

科教支出、空间溢出与城市经济增长^{*}

沈立 倪鹏飞 王雨飞 刘笑男

[摘要] 本文利用 2003—2013 年全国 284 个地级及以上城市的统计数据,采用空间杜宾模型等空间计量经济学方法考察了科教支出对城市经济增长的空间溢出效应以及现代交通网络体系对其的影响,发现如下结论:第一,本地区科教支出不仅对本地经济增长具有促进作用,同时还具有空间溢出效应。第二,科教支出的空间溢出效应在不同阶段具有不同的表现形式。在 2003—2008 年间,本地区科教支出的增加会对邻近地区的经济增长产生积极的促进作用,而在 2009—2013 年间,本地区科教支出的增加则会对邻近地区的经济增长产生负向抑制作用。第三,科教支出的空间溢出效应会随着时空距离的增大而缩减,但随着现代交通体系的发展特别是高铁网络的发展,科教支出空间溢出效应的正向作用效果和与时空距离上的影响范围均有所扩大。最后,本文结合上述主要结论就如何促进中国城市经济高质量发展提出了相应的政策建议。

关键词: 科教支出 空间溢出 经济增长

JEL 分类号: O40 R11 R40

一、引言及文献综述

“我们必须把创新作为引领发展的第一动力,把人才作为支撑发展的第一资源,把创新摆在国家发展全局的核心位置”^①,这是习近平总书记在十八届五中全会上发出的号召,由此,作为五大发展理念之首的“创新”再次被提到新的高度。与此同时,随着中国经济进入新常态,过去的投资驱动模式已经难以为继,创新驱动模式成为必然选择。由于科教支出是地方政府培养人才和加强科技创新的重要杠杆,发挥着四两拨千斤的作用,因此,科教支出在促进城市经济增长的作用日趋重要。现有研究表明,对教育的直接投资能够显著提升整体教育水平,促进劳动生产率,增加资本积累,从而拉动经济可持续增长(Bloom et al.,2004),其中比较典型的案例就是美国,美国经济增长主要是通过不断提升信息技术和高等教育投资来实现的(Jorgenson et al.,2003)。而在发展中国家,教育在经济发展中的作用也同等重要,其对经济增长的积极作用得到大量实证分析的肯定(王士红,2017)。虽然不同层次的教育投资对经济增长的影响并不一致(Gemmell,1996),但是教育投资

^{*} 沈立,国家信息中心经济预测部,经济学博士;倪鹏飞,中国社会科学院财经战略研究院,研究员,博士生导师,经济学博士;王雨飞,北京邮电大学经济管理学院,讲师,管理学博士;刘笑男,中国社会科学院研究生院,博士研究生。本文得到国家自然科学基金面上项目“多中心群网化中国城市新体系的决定机制研究”(项目编号:71774170)的支持。本文初稿在“湾区时代城市经济与房地产市场发展前沿论坛”和“首届中国城市经济学者论坛”上汇报过,作者感谢与会者的有益评论,同时,也感谢匿名评审人的建设性意见,当然,文责自负。

^① 2015 年 10 月 29 日,习近平总书记在党的十八届五中全会第二次全体会议上的讲话。

对经济增长的积极作用则是毋庸置疑的。与此同时,财政科技支出对经济增长也发挥着十分重要的作用。就中国而言,虽然科技支出对经济增长的影响在不同地区并不一致(范柏乃等,2013),同一地区科技支出的长短期经济增长效应也不尽相同(凌江怀等,2012),但是科技支出对经济增长具有积极的拉动作用也是毋庸置疑的(范柏乃等,2013)。总体而言,经济增长已经越来越多地依赖于知识的积累和技术的进步即全要素生产率,而提高全要素生产率的重要途径之一就是政府财政对科技和教育的经费投入(郭玉清等,2006)。

虽然科教支出对经济增长的正面作用已经得到多数学者的认可,但是在科教支出的空间溢出效应研究方面仍显不足。尽管有部分学者已经对科教支出的空间溢出效应有所研究,同时也得出了科教支出存在空间溢出效应,但在不同地区空间溢出效应存在差异的初步结论(骆永民,2008;范柏乃等,2013;董亚娟和孙敬水,2010;顾佳峰,2007),但是这些研究主要集中在省域层面,同时对科教支出的空间溢出效应的具体机制研究不足。此外,随着现代交通体系的发展,高铁等现代交通工具对经济社会的发展产生了巨大的影响,但在现代交通体系对科教支出空间溢出效应的影响方面的研究明显不足。针对以上的不足,本文主要在三个方面有所创新:一是从城市层面出发重新检验了科教支出的空间溢出效应;二是详细阐述了科教支出空间溢出效应的具体发生机制,有助于理论和实证的分析;三是考虑了现代交通网络体系在科教支出空间溢出效应中的影响,有助于更加深入了解现代交通体系在经济转型升级中的作用。

二、科教支出的空间溢出机制及现代交通网络体系对其的影响

(一)科教支出影响经济增长的渠道及空间溢出机制

科教支出主要通过人力资本和知识技术两种渠道来影响经济增长。技术进步是经济增长的重要动力,如果不存在技术进步,经济将陷于停滞(孙超和谭伟,2004),技术知识的增长主要源于单独的研究开发活动(Romer,1990;Grossman and Helpman,1991;Aghion and Howitt,1992)。另一方面,人力资本也是地区经济增长的基本动力(Batabyal and Nijkamp,2013)。随着收入的增长,人力资本积累逐步替代实物资本积累,成为经济增长的主要引擎(Galor and Weil,2000)。传统的人力资本影响经济增长的机制主要有两种:一种是直接影响,即人力资本通过增加劳动力供给直接促进经济增长,并通过提升劳动者的受教育程度来优化生产过程,进而改善劳动生产效率(Romer,1990;Teixeira and Fortuna,2010);另一种是间接影响,即人力资本可通过技术创新这一中介,促进产业升级,间接拉动经济增长(Teixeira and Queirós,2016)。而科教支出作为人力资本投资的主要形式,对人力资本具有很大的促进作用(姚先国和张海峰,2008;刘华和鄢圣鹏,2004),同时,科教支出的增加也有助于扶持企业、大学和基础科研机构进行研发活动,增加知识存量,推动技术进步(郭玉清等,2006)。因此,政府可以通过加大财政科教支出来提高劳动者素质、生产能力和受教育水平,增加人力资本存量,促进知识技术创新。

本地科教支出除了对本地经济增长具有积极作用外,同时也会通过人力资本流动和知识技术迁移两个渠道对邻近地区的经济增长产生一定的影响,其主要表现为两个方面即正向空间溢出效应和负向空间溢出效应(见图1)。

本地科教支出的正向空间溢出效应。正向空间溢出效应主要通过人力资本的空间溢出和知识技术的迁移来实现,而知识技术迁移中有一部分是通过人力资本流动来实现。虽然人力资本溢出效应和知识技术迁移有一定的重叠,但是两者又有很大的区别。人力资本溢出效应是指人力资本投资或人力资本存量积累存在外部性,即投资收益不可能完全被投资地区获得,存在部分投资收益被邻近地区享有的现象。在经济区域对技术存在依赖性的前提下,人力资本存在空间溢出效应

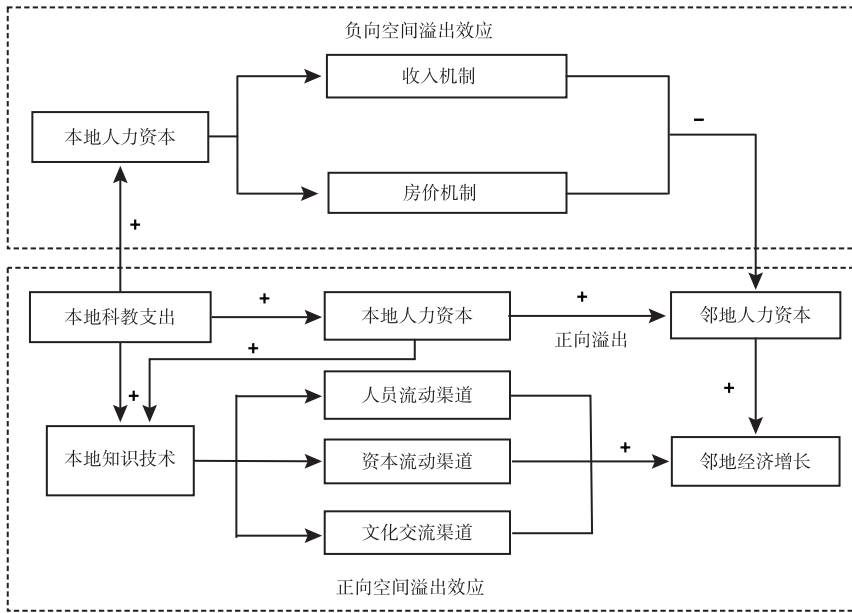


图1 空间溢出效应示意图

(高远东和陈讯, 2010), 并且相邻地区的人力资本水平的提高有助于促进本地区的经济增长 (López-Bazo et al., 2004; Rosenthal and Strange, 2008)。在我国, 各省区的人力资本空间分布也呈现出具有较高人力资本水平的地区之间的连续空间关联特征(肖志勇, 2010; 钱晓焯, 2010; 魏下海, 2010), 同时, 人力资本对生产率增长和技术进步具有正向空间溢出效应(魏下海, 2010)。因此, 本地科教支出的增加会通过本地人力资本积累间接提高邻近地区的人力资本积累, 最终促进邻近地区的经济增长。而知识技术迁移效应又可分为知识溢出和技术扩散。知识溢出实际上是由资本带来的“知识生产方程”, 发生机制主要是“干中学”, 即劳动力在生产过程中不断学习和掌握新的生产技能, 而生产技能所具有的外部性可以促进全社会生产率的进步。一般来说, 知识溢出主要来源于劳动力和一般资本的流动, 目前中国区域间经济互动主要来自知识溢出(张勋和乔坤元, 2016)。知识溢出的机制有以下四种: 基于知识人才流动的溢出机制、基于研发合作的技术溢出机制、基于企业家创业的技术溢出机制、基于贸易投资的技术溢出机制(赵勇和白永秀, 2009)。技术扩散主要是由技术的传播所带来的(Romer, 1986; Barro and Sala-i-Martin, 2004; Lesage and Fischer, 2012), 技术主要来源于研发, 研发成功后能形成前沿技术, 在专利保护期结束实现传播从而广泛提高社会生产率(张勋和乔坤元, 2016)。中国技术进步存在空间扩散效应(潘文卿等, 2017; 符森, 2009)。其中, 技术外溢的效果依赖于技术吸收能力(赖明勇等, 2005)。技术扩散的方式主要有人力资本流动形式、物质资本流动形式、文化交流传播形式(熊义杰, 2011)。

本地科教支出的负向空间溢出效应。由于人力资本受到空间异质性和经济发展条件因素的影响, 在地理空间上会形成集聚化发展(Wheeler, 2001; Glaeser and Matthew, 2010)。在中国, 人力资本也存在显著的空间集聚效应和空间溢出效应, 其中, 不同地区人力资本的空间集聚效应并不相同(陈得文和苗建军, 2012)。因此, 科教支出的增加也可能会产生负向空间溢出效应, 具体机制如下: 科教支出的增加可以提高当地的教育水平, 而当地较高的教育水平引起实际工资的提高, 诱使其他城市的工人迁入, 工人迁入带来的就业人口密度提高会促进当地人力资本的积累, 进而促进当地经济增长, 但同时也会降低邻近地区的人力资本积累, 影响其经济增长(赵勇和白永秀, 2009)。此外, 科教支出的增加也可以通过另一途径来产生负向空间溢出效应, 即财政科教支出的增加能够

提升当地人力资本存量,从而提高当地居民的人均收入进而增加居民的住房支付能力;同时,科教支出的增加能够大大缓解因稀缺公共品竞争导致的住房溢价,从而降低购房成本,总之,科教支出的增加有助于提升居民的住房支付能力(孙伟增等,2015),而居民住房支付能力的提升将有助于吸引人力资本的流入,同时也会降低邻近地区的人力资本积累,影响其经济增长。

综上所述,由于本城市的人力资本和知识技术不仅能够促进本城市的经济增长,同时也能影响邻近城市的经济增长,因此,以人力资本和知识技术为桥梁,科教支出存在空间溢出效应,但科教支出的空间溢出效应的方向则取决于正向空间溢出效应和负向空间溢出效应的大小。

(二)现代交通体系的进步对科教支出空间溢出效应的影响

现代交通网络体系的进步能大大缩短城市之间的时空距离,降低运输成本和时间成本,加深城市之间的联系,从而加强资本、技术、人力资本、信息等生产要素的跨区域流动,最终提高资源的配置效率,尤其是高铁等现代交通工具的发展将不同城市紧密连结起来,使得城市或城市群的边界不断外扩,有效打破了知识技术溢出和人力资本流动在空间上的藩篱,进一步推动了科技创新,对城市经济增长具有深远影响(王雨飞和倪鹏飞,2016)。知识技术溢出和人力资本的流动一般会受到时空距离的影响,城市之间的时空距离越接近,其互相之间的知识溢出和人力资本流动也就可能越频繁。因此,科教支出的空间溢出效应也应受到城市之间时空距离的影响,不同的时空距离对科教支出的空间溢出效应会产生不同的影响。伴随着现代交通网络的日益发达,城市之间的时空格局正在发生巨大的改变,特别是高铁网络的建设和开通更是极大地影响了地区间的时空格局,并对科教支出的空间溢出效应产生了积极的影响。

三、模型设定、变量选取及数据说明

(一)空间计量模型的设定

由于城市经济存在明显的空间关联性特征,而空间计量模型是研究空间溢出效应的有效工具,因此,本文采用空间计量模型来进行研究。目前,空间计量模型主要包括空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)和空间自相关模型(SAC)(Anselin,1988;Lesage and Pace,2009)。空间计量模型的选择不仅要考虑具体的设定形式,同时也要考虑自变量和因变量的理论关系。SAR模型和SEM模型是空间计量的经济学两大基础模型,SAR模型只考虑一个空间单元的因变量通过空间传导机制影响其他空间单元的因变量,而SEM模型则只考虑误差项的空间外溢性或相互作用(张可云和杨孟禹,2016)。但是本文所要研究的问题从理论上来说既存在因变量的空间外溢性又存在误差项的空间外溢性,而SDM模型恰好兼具SAR和SEM两个模型的特点,同时引入了因变量和自变量的空间滞后项,有利于解决建模过程中的遗漏变量问题和更为有效处理空间异质性与不确定性,并且SDM模型是唯一能够得到无偏估计的模型(Lesage and Pace,2009)。因此,本文采取SDM模型来进行研究。根据研究目的和理论框架,本文设定如下SDM模型:

$$\ln pgdp_{it} = \rho W \ln pgdp_{it} + \beta \ln kjtr_{it-1} + \theta W \ln kjtr_{it-1} + \gamma \ln \tilde{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $\ln pgdp_{it}$ 是*i*城市在*t*年份的人均国内生产总值(人均GDP)的对数值, W 为空间权重矩阵, $W \ln pgdp_{it}$ 是被解释变量 $\ln pgdp_{it}$ 的空间滞后项, ρ 为空间自相关回归系数,度量相邻城市人均GDP对本城市人均GDP的影响, $\ln kjtr_{it-1}$ 是*i*城市在*t-1*年份的科教支出的对数值, $W \ln kjtr_{it-1}$ 是解释变量 $\ln kjtr_{it-1}$ 的空间滞后项, $\ln \tilde{X}_{it}$ 表示控制变量的集合, ε_{it} 表示随机扰动项。基于可能存在的内生性问题,本文采用空间面板极大似然法对相关模型进行估计,同时,综合Hausman检验结果,本文采用固定效应模型。

空间杜宾模型能够测算由空间相互依赖而产生的直接效应和间接效应(空间溢出效应)。由

于空间杜宾模型引入了空间自相关项,解释变量对被解释变量的影响就不能只看相应解释变量的系数,而应该综合考虑空间自相关项的估计结果(Lesage and Pace, 2009)。接下来,本文根据Lesage and Pace(2009)的方法对本文采用的SDM模型的估计系数进行合理解释。

首先将(1)改写成如下形式:

$$\ln pgdp_{it} = (1 - \rho W)^{-1} (\beta \ln kjtr_{it-1} + \theta W \ln kjtr_{it-1} + \gamma \ln \bar{X}_{it}) + (1 - \rho W)^{-1} (v_i + v_t + \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

对于从城市1到城市n的解释变量 $\ln kjtr$,其对应的被解释变量 $\ln pgdp$ 的期望值的偏导数矩阵可以写成如下形式:

$$\begin{aligned} \left[\frac{\partial E(\ln pgdp)}{\partial \ln kjtr_1} \dots \frac{\partial E(\ln pgdp)}{\partial \ln kjtr_n} \right] &= \begin{bmatrix} \frac{\partial E(\ln pgdp_1)}{\partial \ln kjtr_1} & \dots & \frac{\partial E(\ln pgdp_1)}{\partial \ln kjtr_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(\ln pgdp_n)}{\partial \ln kjtr_1} & \dots & \frac{\partial E(\ln pgdp_n)}{\partial \ln kjtr_n} \end{bmatrix} \\ &= (1 - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta & w_{12}\theta & \dots & w_{1n}\theta \\ w_{21}\theta & \beta & \dots & w_{2n}\theta \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\theta & w_{n2}\theta & \dots & \beta \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3)$$

由(3)式可知,偏导数矩阵中对角线的元素表示直接效应,非对角线上的元素则表示间接效应,并且不同个体的直接效应和间接效应各不相同。针对直接效应和间接效应各不相同的问题,Lesage and Pace(2009)使用平均指标法来进行简化计算,即直接效应用(3)式右边矩阵对角元素的均值来表示,表示一个城市特定解释变量对该城市自身被解释变量的平均影响,而间接效应则用该矩阵非对角元素的行和或列和的平均值来表示,表示一个城市特定解释变量的变化对其他城市被解释变量的平均影响。另外,检验一个城市内部溢出效应是否存在应该使用直接效应来判定,检验空间溢出效应的存在则应该使用间接效应而非空间自相关系数 ρ 或自身空间滞后项系数 θ (Lesage and Pace, 2009)。

(二)空间权重矩阵的构建

空间计量经济学的研究重点在于对空间数据的处理,而对空间数据的处理必然涉及到对区域之间空间距离的度量,因此,空间权重矩阵就成为空间计量分析的重中之重。目前,最为常用的空间权重矩阵主要有邻接标准和距离标准,其中,邻接权重矩阵虽然操作比较简单,但是其认为地理空间上不邻接的地区或城市间不存在相互关联,这与现实世界差距较大,因此本文没有采用邻接权重矩阵而是选用距离权重矩阵。

距离权重矩阵的主要表现形式是地理距离,即城市间的地理距离越近,相互之间的相关性就越强,随着地理距离的扩大,其相关性会逐步减弱。地理距离权重矩阵 w 中的元素须满足以下条件:当 $i \neq j$ 时, $w_{ij} = 1/d_{ij}$;当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$ 。其中, d_{ij} 为城市之间的地理距离,地理距离越大,其相关性就越小。本文使用的地理距离数据是根据国家基础地理信息系统数据库获得的经纬度数据计算而得的城市间直线距离。

距离权重矩阵的另一种表现形式是时间距离。在交通设施日益发达的今天,城市之间的时间距离已经大大缩短,尤其是随着高铁网络的普及,如果仍然使用地理距离权重来衡量城市之间的空间溢出效应,将脱离经济社会发展的实际情况。因此,本文在距离权重的框架下引入时间距离权重,即城市之间的时间距离越近,其相关性就越强,并且随着时间距离的增大,其相关性也随之减弱。时间距离权重的构建方法与地理权重矩阵类似,区别只在于 d_{ij} 不再表示地理距离而是 i 城市与 j 城市之间的时间距离。

本文借鉴王雨飞和倪鹏飞(2016)的做法,使用284个地级及以上城市两两之间的最短时间距离来表示时间距离。由于全国城市之间的交通联系多种多样,而且不同交通方式之间存在多种衔接方式,这就为两两城市之间时间距离的计算带来诸多困难,因此,本文只能近似计算出行时间。具体计算方式如下:①根据普通公路、高速公路、铁路这三种交通方式,查找任意两个城市之间以上述交通方式衡量的地理距离^①;②根据普通公路、高速公路、普通铁路、高速铁路四种交通方式,分别计算任意两个城市之间以上述四种交通方式衡量的时间距离;③对于不通铁路的城市,其普通铁路或高速铁路的时间距离则按照如下方式计算:先计算出该城市到最近铁路站或高铁站的公路距离或高速公路距离,再将其加到最近铁路站或高铁站所在城市经普通铁路或高速铁路与其他城市的时间距离中,最后综合计算出经高速铁路的时间距离;④计算任意两个城市之间经普通公路、高速公路、普通铁路或高速铁路的最短时间距离。至于本文所使用的各种交通里程数据,主要来源于国家基础道路里程数据和铁路里程数据。另外,按照国务院2013年颁布的《铁路安全管理条例》,高速铁路主要是指设计时速250公里以上,并且初期运营时速在200公里以上的客运专线铁路。在现实中,时速在200公里以上的客运专线铁路主要有三类即动车、高铁和城际铁路。一般而言,动车组的时速为200公里级别,高铁和城际铁路则是300公里级别。因此,我们按照高铁和城际铁路时速为300公里,动车时速为200公里来进行相关计算。再根据2014年公布的《公路工程技术标准》,我们按照高速公路时速为100公里,普通道路的时速为60公里来进行相关计算。此外,为了计算方便,结合国家现有普通铁路的实际运行时速,我们将普通铁路的运行时速设定为140公里来进行相关计算。

(三)变量选取

1. 被解释变量:城市经济发展水平($\ln pgdp$)。本文借鉴王雨飞和倪鹏飞(2016)的做法,选择经价格指数处理后的实际人均GDP的对数值作为被解释变量来表示各城市的经济发展水平。

2. 核心解释变量:科教支出($\ln kjtr_1$)。本文借鉴骆永民(2008)的做法,同时考虑到财政科教支出对城市经济增长产生作用具有一定的滞后期,因此,我们选择各城市经价格指数处理后的滞后一期人均财政科技教育支出的对数值作为核心解释变量。

3. 其他控制变量。根据现有文献,本文还添加了如下控制变量以减轻遗漏变量可能带来的内生性偏误:①外资利用程度($\ln pfdi$),用经过价格指数处理后的人均实际使用外商直接投资来测度;②基础设施水平($\ln proad$),用城市人均公路里程来衡量;③政府支出规模(gov),用扣除科教支出后的地方政府财政支出占当地GDP比重来衡量;④固定资产投资($\ln pfai$),利用各省的固定资产投资价格指数对省内城市的固定资产投资总额进行调整,并用计算得到的人均实际固定资产投资额来表示;⑤产业密度($\ln empden$),用二、三产业从业人员密度(即二、三产业从业人员数除以地域面积)来衡量;⑥土地资源($\ln rjyd$),用人均国有建设用地出让面积来衡量;⑦房价($\ln buil_price$),采用地级市商品房平均销售价格来衡量,地级市商品房平均销售价格由商品房销售额除以商品房销售面积得到。

(四)数据说明

本文使用2003-2013年地级及以上城市的面板数据^②,数据主要来源于历年《中国城市统计年

① 由于航空运输方式的时速与其他交通方式的时速存在巨大差距,如果将航空运输方式纳入进来,可能会掩盖高速铁路的影响,再加上航空运输方式的数据也不易得,因此,我们在计算最短时间距离时没有将航空运输时间纳入进来,另外,我们将高铁里程近似普通铁路里程。

② 由于国家统计局在《中国区域经济统计年鉴2014》之后已不再更新该年鉴,而本文使用的部分数据如商品房价格等主要来自《中国区域经济统计年鉴》,无其他采用相同统计口径的替代来源,另一方面,国家统计局从2003年开始才公布财政科技支出和教育支出的数据,因此,本文将样本区间选为2003-2013年,这一选择应该不会影响本文的研究结论。

鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国国土资源统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》。本文对相关数据做了如下处理：首先，本文所采用的城市样本剔除了数据缺失值较多的铜仁、毕节、普洱、拉萨等城市，最终以 284 个城市作为本文的研究样本；其次，对于少数城市存在部分数据缺失的问题，本文通过查阅相应城市对应年份的《国民经济与社会发展统计公报》尽量补齐，个别数据实在无法获得的则采用线性插值法逐一补齐；再次，对于用外币标价的数据则用历年的年平均汇率进行换算，该数据主要来自历年《中国统计年鉴》；最后，在将名义变量转换为实际变量的过程中，由于缺乏城市层面的价格指数数据，因此本文使用相应的省级数据进行替代，该数据来自历年《中国统计年鉴》。

四、实证结果与分析

（一）空间相关性检验

就地理空间而言，任何事物之间都存在联系，但邻近事物之间的联系要比较远事物之间的联系更加紧密（Tobler, 1970）。由此，我们在考虑一个地区的经济增长时也必须考虑到不同城市之间的关联性。探索性空间数据分析（ESDA）可以通过测算不同空间单元观测值的全域和局域 Moran's I 指数来揭示空间关联特征。其中，全域 Moran's I 指数的计算公式如下：

$$\text{Moran's I} = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \quad (4)$$

其中， $S^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2$ ， $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$ 。 x_i 表示第 i 个空间单元的观测值， N 为空间单元个数， w_{ij} 为 $N \times N$ 非负空间权重矩阵 W 的元素，用来表示第 i 个空间单元和第 j 个空间单元之间的邻近关系。Moran's I 指数大小介于 -1 和 1 之间，指数大于 0，表示存在空间正自相关，小于 0 表示存在负空间自相关，等于 0 表示不存在空间自相关，并且绝对值越大，空间相关程度越高，反之则越小。

表 1 中国各城市实际人均 GDP 的全局 Moran'I 指数

年份	Moran's I	
	地理距离权重矩阵	时间距离权重矩阵 I
2003	0.118***	0.104***
2004	0.114***	0.101***
2005	0.098***	0.087***
2006	0.105***	0.093***
2007	0.107***	0.094***
2008	0.107***	0.094***
2009	0.106***	0.094***
2010	0.106***	0.094***
2011	0.103***	0.090***
2012	0.099***	0.088***
2013	0.098***	0.086***

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过统计检验，括号中为 t 统计值。

本文研究的空间单元为中国大陆 284 个地级及以上城市,以城市人均实际 GDP 作为观测值。本文分别运用地理距离权重矩阵和只含公路、高速公路和普通铁路的时间距离权重矩阵(即时间距离权重矩阵 I)计算中国各城市人均实际 GDP 的全局 Moran'I 指数。从表 1 和图 2 中可以看出,不同权重矩阵下的全局 Moran'I 指数都通过了显著性检验,表明中国城市人均实际 GDP 具有非常显著的空间自相关性。进一步比较各个年份的 Moran'I 指数后可以发现,无论是采用地理距离权重矩阵还是时间距离权重矩阵 I,人均实际 GDP 的自相关性在时间维度上的走势高度一致,都呈现总体缓慢下降的变动规律。其中,在 2005 年,两种权重矩阵下的 Moran'I 指数均呈现快速下降的趋势,之后有所回升,但很快又呈现缓慢下降趋势,这说明总体上中国各城市人均实际 GDP 的空间自相关性是逐渐下降的,空间集聚性特征相应减弱,总的来说,从 2003-2013 年,经济发展水平相似的城市在空间上集中分布的形态总体变化并不是很大。

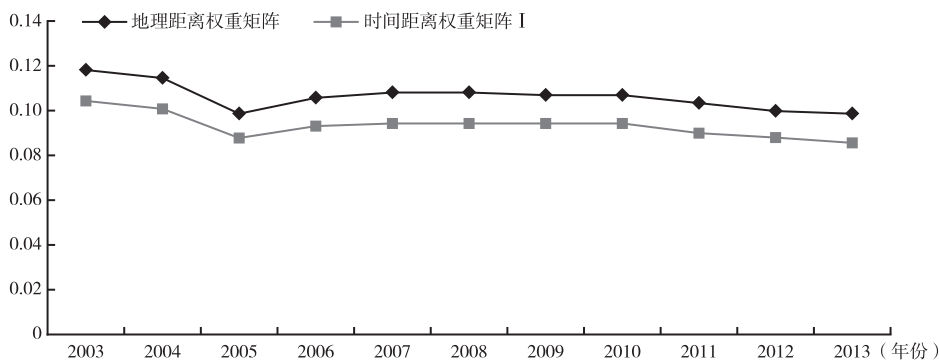


图 2 中国各城市实际人均 GDP 的空间关联性变动

(二) 基准回归

本文首先考察 2003-2013 年地方财政科教支出的空间溢出效应以及现代交通体系对其的影响。因此,我们主要设置了两个空间权重矩阵:一是地理距离权重矩阵;二是只含公路、高速公路和普通铁路的时间距离权重矩阵(即时间距离权重矩阵 I)。利用上述两个权重矩阵,我们首先对静态空间杜宾模型进行了估计,得到结果(1)和(2),同时为了检验结果的稳健性,我们又对动态空间杜宾模型进行了估计,得到结果(3)和(4)(见表 2)。根据表 2 的估计结果,我们得出如下结论:首先,从 R^2 和 Sigma^2 统计量来看,模型总体具有较好的拟合度,说明本文模型能够较好反映中国城市经济增长的情况及其各因素之间关系。其次,在使用静态空间杜宾模型的前提下,并控制了一系列影响人均实际 GDP 的因素后,科教支出(lnkjtr_1)的估计系数均为正,并通过了 1% 的显著性检验,但科教支出的空间滞后项系数则并不显著,这初步说明科教支出对本地的经济增长具有积极的促进作用,但对邻近地区的空间溢出效应并不明显。进一步地,根据 Lesage and Pace(2009)的观点,科教支出对人均实际 GDP 的城市内溢出效应和城市间溢出效应应分别用直接效应和间接效应来刻画,因此,我们再进一步观察科教支出的直接效应和间接效应,可以发现,其直接效应均显著为正,并通过 1% 的显著性检验,这进一步证明本地科教支出对本地经济增长具有积极的促进作用,与此同时,科教支出的间接效应并不显著,这说明就全域空间而言,科教支出并没有表现出明显的空间溢出效应。为了进一步检验上述结果的稳健性,并且考虑到经济增长是一个动态发展过程,当前的经济增长不仅取决于现时因素,同时也取决于前期因素,因此,我们又使用动态空间杜宾模型来检验科教支出对城市经济增长的影响效应。另外,与静态空间杜宾模型相比,动态空间杜宾模型能够在考虑经济增长的动态效应和空间溢出效应的基础上,有效避免“鸡蛋相生”的内生性问题

表2 全样本回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
估计模型	静态空间杜宾模型		动态空间杜宾模型	
空间权重选择	地理距离权重矩阵	时间距离权重矩阵 I	地理距离权重矩阵	时间距离权重矩阵 I
时间跨度	2003-2013	2003-2013	2003-2013	2003-2013
W * lnpgdp	0.697 *** (15.64)	0.685 *** (14.87)	0.078 (0.97)	0.060 (0.67)
L. Wlnpgdp			-0.089 (-0.61)	-0.111 (-0.74)
lnkjtr_1	0.083 *** (3.06)	0.083 *** (3.06)	0.328 *** (8.45)	0.326 *** (8.25)
W * lnkjtr_1	-0.043 (-1.13)	-0.037 (-0.97)	-0.035 (-0.23)	0.016 (0.10)
lnpfai	0.191 *** (9.19)	0.191 *** (9.16)	0.382 *** (13.31)	0.383 *** (13.30)
lnempden	0.024 (0.87)	0.024 (0.86)	0.084 *** (3.63)	0.084 *** (3.65)
lnpfdi	0.011 *** (2.67)	0.010 *** (2.61)	0.024 *** (3.43)	0.025 *** (3.48)
lnproad	0.032 ** (2.49)	0.032 ** (2.49)	-0.191 *** (-7.01)	-0.191 *** (-7.00)
gov	-0.338 *** (-6.99)	-0.339 *** (-6.99)	-0.660 *** (-14.06)	-0.661 *** (-14.20)
lnrjyd	0.013 ** (2.52)	0.014 ** (2.58)	0.026 * (1.73)	0.026 * (1.76)
lnbuil_price	0.052 *** (2.62)	0.054 *** (2.72)	0.127 *** (3.28)	0.126 *** (3.32)
直接效应	0.082 *** (3.11)	0.082 *** (3.11)	0.327 *** (8.74)	0.325 *** (8.52)
间接效应	0.048 (0.60)	0.062 (0.79)	-0.036 (-0.24)	0.001 (0.01)
固定效应	YES	YES	YES	YES
时间控制	NO	NO	YES	YES
地区控制	YES	YES	NO	NO
sigma2	0.007 *** (9.07)	0.007 *** (9.09)	0.047 *** (12.31)	0.047 *** (12.35)
R ²	0.776	0.774	0.791	0.751
N	2840	2840	2556	2556

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过统计检验，括号中为 t 统计值。

(Elhorst, 2014), 从而使得模型的估计结果更加准确可靠。从估计结果(3)和(4)中可以发现, 在控制了一系列影响人均实际 GDP 的因素后, 科教支出的估计系数均显著为正, 并要大于静态空间杜宾模型所得到的估计结果, 但科教支出的空间滞后项系数则并不显著, 这初步说明科教支出对本地经济增长具有积极促进作用, 但空间溢出效应并不明显这一结论是比较稳健的, 再进一步观察科教支出的直接效应和间接效应, 其直接效应均显著为正, 并通过了 1% 的显著性检验, 但间接效应并不显著, 这进一步证明上述结论的稳健性。

考虑到科教支出的空间溢出效应之所以不明显可能是受限于空间范围, 因此, 本文基于静态空间杜宾模型从空间维度和时间维度出发分别设定相应门槛值进行回归, 在空间维度上, 设定每隔 400 公里进行一次回归, 在时间维度上, 则设定每隔 3 小时进行一次回归, 另外, 对于每一距离阈值以内的城市还分别使用时间距离权重矩阵 I 进行相应回归, 从而得到表 3、表 4 和表 5。表 3 报告了采用地理距离空间权重矩阵所得到的不同距离阈值下科教支出的直接效应和间接效应, 从中可以看出, 在 0-400 公里和 0-800 公里这两个阈值范围内, 科教支出的间接效应在 1% 的显著性水平上显著为正, 其估计系数分别为 0.188 和 0.147, 超出 800 公里后, 科教支出的间接效应就不再显著, 这说明科教支出的空间溢出效应的影响范围为 800 公里, 并且随着地理距离的增大, 科教支出的空间溢出效应会有所减弱。表 4 报告了采用时间距离权重矩阵 I 所得到的不同距离阈值下科教支出的直接效应和间接效应, 从中可以发现, 在 0-400 公里和 0-800 公里这两个阈值范围内, 科教支出的间接效应在 1% 的显著性水平上显著为正, 其估计系数为 0.192 和 0.152, 均要大于采用地理距离空间权重下的相应结果, 而在 0-1200 公里内, 科教支出的间接效应在 10% 的显著性水平上显著为正, 其估计系数为 0.117, 超出 1200 公里以外, 科教支出的间接效应就不再显著, 这说明随着现代交通体系的发展, 地区之间的时空距离进一步缩短, 从而使得科教支出的空间溢出效应的影响范围进一步扩大到 1200 公里, 并且在相同距离范围内, 科教支出的空间溢出效应也有所增强。表 5 则报告了采用时间距离权重矩阵 I 所得到的不同时间阈值下科教支出的直接效应和间接效应,

表 3 2003-2013 年不同距离阈值下采用地理距离权重得到的科教支出直接效应和间接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
距离阈值	0-400 公里	0-800 公里	0-1200 公里	0-1600 公里	0-2000 公里	0-2400 公里	0-2800 公里	0-3200 公里
直接效应	0.079 *** (3.39)	0.085 *** (3.22)	0.082 *** (3.16)	0.083 *** (3.10)	0.083 *** (3.12)	0.084 *** (3.10)	0.084 *** (3.11)	0.083 *** (3.10)
间接效应	0.188 *** (4.14)	0.147 *** (2.63)	0.109 (1.53)	0.063 (0.70)	0.032 (0.34)	0.028 (0.31)	0.036 (0.41)	0.043 (0.51)

注: ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过统计检验, 括号中为 t 统计值。

表 4 2003-2013 年不同距离阈值下采用时间距离权重矩阵 I 得到的科教支出直接效应和间接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
距离阈值	0-400 公里	0-800 公里	0-1200 公里	0-1600 公里	0-2000 公里	0-2400 公里	0-2800 公里	0-3200 公里
直接效应	0.079 *** (3.40)	0.085 *** (3.24)	0.082 *** (3.18)	0.083 *** (3.12)	0.083 *** (3.13)	0.084 *** (3.11)	0.084 *** (3.12)	0.083 *** (3.11)
间接效应	0.192 *** (4.27)	0.152 *** (2.79)	0.117 * (1.73)	0.075 (0.88)	0.048 (0.54)	0.043 (0.48)	0.049 (0.58)	0.056 (0.69)

注: ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过统计检验, 括号中为 t 统计值。

表 5 2003–2013 年不同时间阈值下采用时间距离权重矩阵 I 得到的科教支出直接效应和间接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
时间阈值	0–3 小时	0–6 小时	0–9 小时	0–12 小时	0–15 小时	0–18 小时	0–21 小时	0–24 小时
直接效应	0.083 *** (3.69)	0.082 *** (3.23)	0.082 *** (3.19)	0.084 *** (3.15)	0.081 *** (3.11)	0.082 *** (3.11)	0.085 *** (3.11)	0.084 *** (3.12)
间接效应	0.197 *** (4.90)	0.171 *** (3.45)	0.141 ** (2.35)	0.103 (1.37)	0.079 (0.99)	0.056 (0.66)	0.044 (0.51)	0.048 (0.57)

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上通过统计检验，括号中为 t 统计值。

从中可以发现，在 0–3 小时和 0–6 小时这两个时间阈值范围内，科教支出的间接效应在 1% 的显著性水平上显著为正，其估计系数分别为 0.197 和 0.171，而在 0–9 小时内，科教支出的间接效应在 5% 的显著性水平上显著为正，其估计系数为 0.141，超出 9 小时后，科教支出的间接效应就不再显著，这说明科教支出的空间溢出效应的影响范围为 9 小时，并且随着时间距离的增大，科教支出的空间溢出效应会逐步减弱。综上所述，我们可以得出如下结论：科教支出的空间溢出效应会随着时空距离的增大而缩减，在不考虑现代交通体系的情况下，科教支出的空间溢出效应在地理距离上的影响范围是 0–800 公里，但在考虑现代交通体系的情况下，科教支出空间溢出效应的作用效果和与时空距离上的影响范围均有所扩大，在地理距离上的影响范围增加到 1200 公里，对应地，在时间距离上的影响范围则为 9 小时。

(三)分样本回归

由于中国高铁系统主要从 2008 年开始建立并逐步完善，同时，考虑到 2008 年全球金融危机对中国经济也产生了极其重要的影响，因此，我们以 2008 年为界，将样本分为 2003–2008 年和 2009–2013 年两个分样本，并且设置了三个空间权重矩阵：一是地理距离权重矩阵；二是只含公路、高速公路和普通铁路的时间距离权重矩阵（即时间距离权重矩阵 I）；三是包含公路、高速公路、普通铁路、高速铁路的时间距离权重矩阵（即时间距离权重矩阵 II）。在此基础上，我们进行了如下估计。首先，我们分别引入不同的时间距离权重矩阵来考察科教支出对城市经济增长的影响效应。2003–2008 年是中国大规模实施高铁建设的前 6 年^①，本文用时间距离权重矩阵 I 作为权重矩阵来进行估计，得出估计结果(5)，而 2009–2013 年则是各地高铁陆续开通运营的 5 年，本文用时间距离权重矩阵 II 作为权重矩阵进行估计，得出估计结果(3)。其次，本文又用地理距离权重矩阵、时间距离权重矩阵 I 分别对 2009–2013 年间的面板数据进行了估计，得出结果(1)和(2)。最后，为便于比较，本文还给出了 2003–2008 年的基于地理距离权重矩阵的估计结果(4)。

表 6 报告了分时间样本的估计结果。首先，就 2009–2013 年的分样本而言，在控制了一系列影响人均实际 GDP 的因素后，科教支出的估计系数均为正，并通过了 1% 的显著性检验，但科教支出的空间滞后项系数则均为负值，也通过了 1% 的显著性检验，这初步说明 2009–2013 年间，科教支出对本地的经济增长具有积极的促进作用，但对邻近地区的空间溢出效应则是负向的。再进一步观察科教支出的直接效应和间接效应，可以发现，其直接效应均显著为正，并通过 1% 的显著性检验，与此同时，科教支出的间接效应则为负值，并通过了 10% 的显著性检验，这进一步证明

^① 中国第一条高速铁路京津城际于 2008 年全线开通，时速为 350 公里，之后各地高铁陆续建成开通，因此，本文将 2008 年作为节点来进行分段并使用不同的时间距离权重矩阵。

2009-2013年间,本地科教支出对本地经济增长具有积极的促进作用,而本地区科教支出的增加则会对邻近地区的经济增长产生负向作用。其次,就2003-2008年的分样本而言,在控制了一系列影响人均实际GDP的因素后,可以发现,科教支出的估计系数并不显著,但科教支出的空间滞后项系数则均为正值,并通过了1%的显著性检验,这初步说明2003-2008年间,科教支出对本地经济增长的促进作用并不明显,但对邻近地区的空间溢出效应则是正向的。再进一步观察科教支出的直接效应和间接效应,可以发现,其直接效应也并不显著,与此同时,其间接效应则显著为正,并通过了1%的显著性检验,这进一步证明了2003-2008年间,本地科教支出对本地经济增长并未表现出积极的促进作用,但是对邻近地区的经济增长则会产生积极促进作用。但是事实上,当我们仔细考察不同阈值范围内科教支出的直接效应(见表7),就可以发现,除了个别阈值范围内,科教支出的直接效应不太显著外,在大多数情况下,科教支出的直接效应均显著为正。综上所述,我们可以得出如下结论:一般来说,本地区科教支出对本地经济增长具有促进作用,但就科教支出的空间溢出效应而言,在2003-2008年间,本地区科教支出的增加会对邻近地区的经济增长产生积极的促进作用,而在2009-2013年间,本地区科教支出的增加则会对邻近地区的经济增长产生抑制作用。

科教支出的空间溢出效应在2003-2008年呈现出正向效应,而在2009-2013年呈现出负向效应,主要由发展阶段不同所致。由于科教支出的空间溢出效应既存在正向空间溢出效应,同时又存在负向空间溢出效应,两种效应的加总最后形成总的空间溢出效应。在2008年之前,科教资源在经济增长中的重要性相对有限,科教支出的负向空间溢出效应相对较弱,与此同时,本地科教支出增加所形成的知识、技术和人力资本拥有较强的向邻近地区扩散的冲动,科教支出的正向空间溢出效应相对较强,从而导致科教支出具有明显的正向空间溢出效应,即本地科教支出的增加有利于促进邻近地区的经济增长;而在2008年之后,科教资源对经济发展和收入提升的推动作用明显增强,科教资源丰富的地区往往具有更大的吸引力,从而使得科教支出的负向空间溢出效应明显增强,相对来说,科教支出的正向空间溢出效应则有所减弱,最终使得科教支出具有明显的负向空间溢出效应。

为了进一步探究2008年之后科教支出的空间溢出效应,本文从空间维度出发分别设定相应阈值进行回归,在空间维度上,设定每隔400公里进行一次回归,对于每一距离阈值以内的城市还分别使用时间距离权重矩阵I和时间距离权重矩阵II进行相应回归,从而得到表8和表9。表8报告了2009-2013年采用时间距离权重矩阵I所得到的不同距离阈值下科教支出的直接效应和间接效应,在0-1200公里以内,科教支出的间接效应均不显著,超出1200公里以后,科教支出的间接效应开始显著为负,并通过10%的显著性检验,其绝对值随着地理距离的增加而增大,这说明科教支出的负向空间溢出效应会随着空间距离的增大而增大,但对于较近地区的负向空间溢出效应并不明显。表9报告了2009-2013年采用时间距离权重矩阵II所得到的不同距离阈值下科教支出的直接效应和间接效应,同样,在0-1200公里以内,科教支出的间接效应均不显著,超出1200公里以后,科教支出的间接效应开始显著为负,并通过10%的显著性检验,其绝对值随着地理距离的增加而增大,这进一步说明科教支出的负向空间溢出效应会随着空间距离的增加而增大,并且对于较近地区的负向空间溢出效应并不明显。此外,我们再对比同一阈值范围内采用不同权重矩阵的结果,可以发现,采用时间距离权重矩阵II得到的科教支出间接效应的绝对值均要小于采用时间距离权重矩阵I得到的科教支出间接效应的绝对值,这说明高铁网络的开通有助于增强科教支出的正向空间溢出效应。综上所述,我们可以得出如下结论:2009-2013年间,科教支出的空间溢出效应会随着空间距离的增加而减小,并且在1200公里外呈现出明显的负向空间溢出效应,但高铁网络的开通则有助于减弱科教支出的负向空间溢出效应。

表6 分时间样本回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
空间权重选择	地理距离权重矩阵	时间距离权重矩阵 I	时间距离权重矩阵 II	地理距离权重矩阵	时间距离权重矩阵 I
时间跨度	2009-2013	2009-2013	2009-2013	2003-2008	2003-2008
W * lnpgdp	0.927 *** (45.56)	0.927 *** (46.27)	0.928 *** (46.75)	0.612 *** (7.34)	0.595 *** (7.03)
lnkjtr_1	0.060 *** (2.72)	0.063 *** (2.84)	0.063 *** (2.85)	0.023 (1.45)	0.023 (1.44)
W * lnkjtr_1	-0.129 *** (-3.54)	-0.132 *** (-3.58)	-0.129 *** (-3.48)	0.106 *** (3.55)	0.112 *** (3.69)
lnpfai	0.099 *** (4.29)	0.099 *** (4.24)	0.098 *** (4.18)	0.206 *** (5.18)	0.208 *** (5.19)
lnempden	0.034 (1.44)	0.034 (1.44)	0.034 (1.42)	0.031 (0.81)	0.031 (0.82)
lnpfdi	0.011 *** (3.20)	0.011 *** (3.13)	0.011 *** (3.20)	0.007 * (1.73)	0.007 * (1.72)
lnproad	0.018 (0.54)	0.018 (0.55)	0.017 (0.53)	0.055 *** (4.86)	0.057 *** (4.93)
gov	-0.110 *** (-4.11)	-0.110 *** (-4.12)	-0.111 *** (-4.16)	-0.497 *** (-7.04)	-0.499 *** (-7.06)
lnrjyd	0.009 (1.60)	0.009 (1.60)	0.009 (1.52)	0.003 (0.72)	0.003 (0.75)
lnbuil_price	0.037 ** (2.08)	0.040 ** (2.24)	0.040 ** (2.25)	0.018 (0.89)	0.020 (0.97)
直接效应	0.055 *** (2.58)	0.058 *** (2.70)	0.058 *** (2.72)	0.024 (1.52)	0.024 (1.51)
间接效应	-1.096 * (-1.76)	-1.110 * (-1.93)	-1.074 * (-1.89)	0.317 *** (5.28)	0.318 *** (5.45)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间控制	NO	NO	NO	NO	NO
地区控制	YES	YES	YES	YES	YES
sigma2	0.002 *** (8.89)	0.002 *** (9.01)	0.002 *** (9.04)	0.005 *** (5.72)	0.005 *** (5.75)
R ²	0.649	0.644	0.638	0.700	0.698
N	1420	1420	1420	1420	1420

注：***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过统计检验，括号中为t统计值。

表7 2003-2008年采用不同权重矩阵得到的不同距离阈值下科教支出的直接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
距离阈值	0-400	0-800	0-1200	0-1600	0-2000	0-2400	0-2800	0-3200
权重矩阵	公里	公里	公里	公里	公里	公里	公里	公里
地理距离	0.040 **	0.028 *	0.027 *	0.026	0.028 *	0.028 *	0.026	0.026
权重矩阵	(2.37)	(1.70)	(1.68)	(1.62)	(1.74)	(1.69)	(1.60)	(1.55)
时间距离	0.039 **	0.029 *	0.027 *	0.027	0.028 *	0.028 *	0.026	0.026
权重矩阵 I	(2.30)	(1.68)	(1.68)	(1.62)	(1.73)	(1.69)	(1.59)	(1.54)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过统计检验,括号中为t统计值。

表8 2009-2013年不同距离阈值下采用时间距离权重矩阵I得到的科教支出直接效应和间接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
距离阈值	0-400 公里	0-800 公里	0-1200 公里	0-1600 公里	0-2000 公里	0-2400 公里	0-2800 公里	0-3200 公里
直接效应	0.050 **	0.054 ***	0.056 ***	0.056 ***	0.055 ***	0.056 ***	0.058 ***	0.058 ***
	(2.54)	(2.61)	(2.65)	(2.66)	(2.62)	(2.64)	(2.68)	(2.69)
间接效应	0.081	-0.098	-0.428	-0.773 *	-0.949 *	-0.963 *	-1.052 *	-1.083 *
	(0.93)	(-0.64)	(-1.51)	(-1.76)	(-1.94)	(-1.89)	(-1.94)	(-1.95)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过统计检验,括号中为t统计值。

表9 2009-2013年不同距离阈值下采用时间距离权重矩阵II得到的科教支出直接效应和间接效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
距离阈值	0-400 公里	0-800 公里	0-1200 公里	0-1600 公里	0-2000 公里	0-2400 公里	0-2800 公里	0-3200 公里
直接效应	0.052 ***	0.054 ***	0.056 ***	0.056 ***	0.055 ***	0.056 ***	0.058 ***	0.058 ***
	(2.60)	(2.63)	(2.68)	(2.67)	(2.62)	(2.64)	(2.70)	(2.71)
间接效应	0.090	-0.091	-0.428	-0.772 *	-0.926 *	-0.935 *	-1.017 *	-1.045 *
	(1.05)	(-0.58)	(-1.46)	(-1.71)	(-1.89)	(-1.81)	(-1.89)	(-1.89)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上通过统计检验,括号中为t统计值。

(四) 稳健性检验

为了进一步检验上述结论的稳健性以及尽可能消除可能存在的内生性问题,本文做了如下处理。首先,本文在静态空间杜宾模型的基础上进一步使用动态空间杜宾模型来检验科教支出对城市经济增长的影响效应。由于动态空间杜宾模型能够在考虑经济增长的动态效应和空间溢出效应的基础上,有效避免“鸡蛋相生”的内生性问题(Elhorst,2014),从而使得模型的估计结果更加准确可靠。其次,本文在检验科教支出的直接效应和空间溢出效应的过程中,同时采用地理距离权重矩阵、时间距离权重矩阵I和时间距离权重矩阵II等多种权重矩阵分别进行检验,这也在一定程度验证了结果的稳健性。再次,本文使用地区固定效应模型进行极大似然估计,从而尽可能减弱由遗漏变量所带来的内生性问题;最后,由于本文采用的空间杜宾模型中引入了解释变量的空间滞后项,能够在一定程度上与空间自相关的遗失变量相关,从而能够较好解决由遗失变量引起的内生性问题(吕健,2014),并且在使用极大似然估计法进行一致无偏估计时,空间项系数会受到对数似然函数中雅可比项(Jacobian Term)的约束,从而大大缓解内生性问题(Elhorst and Fréret,2009)。

五、结论与政策建议

中国经济正处于新旧动能转换期,而新旧动能的转换以及经济的高质量发展需要依靠创新来实现。由此,创新型驱动正在成为各个地方政府的共识。科教支出作为地方政府加强人才培养和科技创新的重要杠杆,在实现产业结构转型升级和经济高质量发展的过程中发挥着举足轻重的作用。因此,本文基于2003-2013年中国大陆284个地级及以上城市的面板数据,重点研究了科教支出影响城市经济增长及其产生空间溢出效应的具体机理,并且进一步分析了现代交通网络体系对科教支出空间溢出效应的影响。主要结论如下:首先,本地区科教支出不仅对本地经济增长具有促进作用,同时还具有空间溢出效应。其次,科教支出的空间溢出效应在不同阶段具有不同的表现形式。在2003-2008年间,本地区科教支出的增加会对邻近地区的经济增长产生积极的促进作用,而在2009-2013年间,本地区科教支出的增加则会对邻近地区的经济增长产生负向抑制作用,具体地,科教支出的负向空间溢出效应在1200公里外比较明显,但高铁网络的开通有助于减弱科教支出的负向空间溢出效应。最后,科教支出的空间溢出效应会随着时空距离的增大而缩减,但现代交通网络体系的发展改变了城市之间的时空距离,进而增强了科教支出的正向空间溢出效应,特别是高铁网络的开通有助于增强科教支出的正向空间溢出效应。在不考虑现代交通体系的情况下,科教支出的空间溢出效应在地理距离上的影响范围是0-800公里,但在考虑现代交通体系的情况下,科教支出空间溢出效应的作用效果和与时空距离上的影响范围均有所扩大,在地理距离上的影响范围增加到1200公里,对应地,在时间距离上的影响范围则为9小时。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,要加快经济转型升级,实现高质量发展,就必须在大力加强本地科教支出的基础上,努力创造适宜的条件和环境,积极接受其他城市的知识技术和人力资本,尤其是对于竞争日趋激烈的一二线城市,更应该在加强财政科教支出的基础上,改善营商环境和生活环境,创造一个高质量的宜居宜业环境,从而吸引高层次人才的流入,加快创新驱动型经济建设,以求在新一轮的城市竞争中脱颖而出。第二,就中心城市的周边城市而言,要提升本城市的竞争力,就必须加强交通基础设施建设,争取将本城市纳入现代交通网络体系内尤其是高铁网络体系,如此才能更好地接受中心城市的辐射,吸引更多的人才和资源,从而促进经济的转型升级,实现高质量发展。第三,就中央政府而言,应加快高铁网络的建设,将更多的城市纳入到这一交通网络体系中来,以此尽可能缩短大部分城市之间的时空距离,加速知识技术和人力资本的流动,促进科技创新,实现整体经济的高质量发展。

参考文献

- 陈得文、苗建军(2012):《人力资本集聚、空间溢出与区域经济增长——基于空间过滤模型分析》,《产业经济研究》,第4期。
- 董亚娟、孙敬水(2010):《中国教育支出对生产率的影响及溢出效应》,《山西财经大学学报》,第9期。
- 范柏乃、段忠贤、江蕾(2013):《中国科技支出的经济发展效应区域差异分析》,《经济地理》,第12期。
- 符淼(2009):《地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 高远东、陈迅(2010):《人力资本对经济增长作用的空间计量研究》,《经济科学》,第1期。
- 顾佳峰(2007):《中国教育支出与经济增长的空间实证分析》,《教育与经济》,第1期。
- 郭玉清、刘红、郭庆旺(2006):《中国财政科教支出动态经济效应分析》,《财经研究》,第5期。
- 赖明勇、张新、彭水军等(2005):《经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢》,《中国社会科学》,第2期。
- 凌江怀、李成、李熙(2012):《科技支出与经济增长的动态均衡关系研究》,《宏观经济研究》,第6期。
- 刘华、鄢圣鹏(2004):《财政性教育支出对人力资本形成的实证分析》,《财贸经济》,第9期。
- 骆永民(2008):《中国科教支出与经济增长的空间面板数据分析》,《河北经贸大学学报》,第1期。
- 吕健(2014):《影子银行推动地方政府债务增长了吗》,《财贸经济》,第8期。

潘文卿、吴天颖、胡晓(2017):《中国技术进步方向的空间扩散效应》,《中国工业经济》,第4期。

钱晓焯、迟巍、黎波(2010):《人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第4期。

孙超、谭伟(2004):《经济增长的源泉:技术进步和人力资本》,《数量经济技术经济研究》,第2期。

孙伟增、王定云、郑思齐(2015):《地方财政支出、房价与居民住房支付能力》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》,第6期。

王士红(2017):《人力资本与经济增长关系研究新进展》,《经济学动态》,第8期。

王雨飞、倪鹏飞(2016):《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》,第2期。

魏下海(2010):《人力资本、空间溢出与省际全要素生产率增长——基于三种空间权重测度的实证检验》,《财经研究》,第12期。

肖志勇(2010):《人力资本、空间溢出与经济增长——基于空间面板数据模型的经验分析》,《财经科学》,第3期。

熊义杰(2011):《技术扩散的溢出效应研究》,《宏观经济研究》,第6期。

姚先国、张海峰(2008):《教育、人力资本与地区经济差异》,《经济研究》,第5期。

张可云、杨孟禹(2016):《国外空间计量经济学研究回顾、进展与述评》,《产经评论》,第1期。

张勋、乔坤元(2016):《中国区域间经济互动的来源:知识溢出还是技术扩散?》,《经济学季刊》,第3期。

赵勇、白永秀(2009):《知识溢出:一个文献综述》,《经济研究》,第1期。

Aghion, P. and P. Howitt (1992): "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60, 323-351.

Anselin, L. (1998): *Spatial Econometrics, Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (2004): *Economic Growth*, Cambridge: MIT Press.

Batabyal, A. and P. Nijkamp (2013): "Human Capital Use, Innovation, Patent Protection, and Economic Growth in Multiple Regions", *Economics of Innovation and New Technology*, 22, 113-126.

Bloom, D., D. Canning and J. Sevilla (2004): "The Effects of Health on Economic Growth: A Production Function Approach", *World Development*, 32, 1-13.

Elhorst J. (2014): "Matlab Software for Spatial Panels", *International Regional Science Review*, 37, 389-405.

Elhorst, J. and S. Fréret (2009): "Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Region Spatial Durbin Model with Fixed Effects", *Journal of Regional Science*, 49, 931-951.

Galor, O. and D. Weil (2000): "Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond", *American Economic Review*, 90, 806-828.

Gemmell, N. (1996): "Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 58, 9-28.

Glaeser, E. and G. Matthew (2010): "The Complementarity between Cities and Skills", *Journal of Regional Science*, 50, 221-244.

Grossman, G. and E. Helpman (1991): *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge: MIT Press.

Jorgenson, D., M. Ho and K. Stiroh (2003): "Growth of US Industries and Investments in Information Technology and Higher Education", *Economic Systems Research*, 15, 279-325.

Lesage, J. and M. Fischer (2012): "Estimates of the Impact of Static and Dynamic Knowledge Spillovers on Regional Factor Productivity", *International Regional Science Review*, 35, 103-127.

Lesage, P. and R. Pace (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, Florida: CRC Press, Taylor and Francis Group.

López-Bazo E. and Vayú E. ArfM (2004): "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions", *Journal of Regional Science*, 44, 43-73.

Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.

Romer, P. (1990): "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98, S71-S102.

Rosenthal, S. and W. Strange (2008): "The Attenuation of Human Capital Spillovers", *Journal of Urban Economics*, 64, 373-389.

Teixeira, A. and A. Queirós (2016): "Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis", *Research Policy*, 45, 1636-1648.

Teixeira, A. and N. Fortuna (2010): "Human Capital R&D, Trade, and Long-Run Productivity: Testing the Technological Absorption Hypothesis for the Portuguese Economy, 1960-2001", *Research Policy*, 39, 335-350.

Tobler, W. (1970): "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region", *Economic Geography*, 46, 234-240.

Wheeler, C. (2001): "Search, Sorting and Urban Agglomeration", *Journal of Labor Economics*, 19, 879-899.

(责任编辑:罗 滢)