

## 经济集聚、经济距离与农民增收： 直接影响与空间溢出效应

伍骏骞 阮建青 徐广彤\*

**摘 要** 本文基于浙江省 1990—2011 年 69 个县和 2004—2006 年 1 215 个乡镇的面板数据,利用实际交通时间的倒数设定空间权重矩阵,通过空间 Durbin 模型考察经济集聚对农民收入的直接影响和空间溢出效应。结果表明:经济集聚对农民收入有显著的直接提升作用,而其他区域的经济集聚与经济距离共同作用,产生了对农民收入正向的空间溢出效应。本文发现,传统上未考虑空间溢出效应的模型设定,高估了当地经济集聚对农民收入的影响,而低估了经济集聚对农民收入的总体效应。

**关键词** 经济集聚, 农民收入, 空间溢出效应

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2016.04.12

### 一、引 言

收入增长和减贫一直是备受关注的全球性问题,长期以来,各国政府、社会机构和学术界一直致力于探索可持续的反贫困道路。贫困人口主要来自农村,促进农民增收因而成为减贫的关键(Kenneth, 1998; 张晓波和阮建青, 2011<sup>1</sup>)。然而,传统上通过瞄准(targeting)贫困人口实现减贫的政策方案,一直面临着“不完全信息”问题导致的“瞄准偏误”困扰,使得“应被扶贫的未能受助”(F-Error)而“无须扶贫的被过度扶贫”(E-Error)<sup>2</sup>。这一困境让理论和实证研究者逐渐认识到,通过经济增长才是最为现实、同时也最为恰

\* 伍骏骞,西南财经大学中国西部经济研究中心;阮建青,浙江大学公共管理学院、中国农村发展研究院;徐广彤,浙江大学管理学院。通信作者及地址:阮建青,浙江大学紫金港校区启真大厦 1309 号,310058;电话:13806526752;E-mail: ruanjq@126.com。作者感谢国家自然科学基金“基于产业集群的工业化模式对农村贫困影响的研究”(71373229)、“空间计量经济学视角下产业集群对农村减贫作用的研究”(71503212)、“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”(71473100)、浙江省自然科学基金“产业集群促进农村减贫的作用机制与实证检验”(LY13G030004)、西南财经大学中央高校项目(JBK150153)的支持。非常感谢两位匿名评审专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

<sup>1</sup> 张晓波、阮建青,《中国产业集群的演化与发展》。浙江大学出版社,2011 年。

<sup>2</sup> F 偏误(exclusion errors)是本应扶贫的对象未能享受扶贫政策带来的利益;E 偏误(inclusion errors)是扶贫资源“溢出”——非贫困人群享用了扶贫政策利益,这种偏误会增大扶贫成本,造成纵向不公平。有学者认为这两种偏误都是源自瞄准机制违背了经济主体对激励反应的经济学原理(Easterly, 2001)。

当的减贫手段(Ferreira *et al.*, 2010; Ravallion and Chen, 2007; Easterly, 2001; Squire, 1993)。这一重大理论跨越所强调的是通过经济增长, 实现全社会经济总量增加, 进而为贫困人口带来福利的“涓滴效应”(trickle down effect)<sup>3</sup>。

从另一个视角, 回顾历史可见, 从地理大发现到工业革命, 从涌动的“民工潮”到“世界是平的”, 人类的经济增长和社会发展史, 既是不断追寻群聚福利的奋斗史, 也是不断征讨距离专制的斗争史。<sup>4</sup> 要素投入和技术进步都曾被认为是经济增长的主要驱动因素, 但早在 20 世纪初, 学者就已认识到经济集聚的重要价值, 亦即, 工业组织将专门工业集中在特定地方, 而经济的这种集聚(agglomeration)能够降低成本、提高工资, 并推进劳动生产率(Marshall, 1920), 经济活动的集聚与经济增长之间存在相互促进的关系。新经济地理学(New Economic Geography)进一步指出, 经济集聚能够以外部性为纽带促进经济增长, 从而减少贫困(Krugman, 1991)。这就使得经济集聚、经济增长与贫困问题解决之间的密切关系在理论逻辑上显明起来。

新经济地理学以经济集聚产生的规模报酬递增与距离带来的运输费用之间的权衡关系为基础(Fujita and Thisse, 2002), 其潜在理论假设是, 经济集聚只能为当地农民带来福利, 而“距离的专制”会使远离集聚区域的农民无法享受这种福利。空间计量经济学则从不同的理论视角去认知和解读距离的含义。不同于传统计量经济学关于样本间独立性的假设, 空间计量经济学的假设是样本之间存在空间相关性。正是这种更加贴近现实的假设, 使空间计量分析更好地契合了经济集聚的空间扩散性和随距离衰减的特征(Corinne and James, 2011), 以及空间上的“涟漪效应”(高鸣和宋洪远, 2014<sup>5</sup>)。具体而言, 空间计量经济学将距离以空间权重形式引入计量模型中, 更加合理地勾勒了其他区域经济集聚对当地农民收入增长的作用机制, 从而更加全面地刻画了距离在区域间联系层面的纽带意义。这种考虑其他区域影响的计量估计, 也能够更加准确地考察当地经济集聚对农民收入的影响, 而这种影响往往会被传统计量模型所高估。

本文的贡献主要在于将空间因素引入经济集聚与农民收入间关系机制的经验分析。经济集聚可以通过分享、匹配和学习三种微观机制对收入增长产

<sup>3</sup> 指在经济发展过程中, 不给贫困阶层、弱势群体或贫困地区特别优待, 而由优先发展起来的群体或地区通过消费、就业等渠道惠及贫困阶层或地区, 带动其发展和富裕。

<sup>4</sup> 地理大发现是 15 世纪到 17 世纪欧洲船队寻找新的贸易路线和贸易伙伴, 以发展欧洲新生资本主义的过程。这是一个破除距离专制, 追寻经济集聚区域(包括当时繁荣的中国)的过程。民工潮指 20 世纪 80 年代大量中国农民外出打工的社会现象, 这种现象伴随着全国性的大量劳动力跨省流动, 特别是欠发达地区农村劳动力向发达地区的流动。在《世界是平的: 21 世纪简史》一书中, 弗里德曼对 21 世纪初全球经济一体化的进程进行了系统描述和分析。

<sup>5</sup> 高鸣、宋洪远, “粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应”, 《管理世界》, 2014 年第 7 期, 第 83—92 页。

生作用(Duranton and Puga, 2004), 对于农民而言, 除了上述三种机制, 身份和环境的改变也可能促进农民收入增长(March, 1994)。然而, 尽管在理论上经济集聚对于农民收入具有积极影响, 其现实影响却可能并非一目了然: 一方面, 集聚固然可以通过“规模效应”提高农民的工资性收入, 然而另一方面, 其也可能通过“虹吸效应”而造成农业生产资源流失, 造成农民的农业收入减少。因此, 经济集聚对农民收入增长的总体影响是一个有待从理论和实证两个维度进一步加以研究的问题; 此外, 随着交通条件日益改善和制度障碍逐步消除, 中国各省区间的区域间联系愈加紧密, 如果仅仅研究当地经济集聚对农民收入的影响, 而未能考虑经济集聚的空间溢出效应, 就很可能错误估计经济集聚对农民收入的影响, 从而导致政策研判、拟定和实施方面的偏误。

有鉴于此, 本文在强调当地经济集聚对本地农民收入增长作用的同时, 利用空间计量经济学模型, 重点考察其他区域经济集聚对本地农民收入增长的影响。本文基于浙江省 69 个县和 1 215 个乡镇的面板数据, 利用空间 Durbin 模型(Spatial Durbin Model), 以实际交通时间的倒数作为空间权重, 研究经济集聚对农民收入的直接影响(direct effect)和溢出效应(spillover effect)。

本文余下部分结构安排如下: 第二部分介绍相关文献进展; 第三部分给出浙江省经济发展与农民收入变迁的空间统计分析; 第四部分利用浙江省县乡镇面板数据对经济集聚、经济距离与农民收入的实证分析; 第五部分是结论性评论。

## 二、文献综述

非农劳动收入的差异主要来自劳动生产率的差异, Ciccone and Hall (1996)的经典文章首次提出了劳动生产率与经济集聚关系的理论模型。他们强调, 相比经济规模而言, 经济密度能够更加直接和精确地衡量经济发展对劳动生产率的影响。基于美国县级数据的计量经济分析表明, 就业密度增加一倍, 可使劳动生产率提高约 6%, 且经济密度解释了各州人均产出差异的一半以上。在后续的多国研究中, Ciccone(2002), Dekle and Eaton(1999)和 Henderson *et al.* (2001)等均发现, 更高的经济密度带来了更高的人均产出或劳动生产率。国内学者范剑勇(2006)<sup>6</sup>利用 2004 年的中国地级市数据, 发现大陆地区非农产业劳动生产率的非农就业密度弹性高于约 5%的欧美平均水

<sup>6</sup> 范剑勇, “产业集聚与地区间劳动生产率差异”, 《经济研究》, 2006 年第 11 期, 第 72—81 页。

平。陈良文等(2008)<sup>7</sup>基于北京市 2004 年经济普查数据分析发现,劳动生产率的经济密度弹性和就业密度弹性分别为 11.8%和 16.2%,同样高于欧美平均水平。

已有较多文献探讨了经济集聚对收入区域差异的影响。Sveikauskas(1975)研究了美国的城市人口集聚规模对劳动生产率的影响,Henderson(1986)发现企业劳动生产率与企业所处的行业就业规模正相关。Carlino and Voith(1992)研究了城市化对全要素生产率的影响。这些文章大多是在宏观层面强调了行业规模或城市规模对劳动生产率的影响。从微观作用机制上看,Martin and Ottaviano(1999)认为工业企业的集聚通过增长效应、财富效应和成本效应三大渠道影响地区经济增长。Duranton and Puga(2004)认为经济集聚以分享、匹配和学习三种机制作用于劳动生产率。分享包括不可分设施或服务、中间投入品、专业化分工以及收益的分享等;匹配强调了匹配质量和匹配概率的提高,以及套牢问题的减少;学习则包括知识的产生、扩散和积累机制。Rosenthal and Strange 认为,除上述三种作用机制外,自然优势、本地市场效应、消费机会和寻租行为同样会促进经济集聚产生,进而影响劳动生产率。周其仁(2012)<sup>8</sup>认为,城市的人口集聚是因为进入经济密度高的区域有助于获得更高收入。只要经济密度高于人口密度,那么除非有不可跨越的屏障,否则就一定还会吸引更多的人口聚集。人口集聚与经济集聚的相互作用、相互促进就形成了城市化的动态进程。巴曙松和杨现领(2013)<sup>9</sup>也认为,经济密度是影响一个城市经济可持续增长的重要因素。

基于规模报酬递增和垄断竞争市场假设的新经济地理学,更是将经济的集聚视为促进经济增长的关键(Krugman, 1991; Fujita and Thisse, 2002),强调地理区位产生的“地理第二天性”(second nature advantages)<sup>10</sup>作用。实际上,人类活动所涉及的信息 80%以上属于空间信息(应龙根和宁越敏, 2005<sup>11</sup>),由于地理学第一定律(即万事万物均相关,但距离较近事物总比较远事物相关性更高)的存在,多数空间数据都表现出空间相关性,且距离越近,其关系越紧密。经济集聚的空间扩散性和随地理衰减特征与空间计量分析中的空间溢出效应一致(Corinne and James, 2011),将这种特征纳入空间计量模型进行识别和估计成为有效捕捉空间外部性的理想方法(田相辉和张秀

<sup>7</sup> 陈良文、杨开忠、沈体雁、王伟,“经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究”,《经济学》(季刊),2008 年第 8 卷第 1 期,第 99—114 页。

<sup>8</sup> 周其仁,“经济密度基于人口密度”,《经济观察报》,2012 年 3 月 19 日。

<sup>9</sup> 巴曙松、杨现领,《城镇化大转型的金融视角》。厦门大学出版社,2013 年。

<sup>10</sup> 地理第一天性(也称“先天比较优势”,first nature advantages)指不同区位外生给定的特征,包括天气、地质和资源禀赋,地理第二天性(也称“后天优势”)是人类为了增进第一天性所采取行动的结果,包括外部性、规模经济、市场需求等(张华和梁进社, 2007)。

<sup>11</sup> 应龙根、宁越敏,“空间数据:性质、影响和分析方法”,《地球科学进展》,2005 年第 1 期,第 49—56 页。

生, 2013<sup>12</sup>)。因此, 在考虑经济集聚的收入效应时, 需要考虑经济集聚的空间溢出效应, 亦即考虑其他区域经济集聚特征对当地收入的影响。

采用空间计量经济学模型衡量空间溢出效应的第一步, 是在模型中引入空间权重矩阵。Richard *et al.* (2011)指出, 空间权重矩阵可以反映出区域间的相互作用。已有文献中, 空间权重矩阵的设定主要有两种形式: 基于邻接概念设定 0-1 空间权重矩阵, 以及基于距离设定空间权重矩阵。其中, 0-1 矩阵方法较为常用, 例如, Ying(2003)基于中国省级样本数据的空间滞后模型分析, 发现各省 GDP 增长之间存在空间相关性。吴玉鸣(2007)<sup>13</sup>首次使用 2 030 个县数据进行了县域增长集聚与差异的实证研究。然而, 0-1 矩阵隐含的假定是只有相邻或一定距离内的区域对当地经济有空间溢出效应, 且空间溢出效应仅取决于区域自身大小而不受距离影响, 这与现实情况有一定偏差。基于距离设定空间权重矩阵的研究中, 潘文卿(2012)<sup>14</sup>利用空间误差模型研究了市场潜能对经济发展的空间溢出效应。Tian *et al.* (2010)构建空间 Durbin 模型, 采用中国 1991—2007 年 313 个地级市的面板数据分析了中国经济增长的溢出效应。这一矩阵设定方法赋予了研究者根据具体研究情景选取距离指标的更大创造空间。

在上述探索空间因素对经济发展影响的研究中, 空间尺度选择和空间距离衡量是备受关注的两大技术问题。空间尺度选择方面, 由于集聚发生的地理尺度和部门细节不同, 使得地理规模的选取直接事关研究结论: 在某一空间尺度中正确的结论, 在另一尺度中就未必也成立。但总体而言, 空间尺度过于宏观, 会忽视区域内部的差异, 大大降低分析的可信度(陈良文等, 2008), 空间单位越小, 越有可能在空间上密切关联(Anselin and Getis, 2010)。许多研究已表明, 随着时间推移, 国内各区域间的贸易壁垒已逐渐消除, 产品与要素在各区域间的流动更加自由, 需要采用更小基点(如县域)的全域视角, 来宏观考察中国各地经济发展的相互依赖、相互影响关系(潘文卿, 2012)。相关研究中, 中国的省级样本(Ying, 2003; 林光平等, 2005<sup>15</sup>; 丁志国等, 2011<sup>16</sup>; 潘文卿, 2012)、地级市样本(Tian *et al.*, 2010)、县级样本(吴玉鸣, 2007)等都有涉及, 然而, 已有研究往往忽视了样本内部区域的差异性。也有少量研究开始关注更小的空间样本, 例如, 陈良文等(2008)基于北京的 133 个街道的数据, 对经济密度与劳动生产率的关系进行了实证检验。

<sup>12</sup> 田相辉、张秀生, “空间外部性的识别问题”, 《统计研究》, 2013 年第 9 期, 第 94—100 页。

<sup>13</sup> 吴玉鸣, “县域经济增长集聚与差异: 空间计量经济实证分析”, 《世界经济文汇》, 2007 年第 2 期, 第 37—57 页。

<sup>14</sup> 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, 第 54—65 页。

<sup>15</sup> 林光平、龙志和、吴梅, “我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年”, 《经济学》(季刊), 2005 年第 S1 期, 第 67—82 页。

<sup>16</sup> 丁志国、赵宣凯、赵晶, “直接影响与空间溢出效应: 我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别”, 《数量经济技术经济研究》, 2011 年第 9 期, 第 118—130 页。

空间距离衡量方面,以往研究大多采用两地间的欧氏直线距离,将其倒数作为权重引入空间计量模型中,从而考虑所有样本对单一样本的影响。但是,欧氏直线距离并不是经济距离。“经济距离”是商品、服务、劳务、资本、信息和观念穿越空间的难易程度,体现了时间和货币成本,是对市场准入和供给获得难易程度的有效衡量(Redding and Venables, 2004)。交通运输基础设施的位置和质量、运输的便利性可能会极大影响任何两个区域间的经济距离,尽管它们之间的数字距离可能相等(世界银行, 2009<sup>17</sup>)。因此,采用欧氏直线距离作为空间权重也可能会造成一定的偏误。

基于上述考虑,为更好地衡量经济集聚对农民收入的影响,有必要采用更小的空间尺度,特别是以更加科学严谨的方法衡量空间距离。在以往研究基础上,本文重点聚焦于经济集聚的空间溢出效应,并可能在以下几个方面有所推进:第一,在已有文献中,尚未发现考察经济集聚对中国农民收入影响的研究,利用空间计量方法考察相关主题的研究也不多见,本研究弥补了这方面的缺口。第二,相关研究主题往往采用县级以上数据,与这类分析结果相比,本文综合运用 21 年长周期县级数据和 3 年乡镇级小单位大样本数据进行空间面板分析,其中,县级数据缓解了乡镇数据周期较短的问题,而乡镇级数据又较县级数据更加精细;更重要的是,土地利用决定权以及日趋规范的税收分成制,使得县级政府的经济决策对地方经济发展起到重要作用,而作为地方行政机构最基层一级的乡镇,则是农村经济社会活动的直接组织者和管理者。因此,两种微观数据相结合有助于进一步提升分析精度。第三,选取区域间交通时间的倒数构造空间权重矩阵<sup>18</sup>,突破了常用设定方式(如 0-1 矩阵和两地直线距离矩阵等)的局限性。由于本文的交通时间计算基于实际距离,考虑了实际道路的通勤效率,更接近经济距离,因而使本文的空间计量分析比以往研究的估计结果更加准确。特别是本文构建了 1 215 个乡镇两两之间交通时间的空间权重矩阵,并且采用了面板数据,使得本文定量结果的精细度远远高于以往研究,也有助于增强所得结论的稳健性。

### 三、浙江省经济发展与农民收入变迁 的空间统计分析

浙江省经济在过去二十多年中实现了快速增长,全省 GDP 从 1990 年的 904.69 亿元增至 2011 年的 32 318.85 亿元,位居全国各省区第四,占全国

<sup>17</sup> 世界银行,《2009 年世界发展报告:重塑世界经济地理》。清华大学出版社,2009 年。

<sup>18</sup> 交通时间是根据浙江省的各县(乡镇)地理位置分布,通过 Google Map 查询到的两地行政中心之间驾驶机动车辆消耗的通行时间。



GDP总量的6.8%。伴随这一总量飞跃,浙江省农民人均纯收入<sup>19</sup>也迅速提高,从1990年的1099元增至2011年的13071元,位列全国省区第三,仅次于上海和北京,是全国平均水平的1.9倍<sup>20</sup>(如图1所示)。从县级层面看,2006年全国县(市)社会经济综合发展指数前100名中,浙江省占据22个;2012年全国县域经济百强县(市)中,浙江省占据20个,其中4县位居前十位。2013年《福布斯》“中国最富有县级市”排名,浙江省独占5席,其中,义乌市位列榜首。

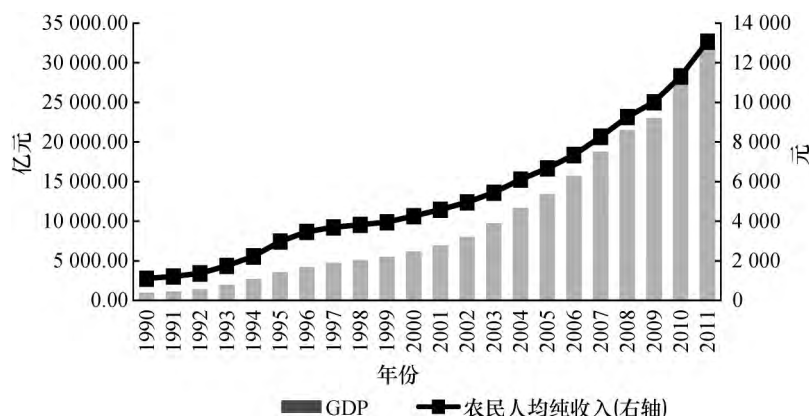


图1 1990—2011年浙江省经济发展与农民收入增长

注：根据《浙江统计年鉴(2012)》数据计算。

浙江省经济和农民收入的快速增长离不开各区域自身经济活力的释放,也离不开区域间互动所产生的空间溢出效应。通过对浙江省主要年份各县农民人均纯收入和经济密度的分布变化情况的分析<sup>21</sup>,我们看到,1990年浙江省各县收入水平都较低,到1995年,浙江东北部(杭州、嘉兴、绍兴)、东南沿海(温州、台州)以及中部的金华等地,收入水平开始明显提高。在随后5—10年时间里,收入水平表现出普遍提升和周遍扩散现象。到2011年,所有区域均已高于24287元。可见,农民人均纯收入不仅普遍逐年增长,邻近县之间的收入也表现出明显的空间联动效应,这也印证了浙江以产业集群为特色的“块状经济”地理空间分布和演进特征,与徐维祥(2001)、黄祖辉和朱允

<sup>19</sup> 后文均以“农民人均纯收入”作为衡量农民收入的指标。

<sup>20</sup> 数据来自《中国统计年鉴(2012)》。

<sup>21</sup> 指标设定如下:“农民人均纯收入”指农村住户当年总收入扣除相应费用支出后的收入总和,由工资性收入、家庭经营收入、财产性收入和转移性收入四部分组成。纯收入主要用于再生产投入和当年生活消费支出,也可用于储蓄和各种非义务性支出。“经济集聚程度”以经济密度衡量,即单位行政面积上的GDP数值。农民人均纯收入划分依据如下:按照每天1美元的贫困线,按6.3汇率折算成人民币得出第一个收入划分线2300元;按照每天2美元的贫困线,得出第二个收入划分线4600元;然后,按世界银行2008年的最新收入分组标准进行划分:低收入国家(人均国民收入低于975美元≈6143元人民币),中等偏下收入国家(976—3855美元≈24287元人民币),中等偏上收入国家(3856—11905美元≈75002元人民币)。

卫(2006)等研究结论相符。此外,经济密度和农民人均纯收入也表现出类似的分布和演化趋势。通过绘制农民人均纯收入和经济密度的散点图,也可以直观看出两者的相关性(参见图 2)。

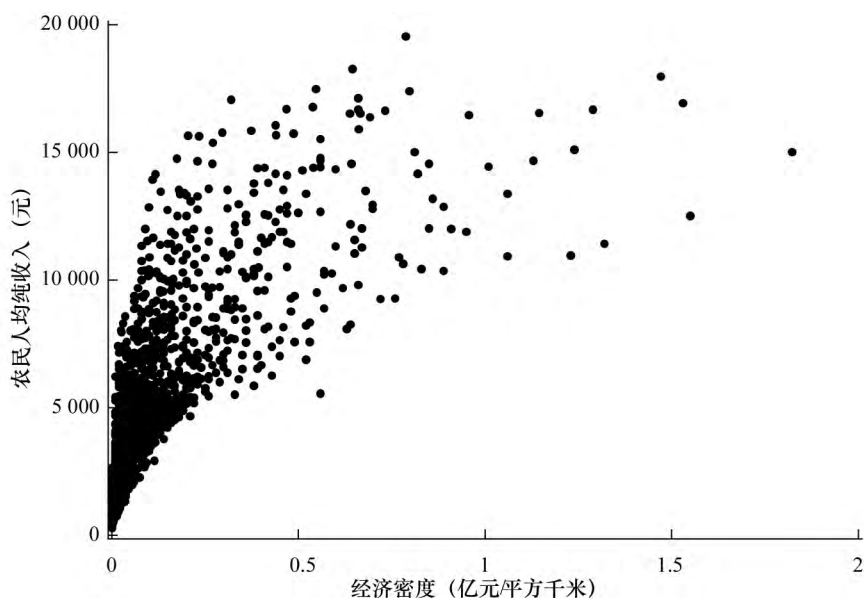


图 2 农民人均纯收入和经济密度散点图

注:根据历年《浙江统计年鉴》计算。

对上述散点图的直观印象,可以通过测算全域 Moran's I 指数,而得到科学验证。为刻画农民人均纯收入和经济密度的空间相关性,本文计算如下全域 Moran's I 指数:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}},$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2,$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i,$$
(1)

其中,  $Y_i$  表示第  $i$  个地区的相关变量(农民人均纯收入、经济密度)观测值,  $n$  为地区总数,  $W_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  中的元素,权重以两地交通时间的倒数计算。Moran's I 指数取值范围是  $-1$  到  $+1$  的闭区间,取值接近  $+1$ ,表示区域间空间正相关;接近  $-1$ ,则表示空间负相关;取值为  $0$ ,表示不存在空间相关性。如图 3 所示,1990—2011 年农民人均纯收入和经济密度的全域 Moran's I 指数都为正值,且都在 1% 水平下统计显著,这意味着相关变量普



遍存在较高程度的正相关，尽管不同年份之间相关指数表现出一定波动。

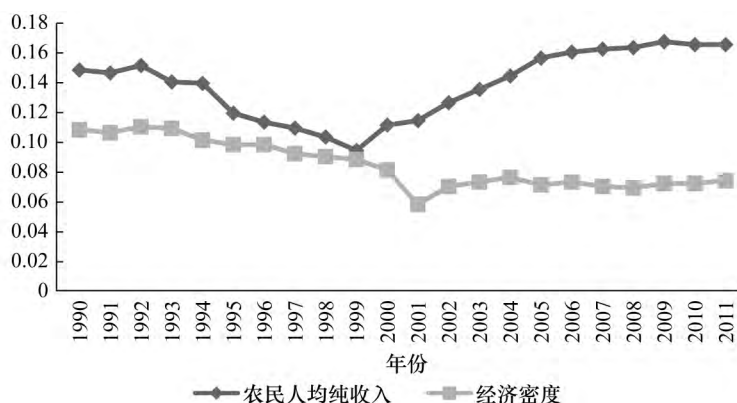


图3 农民人均纯收入和经济密度的空间自相关 Moran's I 指数  
注：根据历年《浙江统计年鉴》计算。

通过以上分析可知，经济集聚、农民收入在浙江省各县区间具有空间相关性。因此，经济集聚对农民收入可能同时存在直接影响和空间溢出效应，通过空间溢出效应的测度，可以进一步揭示这种相关性和影响。

#### 四、经济集聚、经济距离与农民收入的实证分析

全域 Moran's I 指数可以初步判断存在空间集聚或异常值，但并不能刻画不同区域间的内部相关性；此外，该指数只意味着统计相关性，无法判断各变量之间的实际关系。因此，本部分进一步利用严格的空间计量分析，判断经济集聚对农民纯收入是否存在空间溢出效应，并对这一效应的强度进行定量估算。

##### （一）理论和计量模型构建

经济集聚主要通过以下三种机制影响劳动生产率：① 分享(sharing)：集聚能够使企业有效分享具有不可分性的服务或设施，分担外部风险，共享专业化和多样化等；② 匹配(matching)：集聚能够实现工人和企业间、关联产业的企业间、卖家和买家间、企业家与资本市场间的更好匹配；③ 学习(learning)：集聚能够推动知识外溢，大量经济主体空间集聚带来的面对面交流，能够促进知识和技术的扩散和创造，从而提高生产效率(Rosenthal and Strange, 2004; Combes *et al.*, 2010)。这些机制的产生可以统一置于外部性理论框架中加以分析——该理论强调了空间生产或市场不可分割，经济的集聚在地缘邻近的区域实现了资源的共享、降低了交易成本、实现了知识与技术的交流与创新，从而带动了劳动生产率的上升(陈良文等，2008)。不同区域间的经济距离通过交通设施的改善、制度障碍的消除而逐渐拉近，随之而来的，集

聚空间溢出效应的辐射范围也越来越广,不仅直接推动当地劳动生产率提高,也会带动其他区域劳动生产率提升。对于农民而言,基于 March(1994)的框架,可以将经济集聚对农民收入的影响细分至身份和环境两个维度。其中,“身份”指农民获得的就业身份和社会地位等,强调农民主动获取;“环境”指经济集聚给农民带来的就业环境、生活环境的变化,强调农民被动享有。正是由于上述微观机制改变了农民的身份和环境,经济集聚对农民收入展现出如下三种影响:第一,身份变化。农民通过进入经济集聚的环境,获得非农就业机会和非农收入。第二,非农就业环境改变。农民不仅可以通过当地因经济集聚而来的就业环境获得非农收入,也因为空间溢出效应的存在,还可以选择其他区域的就业机会。农民与集聚中心经济距离的拉近,进一步增加了农民获得非农收入的机会。第三,农业环境改变。经济集聚带来了城市化发展,而城市化对现代农业有重要作用(卫龙宝等,2013<sup>22</sup>),可以促进农民的农业收入增长。当然,经济集聚对非集聚区域优势资源,特别是农村优势资源的吸纳,也可能造成农民农业收入的减少,但农民总收入仍可能提高。第四,生活环境改变。其强调的是,无论农民在经济集聚的环境中是否获得了就业机会,由于价格指数效应的存在,农民仍然可以享有经济集聚带来的较低的消费者价格指数,由此提高实际工资。另外,经济集聚区域基础设施的改善,使农民的生活更加便利,也在一定程度上影响了农民的收入;经济集聚促进了当地经济的发展,使经济的涓滴效应能够惠及农民。

另一方面,经济集聚也可能对农民收入有负面影响。首先,“外部性”理论认为,“搭便车”收益的存在可能对经济主体有负向激励,导致企业不愿进一步创新,最终可能导致其被市场竞争淘汰,造成农民失业。不过,由于存在社会资本和企业间的频繁重复交易(张晓波和阮建青,2011),大大降低了交易费用,规避了道德风险,所以对处于经济集聚中的企业和工人而言,也具有从这种重复博弈中获得双赢的动机。因此,这种外部性的正面影响可能大于负面影响<sup>23</sup>。

其次,在前述农业环境改变的情况下,经济集聚将优势资源集中到特定区域,造成对其他区域(特别是农村)的“虹吸效应”,导致农业生产资源流失和农村“空心化”,由此可能减少农民的农业收入,造成以务农为主的农民更加贫困。

以上理论分析表明,虽然有诸多证据指出经济集聚对收入增长有促进作用,但是经济集聚对农民收入的最终影响并不确定,有必要用科学的实证分

<sup>22</sup> 卫龙宝、伍骏骞、王恒彦,“工业化、城市化与农业现代化发展——基于 171 个国家 1961—2011 年的面板数据分析”,《社会科学战线》,2013 年第 9 期,第 44—48 页。

<sup>23</sup> 如果这种外部性的负面影响过大,那么,产业集群可能因市场机制调节或政府干预,而实现从数量扩张到质量升级的转变(阮建青等,2010);集群中的企业也可能选择“用脚投票”,向集群外迁移,而农民也会“用脚投票”,寻找新的就业机会。

析加以验证。为进行这一考察，本文设定如下计量模型：

$$\ln \text{rincome}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{mgdp}_{it} + \alpha_2 \ln S_{it} + \alpha_3 \ln \text{tinput}_{it} + \alpha_4 \ln \text{pfirgdp}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中， $\ln \text{rincome}_{it}$  表示  $t$  年  $i$  区域农民人均纯收入的自然对数。 $\ln \text{mgdp}_{it}$  是  $t$  年  $i$  区域经济密度的自然对数， $\ln S_{it}$  是  $t$  年  $i$  区域工业化率的自然对数， $\ln \text{tinput}_{it}$  是  $t$  年  $i$  区域资本劳动比的自然对数（ $\text{tinput} = \text{资本}/\text{劳动}$ ）， $\ln \text{pfirgdp}_{it}$  是  $t$  年  $i$  区域人均农业总产值的自然对数。 $\alpha_0$  是截距项， $\alpha_1 - \alpha_4$  是待估参数， $\mu_i$  和  $\lambda_t$  分别是空间和时间的特定效应， $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项。

就本文的研究重点而言，特别需要考察其他区域经济发展对本地农民收入产生的影响，因此，本文构建空间 Durbin 模型，包含空间滞后的自变量<sup>24</sup>，据此捕捉经济发展的空间溢出效应（LeSage and Pace, 2009；Beer and Riedl, 2012）。空间 Durbin 模型的优点在于：无论真实的数据生成过程是空间滞后模型还是空间误差模型，都能基于此模型得到系数的无偏估计；同时，其对潜在空间溢出效应的规模并未预先施加任何限制（Elhorst, 2010），这也使得模型及其对溢出效应的估计更具一般性。

具体而言，本文的空间 Durbin 模型设定形式如下：

$$\begin{aligned} \ln \text{rincome}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{mgdp}_{it} + \alpha_2 \ln S_{it} + \alpha_3 \ln \text{tinput}_{it} + \alpha_4 \ln \text{pfirgdp}_{it} \\ & + \beta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \text{mgdp}_{jt} + \beta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln S_{jt} \\ & + \beta_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \text{tinput}_{jt} + \beta_4 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \text{pfirgdp}_{jt} \\ & + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $w_{ij}$  代表  $i$  区域到  $j$  区域经济距离的倒数。 $\alpha_0$  是截距项， $\alpha_1 - \alpha_4$ 、 $\beta_1 - \beta_4$  是待估参数， $\varepsilon_{it}$  表示服从独立同分布的误差项，其均值为 0，方差为  $\sigma$ 。

需要说明的是  $\sum_{j=1}^N w_{ij}$  代表空间权重矩阵。这是一个  $N$  阶的对称矩阵，其中  $w_{ij} = w_{ji}$ ，对角线元素  $w_{11} = w_{22} = \dots = w_{NN} = 0$ ， $w_{ij} = w_{ji}$ ，其形式如式(4)所示。因此，空间权重矩阵与相应变量相乘得出的空间变量是其他区域变量的加权加总：

$$\sum_{j=1}^N w_{ij} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1N} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{N1} & w_{N2} & \dots & w_{NN} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

<sup>24</sup> 传统的空间 Durbin 模型包含空间滞后的因变量，但是考虑到其可能存在严重的内生性问题，本文在模型中剔除了空间滞后因变量。不过，正如实际估计结果所表明的，无论是否包含空间滞后的因变量，模型估计结果都是高度一致的。

## (二) 数据来源与变量说明

## 1. 数据来源

本文构建了浙江省 69 个县 1990—2011 年和全省 1 215 个乡镇 2004—2006 年的面板数据集,数据来自 1991—2012 年的《浙江统计年鉴》《浙江 60 年统计资料汇编(1949—2009)》,以及 2005—2007 年的《浙江乡镇统计年鉴》。上述年鉴均由浙江省统计局编著,统计口径一致,数据具有权威性和可比性。其中,《浙江乡镇统计年鉴》仅在 2005—2007 年出版,是唯一一本全面反映浙江乡镇社会经济发展现状的统计资料,因此,本文的乡镇数据跨度为 2004—2006 年。

有必要特别指出的是,为更加准确地衡量经济距离和构建空间权重矩阵的交通时间,本文采用的是根据浙江省的各县(乡镇)地理位置分布,通过 Google Map 查询的两地行政中心之间的交通距离,以及驾驶机动车辆消耗的时间。Google Map 的测算基于区域内和区域间机动车辆的交通 GPS 大数据,智能化选取了两地之间平均交通时间最短的道路,实际的交通时间以机动车辆两地之间的平均交通时间衡量。这种测算方法考虑了不同等级道路和不同区域间实际道路的通勤效率,能够更好地测度经济距离。

## 2. 变量说明

表 1 给出了相关变量说明。在县级层面,本文选取农民人均纯收入作为因变量,经济密度作为自变量,以测度经济集聚对农民收入的影响。

表 1 变量选择

	分类	变量名称	变量含义	单位
县 级 数 据	因变量	农民人均纯收入	县农民人均纯收入	元
	自变量	经济密度	县经济密度	亿元/平方千米
	控制 变量	工业化率	县工业化率	具体数值
		资本劳动比		万元/人
		人均农业总产值		万元/人
	矩阵	空间权重矩阵	交通时间倒数作为空间权重,形成 $69 \times 69$ 的一个矩阵 W	
乡 镇 级 数 据	因变量	乡镇农民人均纯收入	乡镇农民人均纯收入	元
	自变量	乡镇经济密度	乡镇经济密度	万元/平方千米
	控制 变量	乡镇工业化率	乡镇工业化率	具体数值
		乡镇资本劳动比		万元/人
		人均农业总产值		万元/人
	矩阵	乡镇空间权重矩阵	交通时间倒数作为空间权重,形成 $1\,215 \times 1\,215$ 的一个矩阵 W	

控制变量中,采用工业总产值占 GDP 的比重衡量工业化率,该指标也是衡

量工业生产结构和工业集聚程度的指标(金煜等, 2006<sup>25</sup>; Wen, 2004)。采用全社会固定资产投资完成额与人口之比衡量资本劳动比, 其中, 全社会固定资产投资完成额是以货币形式表现的在一定时期内建造和购置固定资产的工作量以及与此有关费用的总称, 它是反映固定资产投资规模、结构和发展速度的综合性指标, 也是观察工程进度和考核投资效果的重要依据。采用各县农业总产值与人口之比衡量人均农业总产值, 以捕捉农业生产对农民人均纯收入的影响。

要科学衡量其他区域的经济对当地农民收入<sup>26</sup>的影响, 关键在于如何测度其他区域变量的大小, 以及其他区域与当地的距离。本文以经济距离加权的自变量和因变量加总反映其他区域经济发展对当地农民收入的空间溢出效应, 即采用空间权重矩阵与变量的相乘构成空间变量, 并采用实际交通时间的倒数衡量经济距离。由于经济密度对农民收入的影响可能在第二年才反映出来, 因而本文也对经济密度时间滞后一年, 即使用上一年的经济密度。

为了增强模型的稳健性, 本文也利用乡镇层面数据进行实证分析。<sup>27</sup>在现有数据条件下, 进行如下与县级层面变量保持高度一致的调整: 工业化率采用乡镇企业总产值与农村经济总收入比值, 经济密度采用各乡镇农村经济总收入与乡镇行政面积比值。全社会固定资产投资完成额采用各乡镇农村固定资产投资完成额。按照理论模型设定, 所有变量都取自然对数。

### (三) 计量检验

#### 1. 县级数据分析

本文首先对县级数据进行计量检验和结果分析。首先对不考虑空间相关性的“基准”面板数据模型进行 Hausman 检验, 以判断应选择固定效应还是随机效应估计。结果显示, Hausman 检验 $\chi^2=211.62$ , 在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 因此, 固定效应模型的估计方法相对更优。

表 2 给出了县级数据估计结果, 模型一是不考虑空间溢出效应的回归模型, 模型二在模型一的基础上将自变量滞后一期, 模型一和模型二均采用固定效应模型(FE)进行估计。模型三是考虑了空间溢出效应的空间 Durbin 面板回归模型。模型四是控制时间效应的空间 Durbin 面板回归模型。由于空间

<sup>25</sup> 金煜、陈钊、陆铭, “中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策”, 《经济研究》, 2006 年第 4 期, 第 79—89 页。

<sup>26</sup> 在浙江省内, 不同县(乡镇)之间的距离较近, 计算浙江省 1215 个乡镇两两交通时间发现, 浙江乡镇间驾车时间平均为 3.7 小时, 最长不超过 13.4 小时。因此, 当地农民不仅能从当地经济发展中获利, 也比较容易从其他区域获得收益, 此外, 根据我国现行经济普查制度, 农民的外地收入也计入户籍所在地收入。

<sup>27</sup> 由于空间尺度更小, 乡镇数据能够较好地衡量县级区域内部的直接影响和空间溢出效应, 增强了估计结果的精度。另一方面, 采用乡镇级层面数据能够更好地衡量各县内部和位于不同县的乡镇之间的差异和互动, 这也符合浙江省“一镇一品, 一县一业”的产业集群发展模式特征。

Durbin 模型违背了传统计量模型中解释变量严格外生和残差扰动项独立分布的假设,一般采用极大似然法(ML)进行估计(龙小宁等,2014<sup>28</sup>;潘文卿,2012)。因此,本文采用极大似然法对模型三和模型四进行估计。

表 2 县级数据估计结果

被解释变量: ln(农民人均纯收入)				
	FE 模型一	FE 模型二	ML 模型三	ML 模型四
ln(经济密度)	0.15*** (14.31)		0.12*** (5.75)	0.12*** (6.81)
ln(工业化率)	-0.08* (-1.90)		0.05 (1.26)	0.02 (0.62)
ln(资本劳动比)	0.36*** (40.00)		0.06*** (4.50)	0.06*** (4.98)
ln(人均农业总产值)	0.16*** (10.95)		0.03 (1.28)	0.03 (1.52)
ln(经济密度)×W			0.56*** (9.64)	0.73*** (4.30)
ln(工业化率)×W			0.01 (0.11)	-0.32* (-1.96)
ln(资本劳动比)×W			-0.09*** (-3.03)	0.34*** (2.86)
ln(人均农业总产值)×W			0.07 (1.06)	-0.31** (-2.28)
滞后一期 ln(经济密度)		0.14*** (14.73)		
滞后一期 ln(工业化率)		-0.09** (-2.41)		
滞后一期 ln(资本劳动比)		0.37*** (43.13)		
滞后一期 ln(人均农业总产值)		0.12*** (8.55)		
截距项	8.20*** (47.34)	8.03*** (48.80)	10.71*** (24.20)	8.61*** (7.11)
是否控制年份	否	否	否	是
观测数	1 424	1 355	1 424	1 424
拟合优度	0.91	0.91		

注: \*、\*\*和\*\*\* 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为  $t$  值。

从县级层面来看,模型一到模型四中经济密度和经济密度的经济距离加权计量估计结果高度一致,可见模型设定具有稳健性。

<sup>28</sup> 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民,“基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析”,《经济研究》,2014 年第 8 期,第 41—53 页。

## 2. 乡镇级数据分析

表3是进一步采用乡镇级数据估计的结果。模型五是不考虑空间溢出效应的回归模型，模型六是考虑空间溢出效应的Durbin空间面板回归模型。从乡镇级层面来看，经济密度和经济密度的经济距离加权计量结果与县级层面一致。

表3 乡镇级数据估计结果

被解释变量：ln(农民人均纯收入)		
	FE 模型五	ML 模型六
ln(经济密度)	0.26*** (22.04)	0.12*** (31.25)
ln(工业化率)	0.07*** (7.49)	0.03*** (6.63)
ln(资本劳动比)	0.40*** (8.99)	0.18*** (6.23)
ln(人均农业总产值)	0.03*** (3.40)	0.01* (1.84)
ln(经济密度)×W		0.26*** (12.20)
ln(工业化率)×W		-0.24*** (-13.62)
ln(资本劳动比)×W		1.66*** (4.38)
ln(人均农业总产值)×W		0.18*** (4.66)
截距项	8.93*** (167.56)	7.50*** (20.72)
观测数	3 023	3 002
拟合优度	0.28	

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。括号内为t值。

## 3. 内生性问题处理

本文关注的主要自变量——经济密度可能是内生的。如前所述，新经济地理理论指出，由循环累积因果效应所决定，经济密度令一个区域内工资更高，由此能够吸引更多的劳动力，从而进一步提升经济密度(Pierre-Philippe *et al.*, 2010)。虽然已有研究认为空间Durbin模型在处理由遗留变量问题导致的内生性问题上具有优势(田相辉和张秀生, 2013)，ML方法也可以一定程度上处理因变量的内生性问题(龙小宁等, 2014)，但是内生性问题更好的处理方式，还是寻找合适的工具变量和理想的自然实验。因此，为克服模型中自变量的内生性问题，本文采用系统广义矩法(system GMM)对县级面板数据模型进行估计。在GMM的工具变量选择上，有两种常见做法(陈良文等, 2008)：第一种是采用区域面积，因为区域面积会影响经济密度的大小，但面



积大小在逻辑上并不会影响农民收入;第二种是采用滞后变量,本文分别采用行政面积和滞后一期经济密度作为工具变量,由此得到模型七和模型八(参见表 4 第二、三列)。另外,在本文的长周期数据中,随着时间推移,基础设施的改善可能使交通时间发生很大变化,为此,本文用县级实际距离替代交通时间,再以滞后一期经济密度作为工具变量,进一步利用系统 GMM 进行稳健性检验,由此得到模型九(参见表 4 第四列)。模型八和模型九的估计结果与县级和乡镇级数据的估计结果均一致,可见估计结果具有稳健性。<sup>29</sup> 对于系统 GMM 的工具变量,主要进行了识别不足和过度识别两个方面的检验。LM 检验和 Hansen J 检验的结果表明,模型七、模型八和模型九中的工具变量均通过了有效性检验。

表 4 县级数据系统 GMM 模型估计结果

被解释变量: ln(农民人均纯收入)			
	GMM 模型七	GMM 模型八	GMM <sup>30</sup> 模型九
ln(经济密度)	0.16*** (11.22)	0.18*** (18.81)	0.18*** (18.87)
ln(工业化率)	0.21*** (6.08)	0.19*** (5.59)	0.18*** (5.09)
ln(资本劳动比)	0.07*** (4.87)	0.05*** (4.23)	0.05*** (4.01)
ln(人均农业总产值)	0.12*** (9.57)	0.10*** (10.07)	0.09*** (9.36)
ln(经济密度)×W	0.31*** (5.33)	0.22*** (4.23)	0.19*** (4.74)
ln(工业化率)×W	-0.45*** (-11.04)	-0.43*** (-11.20)	-0.42*** (-10.15)
ln(资本劳动比)×W	0.02 (0.54)	0.07** (2.15)	0.10*** (3.46)
ln(人均农业总产值)×W	0.07 (1.35)	0.15*** (3.01)	0.18*** (4.51)
截距项	8.16*** (20.37)	7.58*** (19.75)	7.26*** (25.65)
观测数	1 424	1 360	1 360
拟合优度	0.948	0.951	0.951
识别不足检验(LM 检验)	245.27***	335.68***	340.50***
通过过度识别检验(Hansen J 检验)	是	是	是

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号内为  $t$  值。

<sup>29</sup> 其中,系统 GMM 模型的第一阶段估计结果请见附表。

<sup>30</sup> 模型九采用实际距离替代交通时间。

#### (四) 直接影响与空间溢出效应测算及分析

本文选择模型四和模型六作为最终设定模型，分别代表了县级和乡镇级空间计量模型的估计结果。由估计结果可见，经济密度对农民纯收入除了有直接影响，的确也存在空间溢出效应。但是需要指出，空间 Durbin 模型的估计参数并不是直接影响和空间溢出效应的大小，需要通过偏微分方法进一步求解出效应数值 (Lesage and Pace, 2009; Elhorst, 2010)。为此，首先将空间 Durbin 模型改写成矩阵形式：

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha l_N + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \epsilon, \quad (5)$$

其中， $I$  是单位向量， $l_N$  是  $N \times 1$  的单位向量， $\epsilon$  是空间和时间上的特定效应。对于式 (5)，其中  $Y$  关于第 1 个至第  $N$  个区域的自变量  $X$  中第  $k$  个变量的偏微分矩阵是：

$$\left[ \frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = (I - \rho W)^{-1} [I\beta_K + W\theta_K]. \quad (6)$$

式 (6) 中，最右端矩阵的对角线元素均值捕捉了直接影响，每行或每列中非对角元素之和的均值则是间接影响，也称为“溢出效应”。第  $k$  个变量的变化对自变量的直接冲击是  $\beta_K$ ，相邻区域溢出效应的平均取值是  $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \theta_k / N(i \neq j)$ ，这个溢出效应是由自变量与距离矩阵相乘产生的。例如，本文的经济密度对农民收入的溢出效应实际上指其他区域经济密度通过经济距离加权而产生的对当地农民收入的冲击。LeSage and Pace (2009) 提出的直接影响和空间溢出效应的计算方法是：

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho w + \rho^2 w^2 + \rho^3 w^3 + \dots \quad (7)$$

通过预先设定式 (7) 右侧  $w$  和  $\rho$  的阶数，可以避免矩阵  $I - \rho W$  特别复杂的求逆过程，就很容易获得每次参数联合抽样的直接与间接效应取值 (丁志国等, 2011)。由此可以得到经济密度对农民收入的直接影响、空间溢出效应和总体效应 (如表 5)：

表 5 各自变量直接影响、溢出效应和总体效应计算结果

	直接影响	空间溢出效应	总体效应
ln(经济密度)	0.04 ***	0.27 **	0.30 ***
	(5.24)	(2.40)	(2.71)

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号内为  $t$  值。

表 5 的计算结果可见，经济集聚对农民收入有显著为正的直接影响，其他区域的经济集聚与经济距离共同作用，而对农民收入有显著为正的空间溢

出效应,产生的总体效应也是正向显著的。具体而言,当地经济密度每增大 1%,农民人均纯收入增长约 0.04%;如果其他区域经济密度增大 1%,当地农民人均纯收入增长约 0.27%。按照 2011 年浙江省平均数据来计算<sup>31</sup>,当地经济密度和其他地区经济密度分别带来约 44.65 元和 301.4 元的农民人均纯收入增长<sup>32</sup>。对比空间 Durbin 模型结果和模型一得出的经济密度弹性,可以验证前述结论,即,相比空间 Durbin 模型,没有考虑空间溢出效应的模型约 3.75 倍,高估了当地经济密度对农民收入的影响;而明显低估了经济密度对农民收入的总体效应,其仅为总体效应的 50%。可见,经济密度,特别是其他区域的经济密度对农民增收具有十分重要的作用,这与 Ciccone and Hall (1996)、范剑勇(2006)、陈良文等(2008)、张海峰和姚先国(2010)<sup>33</sup> 等的结论类似。农民收入的直接影响为负,但不具有显著性。系数为负的一个可能原因在于农民收入的直接影响,实际上应该解释为由空间相关的双向性所带来的累积效应,由于存在空间竞争,这种双向累积效应导致最终影响是负面的。农民收入的空间溢出效应为正向显著,与全域 Moran'I 指数为正的结论一致,即农民收入存在正向的空间自相关性。

浙江省资源禀赋并不丰裕,在国家投资和外商投资都较少的经济环境下,却实现了近二十年的经济快速发展,多位学者指出其奥秘就在于经济的集聚式发展,特别是走中小企业集群式发展的工业化发展道路(阮建青等,2010;张晓波和阮建青,2011)。这也充分说明了,在当今经济发展过程中,尽管资源禀赋等地理因素是干预发展所需要考虑的重要因素,但并不足以解释经济财富模式或预测未来的增长潜力。经济密度和经济距离综合作用带来了规模效应和对周边经济的空间溢出效应。当地和周边经济的快速稳定增长,推动了经济的进一步集聚,充分发挥了区域经济发展的循环累积因果特点(世界银行,2009)。

## 五、结论与启示

本文基于 1990—2011 年浙江省 69 个县和 2004—2006 年浙江省 1 215 个乡镇的面板数据,通过空间 Durbin 模型实证研究表明:当地的经济集聚显著

<sup>31</sup> 因为浙江整个区域地理面积几乎不会变化,所以用 GDP 增长率替代经济密度的增长率,数值为 16.7%,农民人均纯收入 6 977 元计算。

<sup>32</sup> 因为对于具体某县而言,空间溢出效应是其他 68 个县对其的总体影响,对其计量分析结果的解读是:如果这 68 个县整体而言的经济密度增长 1%,则所关注某县当地农民人均纯收入增长约 0.37%。因此,周边一个区域经济集聚的空间溢出效应并没有这么大,而从将整个区域的“蛋糕”做大的角度看,空间溢出效应能够达到直接影响的 3 倍,相关文献也从涟漪效应和规模效应两个角度进行了解释(高鸣和宋洪远,2014)。在勒沙杰和佩斯(2014)撰写的《空间计量经济学导论》第 14 页也对该问题进行了相应论述。

<sup>33</sup> 张海峰、姚先国,“经济集聚、外部性与企业劳动生产率——来自浙江省的证据”,《管理世界》,2010 年第 12 期,第 45—52 页。

影响农民收入，其他区域的经济集聚与经济距离共同作用，产生对农民收入的空间溢出效应。换言之，经济集聚对农民收入有显著正向的直接影响、空间溢出效应和总体效应。与空间 Durbin 模型相比，未考虑空间溢出效应的模型高估了当地经济集聚对农民收入的影响，而低估了经济集聚对农民收入的总体效应。

经济集聚对农民收入的增长有着实质性的直接影响。这给我们的政策启示是建立以经济集聚诱导的经济增长道路。虽然世界各国往往将地广人稀视为经济发展的有利条件，但是几乎所有发达国家都不同程度地呈现人口、经济的集聚，也正是通过这种集聚带来了经济的繁荣。从历史经验来看，违背市场规律而试图通过政策强制措施将人口从经济集聚度高或是被视为拥挤的区域转移出去，往往徒劳无功甚至付出惨痛代价。<sup>34</sup> 因此，自然形成的经济集聚既不需要以人为方式加以稀释，也不能寄希望于通过某种强制性的资源转移，而试图实现地区经济发展的均等化。经济集聚本身就可能成为进一步推动发展特别是周边地区发展的一种有利条件。为充分利用这一空间扩散上的优势影响，通过工业化发展提升地区经济密度是一种可行选择。为此，应从公共品建设、财税政策上支持产业集聚特别是集群式产业发展，充分发挥县域经济的活力。此外，地方政府也要尽量避免功利思想和短视行为，应从区域经济整体发展的互补与协调高度出发，合理引导自身产业布局，避免产业结构同化、特点同化、职能同化，进而培育和建立起具有区域特色的集群品牌，以其为“新发动机”促生和推动区域经济的联动发展。

另一个重要的启示在于，经济集聚对农民收入增长具有全域的空间溢出效应，因此，缩短经济距离、打破经济分割，将有助于从根本上经由连带辐射增长而实现经济发展和农民增收。为此，有必要进一步打破部分地方政府的“地方本位”思想和政治逻辑，从区域经济整体发展的互补性与协调作用出发，制定更加具有全局视野的发展政策。与此同时，经济距离的缩短，也为原处劣势区位的地区提供了加速发展的途径和契机。贫困地区往往因为基础设施落后和制度障碍而造成或在地理距离以外更加拉大了经济距离，因此，不仅要加大基础设施建设力度，更要着力消除不同区域间的市场壁垒、贸易壁垒，以及行政壁垒。此外，也要通过城镇化进程推动户籍制度改革，实现社会保障均等化和一体化；通过信息化给予贫困人口更多的就业机会，加强区域经济之间的互动，促进经济要素特别是劳动力、信息和资本的自由流动，建立一体化的商品市场和就业市场，从而营造各种资源和要素流动的更大循环。

<sup>34</sup> 例如，日本东京曾制订了“首都功能分散计划”，在其后的十年里，东京人口的确下降了，但是却面临“失去的十年”（陈钊和陆铭，2009），在这十年间，日本经济增长速度跌落到第二次世界大战以来的最低谷。

本文研究也有一些有待改进之处：第一，本文试图采用经济密度来衡量一个区域经济的集聚程度，实际上，浙江省区域经济的集聚现象主要体现在中小企业的产业集聚，如果能够更进一步从企业角度验证本文的结论，能够使本文结论更具说服力；第二，随着经济全球化的深化演进，经济集聚对农民增收和减贫的影响范围会不断扩大，国际性的经济集聚因素也可能对中国内陆地区乡村的农民收入产生影响。因此，后续研究如能在更大范围内考察其他省份甚至其他国家和地区经济集聚对本地农民收入增长的空间溢出效应，将会非常具有现实意义。

附表 模型七、八、九对应的系统 GMM 第一阶段估计结果

自变量	模型七 ln(经济密度)	模型八 ln(经济密度)	模型九 ln(经济密度)
工具变量			
行政面积	-0.0006*** (-33.28)		
滞后一期 (经济密度)		2.65*** (12.54)	2.39*** (11.94)
是否控制其他变量	是	是	是
F 检验	1107.70***	157.32***	142.61***
观测数	1424	1366	1366

注：\*、\*\*和\*\*\* 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为  $t$  值。

## 参 考 文 献

- [1] Anselin, L., and A. Getis, "Spatial Statistical Analysis and Geographic Information Systems", in *Perspectives on Spatial Data Analysis*, Springer, 2010, 35—47.
- [2] Ba, S., and X. Yang, *The Financial Perspective of the Great Transformation of Urbanization*. Xiamen: Xiamen University Press, 2013. (in Chinese)
- [3] Beer, C., and A. Riedl, "Modelling Spatial Externalities in Panel Data: The Spatial Durbin Model Revisited", *Papers in Regional Science*, 2012, 91(2), 299—318.
- [4] Carlino, G. A., and R. Voith, "Accounting for Differences in Aggregate State Productivity", *Regional Science and Urban Economics*, 1992, 22(4), 597—617.
- [5] Chen, L., K. Yang, T. Shen, and W. Wang, "The Density of Economic Agglomeration and Labor Productivity: A Micro-Empirical Study on Beijing", *China Economic Quarterly*, 2008, 8(1): 99—114. (in Chinese)
- [6] Chen, Z., and M. Lu, *Toward Balanced Growth with Economic Agglomeration*. Beijing: Peking University Press, 2009. (in Chinese)
- [7] Ciccone, A., "Agglomeration Effects in Europe", *European Economic Review*, 2002, 46(2), 213—227.
- [8] Ciccone, A., and R. E. Hall, "Productivity and the Density of Economic Activity", *The American Economic Review*, 1996, 86(1), 54—70.

- [9] Combes, P. P., "Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects", *National Bureau of Economic Research*, 2010, 15—66.
- [10] Corinne, A. B., and P. L. James, "Quantifying Knowledge Spillovers Using Spatial Econometric Models", *Journal of Regional Science*, 2011, 51(3), 471—496.
- [11] Dekle, R., and J. Eaton, "Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures", *Journal of Urban Economics*, 1999, 46(2), 200—214.
- [12] Ding, Z., X. Zhao, and J. Zhao, "Direct Effect and Spatial Spillover Effect: The impact of Industrialization on Income Gap in China", *The Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2011 (9):118—130. (in Chinese)
- [13] Duranton, G. and D. Puga, "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies", in Henderson, V. and J. F. Thisse(eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Elsevier, 2004, 2063—2117.
- [14] Easterly, W., *The Elusive Quest for Growth: Economists' Adventures and Misadventures in the Tropics*. Cambridge: MIT Press, 2001.
- [15] Elhorst, J. P., "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar", *Spatial Economic Analysis*, 2010, 5(1), 9—28.
- [16] Fan, J., "Industrial Agglomeration and Difference of Regional Labor Productivity", *Economic Research Journal*, 2006(11):72—81. (in Chinese)
- [17] Ferreira, F. H. G., P. G. Leite, and M. Ravallion, "Poverty Reduction Without Economic Growth?: Explaining Brazil's Poverty Dynamics, 1985—2004", *Journal of Development Economics*, 2010, 93(1), 20—36.
- [18] Fujita, M., and J. F. Thisse, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Globalization*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [19] Gao, M., and H. Song, "The Spatial Convergence and Character Difference of Crop Production Efficiency. Management World, 2014(7): 83—92. (in Chinese)
- [20] Henderson, J. V., "Efficiency of Resource Usage and City Size", *Journal of Urban Economics*, 1986, 19(1), 47—70.
- [21] Henderson, V., T. Lee, and Y. J. Lee, "Scale Externalities in Korea", *Journal of Urban Economics*, 2001, 49(3), 479—504.
- [22] Huang, Z., and Y. Zhu, "The Development and Enlightenment of Rural Industrialization in Zhejiang", *Researches in Chinese Economic History*, 2006(2):88—94. (in Chinese)
- [23] Jin, Y., Z. Chen, and M. Lu, "Industry Agglomeration in China: Economic Geography, New Economic Geography and Policy", *Economic Research Journal*, 2006(4):79—89. (in Chinese)
- [24] Kenneth, R., "Rural Non-farm Development: A Trade-theoretic View", *The Journal of International Trade and Economic Development*, 1998, 7(4), 425—437.
- [25] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), 483—499.
- [26] LeSage, J., and R. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- [27] Lin, G., Z. Long, and M. Wu, "A Spatial Analysis of Regional Economic Convergence in China: 1978—2002", *China Economic Quarterly*, 2005(S1):67—82. (in Chinese)

- [28] Long, X. , Y. Zhu, W. Cai, and S. Li, “An Empirical Analysis of Spatial Tax Competition among Chinese Counties Based on Spatial Econometric Models”, *Economic Research Journal*, 2014(8): 41—53. (in Chinese)
- [29] March, J. G. , *Primer on Decision Making: How Decisions Happen*. New York: Free Press, 1994.
- [30] Marshall, A. , *Principles of Economics*. London: Macmillan, 1920.
- [31] Martin, P. , and G. I. P. Ottaviano, “Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth”, *European Economic Review*, 1999, 43(2), 281—302.
- [32] Pan, W. , “Regional Linkage and the Spatial Spillover Effects on Regional Economic Growth in China”, *Economic Research Journal*, 2012(1):54—65. (in Chinese)
- [33] Pierre-Philippe, C. , D. Gilles, G. Laurent, and R. Sébastien, “Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects”, in National Bureau of Economic Research, Inc, 2010, 15—66.
- [34] Ravallion, M. , and S. Chen, “China’s (uneven) Progress against Poverty”, *Journal of Development Economics*, 2007, 82(1), 1—42.
- [35] Redding, S. , and A. J. Venables, “Economic Geography and International Inequality”, *Journal of International Economics*, 2004, 62(1), 53—82.
- [36] Ruan, J. , X. Zhang, and L. Wei, “Crisis and the Quality Upgrade of Manufacturing Industry Cluster”, *Management World*, 2010(2): 69—79. (in Chinese)
- [37] Richard, H. , M. John, and K. Victoria, “In Search of ‘W’”, *Spatial Economic Analysis*, 2011, 6(3), 249—270.
- [38] Rosenthal, S. S. , and W. C. Strange, “Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies”, in Henderson, V. and J. F. Thisse(eds. ), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Elsevier, 2004, 2119—2171.
- [39] The World Bank, *World Development Report 2009: Reshaping Economic Geography*. Beijing: Tsinghua University Press, 2009. (in Chinese)
- [40] Solow, R. M. , “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3), 312—320.
- [41] Squire, L. , “Fighting Poverty”, *The American Economic Review*, 1993, 83(2), 377—382.
- [42] Sveikauskas, L. A. , “The Productivity of Cities”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1975, 89(3), 393—413.
- [43] Tian, L. , H. H. Wang, and Y. Chen, “Spatial Externalities in China Regional Economic Growth”, *China Economic Review*, 2010, 21, Supplement 1(0), S20—S31.
- [44] Tian, X. , and X. Zhang, “The Identification Problem of Spatial Externalities”, *Statistical Research*, 2013(9): 94—100. (in Chinese)
- [45] Wei, L. , J. Wu, and H. Wang, “Industrialization, Urbanization and Agricultural Modernization”, *Social Science Front*, 2013(9):44—48. (in Chinese)
- [46] Wen, M. , “Relocation and Agglomeration of Chinese Industry”, *Journal of Development Economics*, 2004, 73(1), 329—347.



- [47] Wu, Y., "Economies Growth Agglomeration and Difference in Counties", *World Economic Papers*, 2007(2):37—57. (in Chinese)
- [48] Xu, W., "Spatial Distribution Characteristics and Causation Analysis of 'Massive Economy' in Zhejiang", *China Industrial Economy*, 2001(12): 55—60.
- [49] Ying, L. G., "Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective", *The Annals of Regional Science*, 2003, 37(4), 613—628.
- [50] Ying, L., and Y. Ning, "Spatial Data: Its Nature, Effects and Analysis", *Progress in Geography*, 2005(1):49—56. (in Chinese)
- [51] Zhang, H., and X. Yao, "Economies Agglomeration, Externality and the Labor Productivity of Enterprises", *Management World*, 2010(12): 45—52. (in Chinese)
- [52] Zhang, H., and J. Liang, "Progress in Industrial Agglomeration Research", *Progress in Geography*, 2007(2):14—24. (in Chinese)
- [53] Zhang, X., and J. Ruan, *The Evolution of Industrial Clusters in China*. Hang Zhou: Zhejiang University Press, 2011. (in Chinese)
- [54] Zhou, Q., "The Economy Density is More Important than the Population Density", *The Economic Observer*, 2012—03—19. (in Chinese)

## Economies Agglomeration, Economies Distance, and Farmer's Income Growth: A Study on Direct and Spillover Effects

JUNQIAN WU

(Southwestern University of Finance and Economics)

JIANQING RUAN\* GUANGTONG XU

(Zhejiang University)

**Abstract** This paper studies the direct and spillover effect of economic agglomeration on farmer's income with the spatial Durbin model. The results show that economic agglomeration has a significant positive direct effect on farmer's income. Economic agglomeration from other areas, together with the economic distance, has a significant positive spatial spillover

---

\* Corresponding Author: Jianqing Ruan, Room 1307 of Qizhen Hotel, Zijiangang Campus of Zhejiang University, Hangzhou, Zhejiang, 310058, China; Tel: 86-13806526752; E-mail: ruanjq@126.com

effect on farmers' income. The total effect of economic agglomeration is also positive and significant. Compared to the spatial Durbin model, the traditional model not considering the spatial spillover effect overestimates the direct effect of economic agglomeration on local farmers' income but underestimates the total effect.

**Key Words** economies agglomeration, farmer's income, spatial spillover effects

**JEL Classification** O11, R11, Q12