774） | （0.024829） | （0.029222） | （0.027382） |
| lambda | 0.036337 | 0.288056\*\*\* | 0.068077\* | 0.006430 | 0.19149\*\*\* |
|  | （0.027973） | (0.041688) | (0.032892) | (0.095418) | (0.04782) |

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

表5：空间滞后模型回归结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 混合回归 | 个体固定效应 | 时间固定效应 | 个体时间固定效应 | 随机效应 |
| (Intercept) | 5.852981 \*\*\* |  |  |  | 5.903576\*\*\* |
|  | （0.335648） |  |  |  | （0.383135） |
| lnF | 0.082575\*\*\* | 0.017701 | 0.079341\*\*\* | 0.019561 | 0.056255\*\*\* |
|  | （0.016815） | 4.2223 | （0.018791 ） | （0.016185） | （0.016206） |
| lnD | 0.495218\*\*\* | 0.02378\*\*\* | 0.501797\*\*\* | 0.422458\*\*\* | 0.53636\*\*\*6 |
|  | （0.029611） | （-25.0456） | （0.03829） | （0.034958） | （0.027382） |
| lnL | 0.483725\*\*\* | 0.030567\*\*\* | 0.484959\*\*\* | 0.258721\*\*\* | 0.362575\*\*\* |
|  | （0.023643） | （-9.4774） | （0.024829） | （0.029222） | （0.027382） |
| rho | 0.060908 | 0.571720\*\*\* | -0.16730 | -0.059157 | 0.36885\*\*\* |
|  | (0.124256) | (0.072332) | (0.12157) | (0.118331) | 0.0008364 |

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

表5：空间杜宾模型回归结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 混合回归 | 个体固定效应 | 时间固定效应 | 个体时间固定效应 | 随机效应 |
| (Intercept) | 5.852981 \*\*\* |  |  |  | 5.903576\*\*\* |
|  | （0.335648） |  |  |  | （0.383135） |
| lnF | 0.082575\*\*\* | 0.017701 | 0.079341\*\*\* | 0.019561 | 0.056255\*\*\* |
|  | （0.016815） | 4.2223 | （0.018791 ） | （0.016185） | （0.016206） |
| lnD | 0.495218\*\*\* | 0.02378\*\*\* | 0.501797\*\*\* | 0.422458\*\*\* | 0.53636\*\*\*6 |
|  | （0.029611） | （-25.0456） | （0.03829） | （0.034958） | （0.027382） |
| lnL | 0.483725\*\*\* | 0.030567\*\*\* | 0.484959\*\*\* | 0.258721\*\*\* | 0.362575\*\*\* |
|  | （0.023643） | （-9.4774） | （0.024829） | （0.029222） | （）0.027382） |

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0.001 ‘\*\*’ 0.01 ‘\*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

1. **结论**

本文通过建立空间面板模型根据构建的经济权重矩阵，分别建立空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型，实证研究了长江三角洲城市群外商投资与经济发展的关系。研究结果表明长江三角洲各城市之间的经济发展存在空间自相关；在其他条件不变的情况下，城市间外商投资对地区经济发展有正向显著影响，同时相邻城市的经济发展水平和外商投资也对当地经济发展存在正向的溢出效应。这些结果表明外资在某一地区的投资不仅刺激和提升了本地区生产率绩效 ,同时也间接带动了其它相关地区生产率的改进 。这些结果使我们相信,某一区域的经济增长最终会渗透到边远的地区，甚至会影响长江三角洲区域以外的区域经济。

本文的研究结果具有重要的政策含义 ,主要包括以下几个方面 。第一, 本文发现的外资在长三角地区内溢出效应的证据 ,表明外资引入对本地经济发展有重要作用，因此政府应当继续大力鼓励外资进入中国更广大的地区,从而提升各地区乃至整个经济的国际竞争力。第二 ,本文发现外资在长三角各地区经济存在正向溢出效应，这对地区发展政策设计具有重要启示，一方面，对于引入外资的地区，外资的溢出效应导致政府政策作用的低效率，政策制定者应该设计合理的政策使得外商投资外部性的内部化，更好的促进本地经济的发展；另一方面，对于其他地区，政策制定者应该主动适应其他政府的政策，合理制定本地经济政策，促使邻近区域外资的外溢效应更好的促进本地经济的发展。第三，本文发现区域经济对邻近区域具有外溢作用，中央政府制定可以有针对的性的重点培育局部经济的发展，以先富带动后富。