

行政边界、技术扩散与共同富裕^{*}

付明卫 王鹤

摘要:行政区边界地带经济发展落后,是中国实现共同富裕需要解决的重大问题。本文构建扩展的空间杜宾模型,经验研究省级行政边界通过屏蔽技术扩散对经济增长的抑制作用。我们基于2001—2013年的地级市面板数据,发现技术在城市间扩散。对于某城市,其毗邻的同省城市的技术进步率增加1个百分点,平均意义上会导致该市技术进步率增加0.313个百分点;其毗邻的外省城市的技术进步率增加1个百分点,平均意义上会导致该市技术进步率增加0.196个百分点。这意味着省界屏蔽了0.117个百分点(37.38%)的技术扩散。省界通过屏蔽技术扩散导致城市年经济增长率降低0.325个百分点。这一经济增速损失占平均增长率的2.50%。机制分析表明,方言和地方保护是省界屏蔽技术扩散的原因。本文结论表明,促进省际边界地带经济发展,需要打破各种妨碍技术扩散的政策壁垒。

关键词:技术扩散 边界效应 地方保护 空间杜宾模型

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央团结带领全党全国各族人民,取得了全面建成小康社会的伟大历史性成就,为实现共同富裕奠定了坚实基础。2022年召开的党的二十大指出,2035年时全体人民共同富裕建设要取得更为明显的实质性进展。然而,我国当前发展不平衡不充分的问题仍然突出,是实现共同富裕面临的巨大挑战。在发展不平衡的众多方面中,东中西部之间、城乡之间的发展不平衡广受关注。然而,各行政区(包括省、市、县等)边界地带的发展较为落后,所受关注较少。中国处于省^①际行政边界(下文将“省际行政边界”简称为“省界”)地带的区县数占比高达33%。我们计算发现,2001年至2013年间,处于省界的地级市(下文将“地级市”简称为“市”),其人均实际GDP比不处于省界的要低16.9%。全国14个集中连片特困地区中,12个位于省际边界地区;592个原扶贫开发重点县(即“国家级贫困县”)中,位于省际边界地区的有301个,占比高达50.8%。因此,研究我国行政区边界地带经济发展相对落后的原因,对于促进各地区平衡发展,实现全体人民共同富裕,具有重要现实意义。

边界地带发展落后,既有客观的地理环境方面的因素,也有人为的因素。地理环境方面的因素,主要是地形复杂、山川阻隔。人为因素方面,主要是地方政府保护。在中国“分级管理、分灶吃饭”政治经济体制和官员晋升锦标赛制度下,省级官员为了保护本省就业、维持政府消费、增加本省财政收入、促进本省经济增长和增加自身晋升概率,会施行地方保护政策。在众多地方保护中,研究得比较多的是省级地方保护。大量研究表明,省级地方保护阻碍商品贸易、价格一体化和经济增长。

本文构建扩展的空间杜宾模型(expanded spatial Durbin model),基于2001—2013年的城市面

^{*} 付明卫,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子邮箱:guoqushiling@163.com;王鹤(通讯作者),湖南科技大学商学院,邮政编码:411201,电子邮箱:whhep@sina.com。基金项目:湖南省自然科学基金面上项目(2023JJ30269)、国家自然科学基金青年项目(71704051)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

^① 本文中“省”为中国行政区划中省、自治区和直辖市的统称。

板数据,研究省界对技术扩散的屏蔽作用。我们发现技术在城市间空间扩散。平均而言,对于某市,其毗邻的同省的市的技术进步率增加1个百分点,会导致该市技术进步率增加0.313个百分点;其毗邻的外省的市的技术进步率增加1个百分点,会导致该市技术进步率增加0.196个百分点。同省毗邻市间的扩散效应0.313个百分点远大于异省毗邻市间的0.196个百分点,表明省界阻碍了技术扩散,具体而言屏蔽了37.38%的技术扩散。省界对技术扩散的屏蔽导致年经济增长率降低0.389个百分点。样本期间,各城市年均经济增长率为13.025%。省界通过阻碍技术扩散导致的经济增速损失占平均增长率的2.489%。进一步分析发现,省界屏蔽纯技术效率的空间扩散,但不屏蔽技术创新和规模效率的空间扩散;2008年次贷危机后省界屏蔽效应进一步加大。省界屏蔽效应在三种技术上的差别和次贷危机前后的变化,无法用地理环境解释,意味着肯定有地方保护的因素。根据本文结论,实现共同富裕需要打破各省阻碍技术扩散的各种政策壁垒。

本文从以下两个方面丰富了已有文献:首先,根据我们掌握的文献,本文是较早研究省界影响技术扩散的论文。文献已经研究了中国省界对贸易、价格和经济增长的影响,但还没有关于中国省界影响技术扩散的研究。其次,目前关于一国内部边界影响技术扩散的文献,都是研究美国州界,没有研究其他国家内部边界的。本文为一国内部边界影响技术扩散提供了来自发展中国家的证据。

二、文献综述

本文经验研究地理边界对技术扩散的影响。此类文献所涉及的边界包括国界、省(州)界、都市圈边界等。被研究得较多的样本是众多发达国家、众多欧洲国家和美国境内各地区。以美国境内众多地区为样本的研究很多,但以其他国家境内众多地区为样本的研究很少。根据我们掌握的文献,仅有Autant-Bernard(2001)、Andersson & Ejeremo(2003)和Fischer & Varga(2003)这三项研究了美国之外的一国境内地区。Autant-Bernard(2001)、Andersson & Ejeremo(2003)和Fischer & Varga(2003)的研究样本分别为法国行政区、瑞典功能区(functional regions)和奥地利政区。研究地理边界影响技术扩散的文献,从方法上可以分为两类:一类使用专利引用数据,另一类基于知识生产函数检验各地区技术水平或研发支出间的相关关系。

(一)使用专利引用数据的研究

这类文献要么使用美国国家经济研究局(National Bureau of Economic Research, NBER)专利引用数据库,要么使用欧洲专利局数据库。使用专利引用数据研究技术扩散的方法有两种:匹配方法和空间交流回归模型(spatial interaction regression model)。匹配方法又叫依选择抽样方法。空间交流回归模型又叫引力模型。匹配方法为Jaffe et al(1993)首创,之后被Fischer et al(2009)、Belenzon & Schankerman(2013)等使用。使用空间交流回归模型的文献包括Fischer et al(2009)、Singh et al(2010)、Li(2014)等。

这些文献研究的边界包括国界、美国州界和美国都市统计区(metropolitan statistical area, MSA)界,得到的主要结论如下:第一,发明人更倾向于引用本国专利,即国界阻碍技术扩散(Jaffe et al, 1993; Fischer et al, 2009; Singh et al, 2010; Belenzon & Schankerman, 2013; Li, 2014)。国界阻碍了约90%的技术扩散(Li, 2014)。国界的阻碍作用源自不同国家在文化、语言、制度和政策等方面的不同。第二,Jaffe et al(1993)、Singh et al(2010)、Belenzon & Schankerman(2013)、Li(2014)都发现美国州界阻碍技术扩散。但是,当考虑了不同地区间的空间依赖关系^①后,州界对技术扩散的阻碍作用不复存在(Mukherji & Silberman, 2013)。第三,没有控制距离的影响时,MSA界阻碍技术扩散(Jaffe et al, 1993)。控制距离的影响后,Singh et al(2010)发现MSA界不再阻碍技术扩散,但Li(2014)发现MSA界的阻碍作用依然存在。简而言之,考虑了空间依赖关系后美国州界不阻碍

^①Mukherji & Silberman(2013)的空间依赖关系指,如果吸收地区从来源地区的周边地区吸收的技术多,或者吸收地区的周边地区从来源地区吸收的技术多,那么吸收地区从来源地区吸收的技术都会多。

技术扩散,表明美国各州未施行地方保护主义政策。尽管 Li(2014)在控制距离后依然发现都市统计区界阻碍技术扩散,但这不能解释成地方保护的结果,因为都市统计区不是一级政府、没有地方保护主义政策的制定权。

(二) 检验技术(研发支出)空间相关性的研究

Coe & Helpman(1995)是这方面的开创性研究。他们在知识生产函数的框架内使用 1971—1990 年间 22 个发达市场经济国家的数据,发现一国全要素生产率均受国内外研发支出的影响。后续研究发现,外国研发支出通过进口总额而不是通过进口资本设备发生作用(Kaur & Singh, 2017);在产业层面,一国某产业的技术水平只受外国同产业的研发支出影响,不受外国其他产业的研发支出的影响(Keller, 2002)。前述三项研究都是以一国从其他国家的进口额为权重加总求出外国的研发支出变量。由于贸易也受两国距离的影响,这等于间接考虑了外国研发支出外溢性的本地化特征。但是,技术扩散的本地化特征明显不同于国际贸易的本地化特征,故仅仅间接考虑技术扩散的本地化特征显然是不够的。

直接考虑技术扩散本地化特征的方法有两种:一是直接引入距离变量(Andersson & Ejeremo, 2003; Bottazzi & Peri, 2003; Fischer & Varga, 2003)。二是考虑空间相关性(Autant-Bernard, 2001; Greunz, 2003; Moreno et al, 2005, 2006; Naveed & Ahmad, 2016)^①。在直接引入距离变量方面, Andersson & Ejeremo(2003)基于瑞典功能区 1993—1998 年的数据,把各外地区的研发支出以交通时间为权重加起来,发现地区外研发支出对本地区专利数的影响在有的模型是促进,有的模型是抑制; Bottazzi & Peri(2003)基于欧洲 86 个地区 1977—1995 年的数据,将某地外的地区按照距离 0~300 公里、300~600 公里、600~900 公里、900~1300 公里和 1300~2000 公里分类加总,发现某地的研发支出增加一倍,导致本地专利数增加 80%~90%,300 公里范围内的其他地区的专利数增加 2%~3%。Fischer & Varga(2003)基于奥地利 72 个政区 1991 年的数据,以地理距离为权重将众多外地区加总,发现某地大学的技术扩散会覆盖到外地的高新技术企业。空间相关性方法只考虑不同地区在地理上是否邻近,包括一阶邻近、二阶邻近和三阶邻近等^②。这类文献除 Autant-Bernard(2001)使用法国数据外, Greunz(2003)、Moreno et al(2005, 2006)、Naveed & Ahmad(2016)都使用包含来自欧洲众多国家的地区的数据。基于来自欧洲不同国家的地区数据的研究发现,某地的专利数受其一阶邻近地区专利数的影响(Moreno et al, 2006)^③,受其一阶、二阶邻近地区的研发支出的影响,但不受其三阶邻近地区的影响(Moreno et al, 2005)。但是, Greunz(2003)发现,某地专利数量受其一阶、二阶和三阶邻近地区的研发支出的影响,但不受其四阶邻近地区的影响^④。Autant-Bernard(2001)基于法国的数据,得出与 Greunz(2003)和 Moreno et al(2005)相反的结论,发现某地专利数不受一阶邻近地区的研发支出的影响,也不受其他地区的研发支出或人力资本的影响,只受其一阶邻近地区的人力资本的影响。综合来看使用两种方法的研究结论,我们可以做出下述判断:一阶邻近区间存在技术扩散。

在知识生产函数框架内考虑空间相关性、直接研究边界对技术扩散的影响的文献是 Moreno et al(2006)与 Naveed & Ahmad(2016)。Moreno et al(2006)与 Naveed & Ahmad(2016)都研究欧洲国家的国界对技术扩散的影响。Moreno et al(2006)使用 Moran's I 检验发现国界对技术扩散的影

^①其中,Moreno et al(2005, 2006)与 Naveed & Ahmad(2016)使用空间计量方法。具体而言,Moreno et al(2006)使用空间滞后模型,Moreno et al(2005)同时使用空间误差模型和空间滞后模型,Naveed & Ahmad(2016)使用扩展空间杜宾模型。各种方法间的区别与联系,详见第三部分。

^②某地的一阶邻近地区指和该地搭界的所有地区,二阶邻近地区指和某地的一阶邻近地区搭界的所有地区,三阶及更高阶邻近地区的定义依次类推。

^③Moreno et al(2006)没有研究二阶及以上邻近地区的影响。

^④Greunz(2003)得出与 Moreno et al(2005)不完全一致的结论,原因可能在于二者的样本期不一样。Greunz(2003)的样本期是 1989—1996 年,而 Moreno et al(2005)的样本期是 1981—2001 年。

响因行业而异。具体而言,6个行业的专利数同时存在显著的国内空间相关性和跨国空间相关性;14个行业的专利数只有国内空间相关性是显著的,但跨国空间相关性不显著,意味着国界阻碍了技术的空间溢出;3个行业的专利数的国内空间相关性和跨国空间相关性均不显著。作者没有解释存在行业差异的原因。Naveed & Ahmad(2016)使用扩展空间杜宾模型,发现国内邻近地区间的技术扩散大于国外邻近地区,即国界阻碍技术扩散。

(三)小结

使用专利引用数据和检验技术或研发支出的空间相关性两种方法,都有不足。专利引用数据的不足包括如下几个方面:首先,只有发明人添加的引用才意味着技术扩散,专利审查官添加的引用不代表技术扩散。美国专利数据库从2001年开始区分引用是发明人还是审查官添加的^①(Alcacer & Gittelman, 2006),然而上述使用专利引用数据的研究均没有区分这一点。其次,如上所述,专利引用只是技术扩散的一种。很多技术都未申请专利,而是通过其他途径来扩散。检验技术或研发支出的空间相关性这种方法的不足是,A地区和B地区间技术水平的相关性、A地区技术水平和B地区研发支出的相关性,并不必然源自技术扩散,故此方法只是为技术扩散提供了比较间接的证据。

本文利用扩展空间杜宾模型研究边界对技术扩散的影响,尽可能地克服了检验技术(研发支出)的空间相关性这种方法的不足。Naveed & Ahmad(2016)使用了扩展空间杜宾模型。这是与本文最接近的一项研究。但是,本文并不是简单地把Naveed & Ahmad(2016)的研究框架应用到中国各省,而是做了明显的改进:首先,Naveed & Ahmad(2016)推导出扩展空间杜宾模型时,加入因变量空间滞后项的方式缺乏理论支持^②,而本文根据人力资本的空间相关性推导出扩展空间杜宾模型。其次,本文控制了各地区间技术水平的同步性,从而极大地排除了技术空间相关不是技术扩散的可能性。

三、模型设定、变量说明与描述性统计

(一)模型设定

人力资本能提高所有生产要素(包括劳动、物质资本等)的生产率,是经济增长的重要源泉(Lucas, 1988)。根据Lucas(1988)包含人力资本的生产函数,我们可定义技术生产函数为 $A_t = E_t^\alpha (A_t, E_t)$ 和 α 分别为技术、人力资本和常数, $0 < \alpha < 1$ 。将此式两边取自然对数有 $\ln A_t = \alpha \ln E_t$ 。人力资本包括文化水平、在职培训、健康状况和干中学等,其中有的可以观测得到、有的观测不到。记可观测人力资本和不可观测人力资本分别为 H_t, H_t^* ,并假定可观测人力资本和不可观测人力资本对技术的影响是相互强化的,那么有 $\ln A_t = \alpha \ln(H_t H_t^*) = \alpha \ln H_t + \alpha \ln H_t^*$ 。由于 H_t^* 不可观测,我们可省略掉 $\alpha \ln H_t^*$ 项前的参数 α ,得到 $\ln A_t = \alpha \ln H_t + \ln H_t^*$ 。进一步地,分别用小写字母表示取对数后的变量:

$$a_t = \alpha h_t + h_t^* \tag{1}$$

将式(1)写为各省各市的形式,如下:

$$a_{ijt} = \alpha h_{ijt} + h_{ijt}^* \tag{2}$$

其中,下标*i, j*分别表示*i*省、*j*市。

中国各毗邻城市的人力资本水平具有相关性,并且省界降低这个相关性。如图1所示,对于某一城市,同省毗邻城市和外省毗邻城市的人力资本都与它明显正相关。导致各毗邻城市在人力资本水平上正相关的原因很多。譬如,人力资本内在具备地理聚集属性(Feldman & Kogler, 2010),其在某城市的聚集容易延伸到周边城市。图1还显示,某城市与同省毗邻城市的相关性,高于与外省毗邻城市的相

^①每项专利中2/3的引用都是审查官添加的。

^②具体是Naveed & Ahmad(2016)文中从3.7式到3.8式。

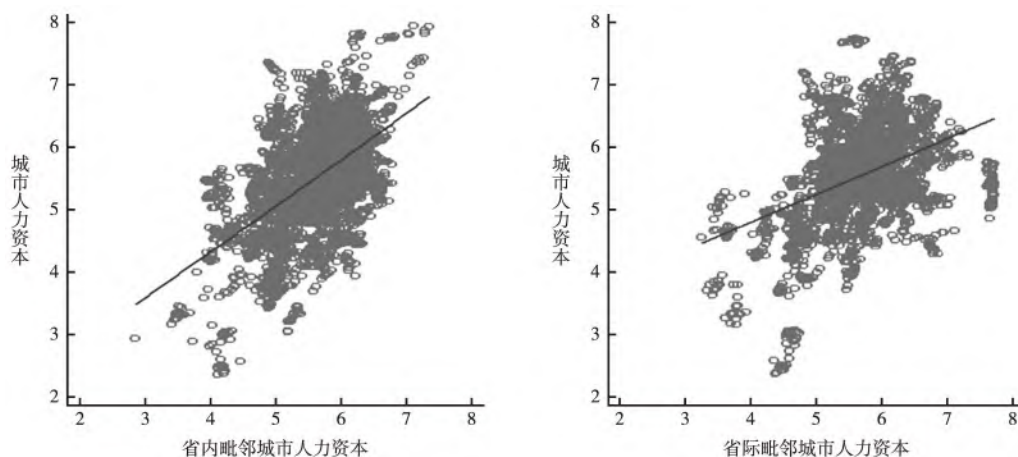


图1 人力资本的空间相关性

注:图中包含全国27个省中292个地级市。原始数据来自2000—2014年《中国区域经济统计年鉴》。

关性。导致这个差异的原因,既有客观上的,也有主观上的。客观原因方面,中国省界两边的城市通常都被山川阻隔,区域文化一般也不同,因而阻碍人力资本聚集向外省延伸。主观原因方面,中国“分级管理、分灶吃饭”体制和官员晋升锦标赛制度,激发各省施行地方保护政策,阻碍人力资本聚集向外省延伸。为此,我们刻画人力资本空间相关性时,区分省内相关性和省际相关性,具体如下:

$$h_{ijt} = \phi_1 \sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} h_{int} + \phi_2 \sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} h_{mnt} + u_{ijt} \quad (3)$$

$$h_{ijt}^* = \varphi_1 \sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} h_{int}^* + \varphi_2 \sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} h_{mnt}^* + v_{ijt} \quad (4)$$

$$v_{ijt} = \rho u_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, $\tau_{ij, in}$ 表示 i 省 n 市与 i 省 j 市的省内空间关联结构:当 n 市与 j 市不存在共同边界时, $\tau_{ij, in} = 0$; 当 n 市与第 j 市存在共同边界时, $\tau_{ij, in} = 1$; 当 $n = j$ 时, $\tau_{ij, in} = 0$, 即设定任一城市与自身不相邻。 $\tau_{ij, mn}$ 表示 m 省 n 市与 i 省 j 市的省际空间关联结构:当 n 市与 j 市不存在共同边界时, $\tau_{ij, mn} = 0$; 当 n 市与第 j 市存在共同边界时, $\tau_{ij, mn} = 1$; 当 $m = i$ 且 $n = j$ 时, $\tau_{ij, mn} = 0$, 即设定任一城市与自身不相邻。因此,由 $\tau_{ij, in}$ 、 $\tau_{ij, mn}$ 组成的空间加权矩阵分别为省内邻近矩阵和省际邻近矩阵。于是, $\sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} a_{int}$ 表示 i 省内与 j 市毗邻的所有城市技术水平对数值之和, $\sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} a_{mnt}$ 表示外省与 j 市毗邻的所有城市技术水平对数值之和。 $\sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} h_{int}$ 表示 i 省内与 j 市毗邻的所有城市的人力资本对数值之和, $\sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} h_{mnt}$ 表示外省与 j 市毗邻的所有城市的人力资本对数值之和。 ϕ_1 和 φ_1 表示省内空间关联强度, ϕ_2 和 φ_2 表示省际空间关联强度。 ϕ_1 、 φ_1 、 ϕ_2 、 φ_2 和 ρ 都不小于 0。将式(3)—(5)代入式(2)有:

$$a_{ijt} = \varphi_1 \sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} a_{int} + \varphi_2 \sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} a_{mnt} + \delta h_{ijt} + \delta_1 \sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} h_{int} + \delta_2 \sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} h_{mnt} + \omega x_{ijt} + v_1 \sum_{n \neq j} \tau_{ij, in} x_{int} + v_2 \sum_{m \neq i} \sum_n \tau_{ij, mn} x_{mnt} + c_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中, x_{ijt} 为 i 省 j 市 t 年的制度质量; c_j 、 γ_t 和 ε_{ijt} 分别为城市固定效应、年份固定效应和随机扰动项。城市固定效应用于控制城市地理位置、地形、气候、文化传统和习俗等不随年份变化的因素对技术水平的影响。年份固定效应用于控制不随城市变化的年度因素(譬如国家次贷危机和四万亿政策等)对技术水平的影响。

将各市先按省内再按省际叠加,可将式(6)写成如下待估计的经验模型:

$$a_t = \varphi_1 W_1 a_t + \varphi_2 W_2 a_t + \delta h_t + \delta_1 W_1 h_t + \delta_2 W_2 h_t + \alpha x_t + v_1 W_1 x_t + v_2 W_2 x_t + c + \gamma_t I_N + c_0 I_N + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, W_1 、 W_2 分别为省内邻近市空间加权矩阵、省际邻近市空间加权矩阵; φ_1 为省内邻近市技术水平空间滞后项的回归系数, 体现省内毗邻市间技术水平的空间扩散效应; φ_2 为省际邻近市技术水平空间滞后项的回归系数, 体现省际毗邻市间技术水平的空间扩散效应。二者的差异 ($\varphi_1 - \varphi_2$) 表示在控制其他影响因素后, 省界对技术扩散的阻碍作用, 即省界屏蔽效应。对应地, δ 、 δ_1 、 δ_2 分别表示本地人力资本、省内毗邻市间人力资本和省际毗邻市间人力资本对技术水平的影响程度。

式(7)不仅包含被解释变量的省内空间相关项和省际空间相关项, 还包含解释变量的省内空间相关项和省际空间相关项, 为一扩展的空间杜宾模型^①。当 $\varphi_2 = \delta_2 = v_2 = 0$ 时, 转换为空间杜宾模型; 当 $\varphi_2 = \delta_1 = \delta_2 = v_1 = v_2 = 0$ 时, 转换为空间滞后模型; 当 $\varphi_2 = \delta_2 = v_2 = 0$ 且 $\delta_1 = -\delta\varphi_1$ 、 $v_1 = -v\varphi_1$ 时, 转换为空间误差模型。结合 Elhorst(2014)和 Elhorst & Fréret(2009), 可通过求中心化对数似然函数的最大值, 获得扩展空间杜宾模型的极大似然估计结果。

(二) 变量

1. 被解释变量: 技术水平。我们用全要素生产率衡量技术水平, 并通过 Malmquist 生产率指数进行测算。基于数据包络分析(DEA)理论中的规模报酬不变模型和规模报酬可变模型, 可获得每个决策单位的距离函数 $D_c^t(x^t, y^t)$ 、 $D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_c^{t+1}(x^t, y^t)$ 、 $D_v^t(x^t, y^t)$ 、 $D_v^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 、 $D_v^{t+1}(x^t, y^t)$, 其中 x 为生产要素、 y 为产出; D_c 表示通过规模报酬不变模型获得的距离函数; D_v 表示通过规模报酬可变模型获得的距离函数。

因而, Malmquist 生产率指数可定义为:

$$M(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \sqrt{\frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \cdot \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)}} \quad (8)$$

$M(\cdot) > 1$ 表示生产决策单位从 t 期到 $t+1$ 期的技术水平提高, 其增加值表示技术进步率; 反之亦然。式(8)可分解为纯技术效率指数(pure technology efficiency change, PECH)、技术创新指数(technical change, TECHCH)和规模效率指数(scale efficiency change, SECH), 详如下式:

$$\begin{aligned} M(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^t(x^t, y^t)} \cdot \left(\frac{D_c^t(x^t, y^t)}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)} \cdot \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right)^{1/2} \\ &\cdot \left(\frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})/D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)/D_c^t(x^t, y^t)} \cdot \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)/D_c^{t+1}(x^t, y^t)} \right)^{1/2} \\ &= PECH \cdot TECHCH \cdot SECH \end{aligned} \quad (9)$$

其中, 纯技术效率指数衡量的是同等要素投入下实际产出与潜在产出之间的距离变化情况, 体现制度变化带来的资源利用率提升, 如家庭联产承包责任制带来的资源利用率提升。纯技术效率指数大于 1, 表示纯技术效率从 t 期到 $t+1$ 期有所改善, 即决策单元的实际产出接近潜在产出。技术创新指数衡量的是生产可能性边界随时间的移动轨迹, 反映技术创新对全要素生产率的推动作用。技术创新指数大于 1, 表示生产可能性边界从 t 期到 $t+1$ 期向外移动。规模效率指数衡量要素投入与产出之比的变化情况, 反映投入规模变化带来的全要素生产率变化。规模效率指数大于 1, 表示规模效率从 t 期到 $t+1$ 期有所提高。

在式(8)中, 我们用以 2000 年为基期、根据省级居民消费物价指数平减过的城市生产总值度量产出, 选择劳动和物质资本存量两种生产要素。其中, 劳动用就业人员数量度量, 物质资本存量根据全

^① 普通的空间杜宾模型只包含被解释变量的一个空间滞后项和解释变量的空间滞后项。

社会固定资产投资总额计算而得。与张军等(2004)等一样,我们根据各市全社会固定资产投资总额数据,使用永续盘存法计算各市物质资本存量:

$$C_t = C_{t-1}(1 - \delta) + (I_t + I_{t-1} + I_{t-2})/3 \quad (10)$$

上式中, C_t 为实际物质资本存量; I_t 为全市的全社会实际固定资产投资总额,由各市全社会名义固定资产投资总额经过各市所在省的固定资产投资价格指数平减得到;固定资产投资建设周期取3年;经济折旧率(δ)按照惯例取5%。具体计算时,初始资本存量 K_0 由公式 $I_0 \left(\frac{1+g}{g+\delta} \right)$ 估算而得,其中 g 为 I_t 在样本期内的平均增长率。

2. 解释变量。Lucas(1988)的模型为了分析方便,假定技术只是平均人力资本水平的函数。但是,技术实际上还受其他因素影响,其中最核心的就是经济制度。良好的制度通过影响经济社会中的激励结构和资源配置效率,促进技术进步。一个地区的制度越完善,越有利于激发当地企业的研发活动,从而提高当地的技术水平。因此,除了人力资本,我们还把制度作为技术的解释变量。人力资本和制度的度量方式,分述如下:

(1)人力资本。我们使用平均受教育年限作为人力资本的代理变量。现有研究通常用下述两种方法核算平均受教育年限:就业人员受教育水平(徐现祥、舒元,2005)和各类学校在校学生数(魏下海,2009)。由于各地级市就业人员受教育水平的数据只在人口普查年份才有,为保证数据连续性和可比性,我们选用在校学生数衡量平均受教育年限。根据我国现行的教育制度,取平均受教育年限为 $S=6s_1+12s_2+16s_3$,其中, s_1 、 s_2 和 s_3 分别表示普通小学、普通中学和普通高等学校在校学生数占年底总人口数的比重。

(2)制度。制度的度量方式还未达成共识。度量中国各地区制度质量用得最为广泛的一个指标是樊纲等(2003)构建的各省市场化指数。该指数包含政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境5个一级子指标和18个二级子指标。遗憾的是,目前还没有各市的市场化指数。考虑到数据可得性,我们使用政府支出规模和非国有经济占比两个二级子指标。这两个二级子指标也广为其他文献(蒋殿春、张宇,2008)用作制度质量的代理变量。具体而言,非国有经济占比为非国有企业就业人员数除以总就业人员数,政府支出规模为地方财政一般预算支出除以地区生产总值。

(三)数据和描述性统计

本文数据主要来自历年《中国区域经济统计年鉴》(下文简称《年鉴》)。中国在2000—2014年间每年都公开出版《年鉴》,每年出版的《年鉴》公布各指标上一年的数据。但是,2000年出版的《年鉴》只包含各市的部分指标。由于用Malmquist生产率指数计算某年技术水平需要用到上一年的数据,为保证数据的齐整性和可比性,本文选取的样本期间为2001—2013年。由于下述两个原因,我们剔除了新疆、西藏、青海和甘肃四省份:首先,这四省份中有多个市的数据缺失;其次,这四省份在2000—2003年期间多次撤并县市。另外,我们剔除了缺失值较多的湖北省四个省直管县天门、潜江、仙桃和神农架;剔除了行政级别发生变更的中卫市^①和巢湖市^②。最终,我们的样本是27个省的292个市。我们以2000年为基期,运用省级居民消费物价指数^③对地方财政一般预算支出数据进行平减。对于部分缺失的数

^①2004年2月6日,宁夏撤销中卫县,设立地级中卫市。中卫市辖区包括从吴忠市划入的中宁县、从固原市划入的海原县和原中卫县。为保证数据的可比性,基于县级数据资料,吴忠市2003年及以前数据中去掉中宁县,固原市2003年及以前数据中去掉海原县和原中卫县。

^②2011年7月14日,安徽将地级巢湖市一拆为三,分别并入合肥、芜湖和马鞍山市。为保证数据的可比性,基于县级数据资料,2011年及以前数据中将原巢湖市庐江县归并到合肥市,将含山县与和县归并到马鞍山市,将无为县归并到芜湖市。

^③少数地级市的历年价格指数数据缺失,譬如《湖南省统计年鉴》2006年以后未公布地级市价格指数。对于这种情形,我们统一用省级CPI而不是市级CPI进行平减。

据,我们用各省和部分市《国民经济和社会发展统计公报》提供的数据进行补充。地级行政区数据的另外一个主要来源是《中国城市统计年鉴》。然而,《中国城市统计年鉴》未提供民族自治州、盟的数据^①(27个样本省份中共有21个自治州和盟,其中15个位于省际边界地区、5个位于国界、1个位于省内部地区)。由于本文识别的关键是省级边界的地级行政区,缺失这些自治州、盟的数据会产生严重的样本选择偏误。因此,我们没有将数据更新到更近的年份。主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量	最小值	最大值	均值	标准差
技术水平	0.847	1.140	1.003	0.014
人力资本	2.318	7.860	5.477	0.833
非国有企业就业人数占比(%)	0.006	0.978	0.900	0.066
地方财政预算支出占比(%)	0.020	1.535	0.150	0.104

注:数据根据本文样本计算而得。

图2描述主要变量间的相关关系。不难发现,各市技术水平不仅与当地人力资本存量正相关(Panel A),而且还与毗邻市的技术水平正相关(Panel B),这为各市技术水平间存在空间扩散效应提供了初步证据。进一步考察省内、省际差异发现,当地技术水平与省内毗邻市的相关性(Panel C)明显不同于与外省毗邻市的相关性(Panel D),初步表明各市技术水平的空间扩散效应受省界的影响。

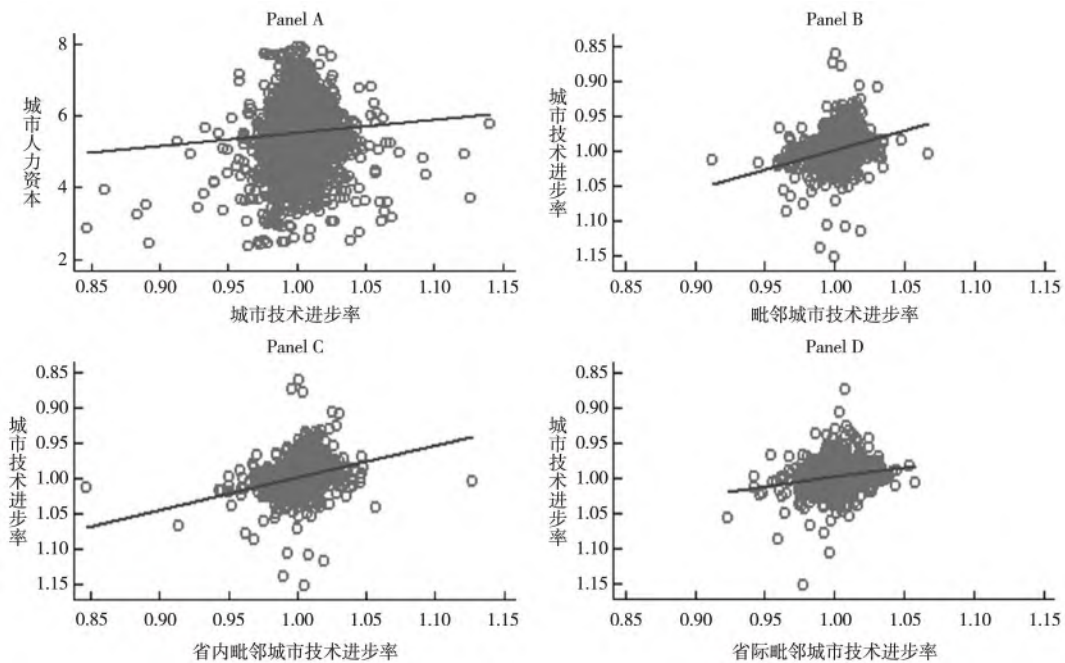


图2 技术水平与人力资本、空间相邻地区技术水平的相关性

注:数据根据本文样本计算而得。

四、基准分析结果

首先,我们不考虑空间相关性,用固定效应模型估计人力资本、非国有企业就业人数占比和地方财政预算支出占比对技术水平的影响,发现这三个变量的系数都显著。空间滞后LM检验值为285.560,空间误差LM检验值为302.332。两个检验都在1%水平上拒绝无空间相关的原假设。因

^①Wind、CCER等网络数据库也未提供民族自治州、盟的数据。

此,经验分析应考虑被解释变量的空间相关性,采用空间计量模型。

表 2 给出各类空间面板数据模型的回归结果,具体包括空间滞后模型、空间误差模型、空间杜宾模型和扩展空间杜宾模型。五个模型中人力资本、非国有企业就业人数占比和地方财政预算支出占比的系数估计值都显著,且取值大小与不考虑空间相关性的固定效应模型相差不大。根据表 2 可得到如下主要结论:

第一,扩展空间杜宾模型为分析本文研究问题的最优模型。首先,从检验结果看,相对于空间滞后模型与空间误差模型,空间杜宾模型更为合理。Wald 空间滞后检验统计量(12.150)和 LR 空间滞后检验统计量(12.396)均拒绝原假设(1%的水平上),表明空间杜宾模型比空间滞后模型更适合;同样地,Wald 空间误差检验统计量(9.979)和 LR 空间误差检验统计量(10.653)均拒绝原假设(5%的水平上),表明空间杜宾模型比空间误差模型更适合。其次,从技术水平空间相邻项的回归系数估计值差异看,相对于空间杜宾模型,扩展空间杜宾模型更合理。^①在 1%的水平上,技术水平省内空间相邻项与省际空间相邻项的回归系数估计值之差显著不为零,表明两类空间相关之间存在明显的差异,从而在模型中应该加以区分。此外,扩展空间杜宾模型的极大对数似然值(11462.473)也大于空间杜宾模型的极大对数似然值(11458.828),且为四个模型中的最大值。这些均表明,相对于其他三个模型,扩展空间杜宾模型为分析本文研究问题的最优模型。因此,本文后继分析均基于扩展空间杜宾模型的估计结果(第(4)列)。

表 2 各种空间计量模型的估计结果

变量	(1) 空间滞后模型	(2) 空间杜宾模型	(3) 空间误差模型	(4) 扩展空间杜宾模型	(5) 扩展空间杜宾模型
空间邻近矩阵×技术水平	0.283*** (0.022)	0.294*** (0.022)			
省内邻近矩阵×技术水平				0.313*** (0.026)	0.310*** (0.026)
省际邻近矩阵×技术水平				0.196*** (0.047)	0.202*** (0.047)
人力资本	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.014*** (0.001)
空间邻近矩阵×人力资本		-0.007*** (0.003)			
省内邻近矩阵×人力资本				-0.009*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
省际邻近矩阵×人力资本				-0.00003 (0.006)	0.001 (0.005)
非国有企业就业人数占比	0.054*** (0.006)	0.053*** (0.007)	0.054*** (0.007)	0.053*** (0.006)	
空间邻近矩阵×非国有企业就业人数占比		-0.009 (0.012)			
省内邻近矩阵×非国有企业就业人数占比				-0.015 (0.012)	
省际邻近矩阵×非国有企业就业人数占比				0.014 (0.025)	

^①目前还没有成熟的用于比较空间杜宾模型与扩展空间杜宾模型的检验统计量。

续表 2

变量	(1) 空间滞后模型	(2) 空间杜宾模型	(3) 空间误差模型	(4) 扩展空间杜宾模型	(5) 扩展空间杜宾模型
地方财政预算支出占比	0.016*** (0.005)	0.022*** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.022*** (0.006)	
空间邻近矩阵×地方财政 预算支出占比		-0.021** (0.010)			
省内邻近矩阵×地方财政 预算支出占比				-0.021** (0.010)	
省际邻近矩阵×地方财政 预算支出占比				-0.024 (0.017)	
空间误差项			0.296*** (0.022)		
省界屏蔽效应				0.117** (0.054)	0.107** (0.054)
Wald 空间滞后检验	12.150***				
Wald 空间误差检验		9.979**			
LR 空间滞后检验	12.396***				
LR 空间误差检验		10.653**			
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3796	3796	3796	3796	3796
极大似然值	11452.63	11458.828	11456.135	11462.473	11419.822

注：省界屏蔽效应等于“省内邻近矩阵×技术水平”和“省际邻近矩阵×技术水平”两个系数估计值之差；括号内为在城市层面聚类的稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

第二，技术在相邻地级市间扩散。在扩展空间杜宾模型(第(4)列)中，技术水平省内空间相邻项与省际空间相邻项的回归系数估计值分别为0.313和0.196，且均在1%的水平上显著。这说明，对于某市，其毗邻的同省地级市的技术进步率增加1个百分点，平均意义上会导致本市技术进步率增加0.313个百分点；其毗邻的外省地级市的技术进步率增加1个百分点，平均意义上会导致本市技术进步率增加0.196个百分点。这表明，某市技术进步将带动毗邻市的技术进步，技术存在显著的空间扩散效应。技术水平与省际空间相邻矩阵交互项的回归系数估计值显著不为零，表明省界并未完全隔断技术的跨省扩散。这一点并不难理解，因为省界虽然具有十分丰富的政治经济含义，但是它并没有完全隔断省界两边的人员往来、信息交流、生产合作和商品交易，故技术依然有跨省扩散的渠道。

第三，省界屏蔽技术的空间扩散。在扩展空间杜宾模型中，省界对市间技术扩散的屏蔽效应由下述两项的回归系数之差体现：省内邻近矩阵×技术水平和省际邻近矩阵×技术水平。在第(4)列中，前述两项的回归系数之差为0.117，且在5%的水平上显著。这个结果表明，省界阻碍技术的市间扩散，具体而言是使得技术的空间扩散效应下降37.38% $((0.313 - 0.196) / 0.313 \times 100\% = 37.38\%)$ 。省界屏蔽技术扩散的原因有两个：一个是客观原因。譬如，城市与省内毗邻城市间的地形平坦，但和外省毗邻城市间地形复杂、山川阻隔；城市与省内毗邻城市间的方言相同，或者方言差异小些^①。这些客观因素使得城市与省内毗邻城市间的人员往来、信息交流、生产合作和商品交易都高于与省际毗邻城市间的，导致省际技术扩散低于省内。另一个原因是地方保护。譬如，省级政府在边界地带的高速公路和省级公路上投资少，导致边界地带交通状况差(唐为，2019)，阻碍省际技术扩散。

①方言影响技术在中国城市间的扩散(林建浩、赵子乐，2017)。

第四,同省的毗邻市间存在激烈竞争,但不同省的毗邻市间不存在竞争。在第(4)列中,人力资本与省内邻近矩阵的交互项显著为负,但与省际邻近矩阵的交互项不显著。这意味着某市从本省的相邻地级市“抢夺”人才,但未能从外省的相邻地级市“抢夺”到人才。地方财政预算支出占比与省内邻近矩阵的交互项显著为负,但与省际邻近矩阵的交互项不显著。这表明,从技术进步的角度看,某市的财政支出政策对本省毗邻市具有负外部性,但对外省毗邻市没有负外部性。基于人力资本和财政预算支出的发现都表明,同省的毗邻市间存在激烈竞争,但不同省的毗邻市间不存在竞争。这为官员晋升锦标赛制度增加了新的证据。值得指出的是,由于省内各市领导间在晋升上存在激烈竞争关系,市级领导更乐意让跨省而不是同省跨市的技术扩散发生。但是,市级领导的这个意愿得不到实现,因为不同省的地级市试图进行各种促进技术扩散的制度和项目合作时,必须征得省级政府的同意,而省级政府官员出于晋升和财税收入的考虑一般不会批准这样的合作(周黎安、陶婧,2011)。

第五,毗邻市间技术存在空间扩散和省界屏蔽技术空间扩散这一核心结论是稳健的。本文模型控制了许多变量,但依然有不少没有控制,故可能存在遗漏变量偏误。然而,在空间计量模型中,遗漏变量问题带来的影响小于其对微观计量模型的影响;在(扩展)空间杜宾模型中,当遗漏变量与解释变量存在空间依赖且扰动项存在如同空间误差模型一样的空间依赖时,被解释变量空间相关项的系数估计是一致的(LeSage & Pace, 2009)。尽管如此,我们还是使用 Nunn & Wantchekon(2011)的策略,评估遗漏变量问题可能带来的偏误大小。为此,我们在第(5)列中去除度量制度质量的两个变量及其空间相关项。^①去除后,省内邻近矩阵、省际邻近矩阵与技术水平的交互项的系数估计仍然都在1%的水平上显著,并且系数估计值变化十分小(分别由0.313变为0.310、由0.196变为0.202)。这表明,遗漏制度质量这个从理论上讲对技术有重要影响的变量,对两个交互项系数估计的影响很小。那么,其他遗漏变量因为从理论上讲对技术的影响就要比制度质量小,故遗漏它们对两个交互项系数估计的影响一定会更小。这佐证了 LeSage & Pace(2009)的理论观点。

五、机制分析结果与进一步的讨论

(一)政策同步性、方言与省界屏蔽效应

某城市与其省内毗邻城市都受同一个省级政府的政策影响。这可能导致同一省内各城市间的技术水平具有更高的同步性。同步性又称协调性,指在某一时期内两地区间的经济活动在方向与幅度上表现出的趋同性。某城市与省内毗邻城市技术水平的相关性高于与省际毗邻城市,是不是因为同步性呢?

我们通过使用 CM 指数控制同步性来回答此问题。CM 指数被众多文献(程惠芳、岑丽君,2010;等

等)用于度量同步性,其计算公式为: $CM_{j,n,t} = 1 - \frac{1}{2} \left[\frac{(d_{j,t} - \bar{d}_j)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{j,t} - \bar{d}_j)^2}} - \frac{(d_{n,t} - \bar{d}_n)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{n,t} - \bar{d}_n)^2}} \right]^2$, 其中,

$CM_{j,n,t}$ 为 j 市与 n 市 t 期技术水平的同步性, $d_{j,t}$ 与 $d_{n,t}$ 分别为 j 市与 n 市 t 期的技术水平, \bar{d}_j 与 \bar{d}_n 分别为技术水平在样本期内的平均值。我们计算出每个市每年与其他市的 CM 指数后,用公式 $\overline{CM}_{j,t} = \frac{1}{N-1} \sum_{n \neq j} CM_{j,n,t}$ 获得 j 市与其他市技术水平同步性的均值。最后,运用技术水平除以同步性指数的均值获得去同步性的 Malmquist 生产率指数 $M_{CM} = M(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) / \overline{CM}_t$ 。

估计结果表明,控制政策同步性后,省界屏蔽效应依然存在。如表 3 列(1)所示,“省内邻近矩阵×

^①我们没有在第(5)列中去除人力资本和其空间相关项,原因如下:在扩展空间杜宾模型的估计过程中,需要用到去均值后的被解释变量及其空间相关项对去均值后的解释变量进行回归,故模型中除截距项外还至少得包含一个解释变量。在第(5)列中去除人力资本及其空间相关项,会导致模型得不出结果。

技术水平”的系数估计值由基准模型的 0.313 下降到 0.306,“省际邻近矩阵×技术水平”的系数估计值由基准模型的 0.196 下降到 0.166,对应着省界屏蔽效应由 0.117 上升到 0.140。这表明,控制政策的同步性后,省界依然阻碍技术跨省扩散。

表 3 政策同步性、方言与省界屏蔽效应

变量	(1) 控制政策同步性	(2) 相同方言城市	(3) 不同方言城市
省内邻近矩阵×技术水平	0.306*** (0.026)	0.447*** (0.0668)	0.295*** (0.0290)
省际邻近矩阵×技术水平	0.166*** (0.047)	0.282*** (0.0608)	0.111 (0.0807)
省界屏蔽效应	0.140** (0.054)	0.165** (0.0906)	0.184** (0.0862)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3796	3796	3796
极大似然值	11265.79	11419.081	11428.904

注:控制变量包括人力资本、非国有企业就业人数占比、地方财政预算支出占比,以及这三个变量分别与省内邻近矩阵、省际邻近矩阵的交乘项。下同。

如上一部分所述,省界屏蔽效应的一个可能原因是,城市与同省毗邻城市方言相同、与外省毗邻城市方言不同。《汉语方言大词典》将全国县级行政区分为 10 种方言大区、25 种方言区和 109 种方言片。基于中国各县方言归属数据库(刘毓芸等,2015),如果两个地级市属于同一方言区,我们则认为它们使用同样的方言。使用方言区而不是方言大区 and 方言片作为判断标准的原因有二:其一,方言大区将一些有明显差异的方言区归为一个大区。其二,292 个样本地级市中,包含 2 个和 3 个及以上方言片的地级市分别有 114 个(占 39.04%)和 53 个(占 18.15%)。^① 由于 57.19%(=39.04%+18.15%)的地级市都包含多个方言片,使用方言片作为判断依据会带来很大的误差。包含多个方言区的地级市,通常是个别边远县的方言区不同于市辖区。因此,当某地级市包含多个方言区时,我们将该市市辖区的方言区作为该市的方言。然后,我们建立与任一城市方言相同的省内邻近城市矩阵、与任一城市方言相同的省外邻近城市矩阵、与任一城市方言不同的省内邻近城市矩阵和与任一城市方言不同的省外邻近城市矩阵,重新估计省界对技术扩散的屏蔽效应。

表 3 列(2)和列(3)的估计结果证实,方言是省界屏蔽效应的一个成因。首先,控制了方言影响(即只考虑技术在方言相同的毗邻城市间的扩散)后,“省内邻近矩阵×技术水平”的系数估计值 0.447 大于基准模型的 0.313,“省际邻近矩阵×技术水平”的系数估计值 0.282 大于基准模型的 0.196,表明方言相同促进技术扩散。其次,根据列(3),方言不同的同省城市间的技术扩散效应 0.295 小于基准模型的 0.313,方言不同的异省城市间的技术扩散效应不显著,再次表明方言不同阻碍技术扩散。最后,控制了方言的影响后,省界依然屏蔽技术扩散。根据列(2),省界屏蔽了 36.91%(=0.165/0.447)的技术扩散,略小于基准模型的 37.38%。

(二)地方保护与省界屏蔽效应

我们从两个角度证实地方保护是省界屏蔽效应的一个原因。首先,次贷危机之后地方保护加强,但各城市的方言和地形都没发生变化。因此,如果次贷危机之后省界屏蔽效应加大,那么这一定是地方保护加强带来的。其次,没有理论表明方言、地形等客观因素对纯技术效率、技术创新和规模效率的屏蔽效应不一样。因此,如果事实是省界对纯技术效率、技术创新和规模效率的屏蔽效应不一样,那么一定是地方保护带来的。

^①然而,包含 2 个和 3 个及以上方言区的地级市分别仅有 74 个和 11 个,合计占 29.11%。

2008年后中国的地方保护变强。2007年美国发生次贷危机。危机带来的冲击导致中国实体经济从2008年5月开始下滑。经济下滑背景下,地方政府官员为了增加本地财税收入和自身晋升概率,更加期望多享受外地的正外部性、同时减少本地带给外地的正外部性,于是加强地方保护。根据我们对各省政府门户网站上公布日期为2008年1月至2017年12月间政策文件的查阅,安徽省于2008年11月第一个发布了具有地方保护主义色彩的文件^①;2008年1月—2009年12月间,31个省中有24个出台了政府采购中优先使用本省制造的产品、本地企业优先使用本省劳动者等地方保护色彩明显的政策^②。何雄浪和张泽义(2014)、李自若等(2022)都发现次贷危机之后省界对贸易的屏蔽效应变强。

表4 次贷危机前后的省界屏蔽效应

变量	(1) 2001—2008年	(2) 2009—2013年
省内邻近矩阵×技术水平	0.320*** (0.033)	0.327*** (0.041)
省际邻近矩阵×技术水平	0.180*** (0.059)	0.014 (0.076)
省界屏蔽效应	0.141** (0.069)	0.313*** (0.087)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	3796	3796
极大似然值	6891.038	5098.650

根据表4,2008年后省界屏蔽效应变大,证实地方保护是省界屏蔽技术扩散的一个成因。对比列(1)和列(2)可知,次贷危机前后,同省毗邻城市间的技术扩散效应变化很小(分别为0.320和0.327),但省际毗邻城市间的技术扩散效应大幅下降(由0.180变为0.014),导致省界屏蔽效应相应地由0.141变为0.313,增大了一倍多。次贷危机前后因为方言、地形等客观因素都未变^③,所以同省毗邻城市间技术扩散几乎不变、但省际毗邻城市间技术扩散大幅下降这一现象只能由地方保护强度变化来解释,因而证实了省界屏蔽技术扩散的原因包含地方保护。

表5显示的省界屏蔽纯技术效率的空间扩散、但不屏蔽技术创新和规模效率的空间扩散,进一步证实地方保护导致省界屏蔽效应。在表5中,“省内邻近矩阵×纯技术效率”的系数估计值(0.346)大于“省际邻近矩阵×纯技术效率”的0.227,表明省界屏蔽纯技术效率的扩散;然而,对于技术创新指数和规模效率指数而言,其与省内邻近矩阵交互项的系数估计值小于其与省际邻近矩阵交互项的,意味着省界未屏蔽技术创新和规模效率的空间扩散。这些结论并不难理解。在中国“分级管理、分灶吃饭”的政治经济体制下,某市能提升纯技术效率的制度创新更容易被省政府推广到同省的其他市,但较难推广到外省的城市,因此省界会屏蔽纯技术效率的空间扩散。技术创新和规模效率在省外扩散得更多,原因在于,中国的研发在样本期间以技术模仿为主,各省技术创新和规模效率的进步主要来自新工业项目的引进。某省政府在批准下辖某市引进新项目后,一般会出于防止重复建设的考虑禁止下辖其他市再上马同类新项目。但是,其他省政府为了和该省竞争,也会引进同类新项目。因此,某市源自技术创新和规模效率的全要素生产率进步,更易扩散到外省的毗邻市。

①《安徽省人民政府办公厅关于促进当前工业经济平稳较快发展的通知》(皖政办〔2008〕57号)。

②在这期间没有出台地方保护主义政策的7个省份为北京、重庆、四川、浙江、宁夏、新疆和西藏。

③次贷危机前后中国交通设施整体上是改善的,故地形通过交通便捷性导致的省界屏蔽效应会减少,而不会增加。

表5 省界对不同技术扩散的屏蔽效应

变量	(1) 纯技术效率	(2) 技术创新	(3) 规模效率
省内邻近矩阵× 技术水平分解项	0.346*** (0.025)	0.481*** (0.023)	0.256*** (0.026)
省际邻近矩阵× 技术水平分解项	0.227*** (0.046)	0.577*** (0.040)	0.395*** (0.045)
省界屏蔽效应	0.119** (0.054)	-0.095** (0.048)	-0.130** (0.054)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3796	3796	3796
极大似然值	11020.194	13848.748	13527.97

省级政府确实实行了多种限制技术向省外扩散的政策措施。第一,限制企业间技术转移和技术人员流动。因为技术人员流入地直接拥有了技术人员掌握的技术,甚至引进技术人员就是为了获得其技术,因此限制技术人员流动就是限制技术转移。根据国务院发展研究中心“中国统一市场建设”课题组2003年对全国企业、政府部门、研究机构 and 高校等的调查,在根据严重程度对八类地方保护形式的排序中(表6),企业将“限制技术转移”排在第4位,非企业机构将其排在第3位(李善同等,2004)。“限制企业间跨省技术转移或限制技术人员跨省流动”,被36个行业中的12个列为最严重的五种地方保护措施之一(国务院发展研究中心“中国统一市场建设”课题组,2004)。第二,各省只鼓励技术在省内转化和转移。技术转化是技术转移的重要途径。一项技术被外省购买了所有权来投入生产,则该项技术转移到了外省;如果是被外省购买了使用权来投入生产,则外省在使用该技术中也会通过“干中学”获得相关技术进步。只鼓励技术在省内转化明显限制技术的跨省转移。根据我们的文件检索,样本内27个省份中有8个^①都在2014年前出台过鼓励技术在省内转化和转移的政策。第三,限制熟练工人跨省流动。A省接收到B省的技术扩散,不仅需要“懂”技术的高端技术人员,还需要能够将扩散来的技术转化为产品的熟练工人。因为将新手培养成熟练工人的成本不低,所以那些限制熟练工人跨省流动的地方保护措施,譬如当地政府要求企业招工优先本地户口、外地职工子女在当地入学成本太高、外地职工到当地解决户口较难、因政府相应职能不完善难以为外地职工提供社会保险等,都会妨碍技术扩散。最后,各省在边界地区投资建设的道路少于非边界地区,导致边界地区交通状况差(唐为,2019)。交通状况差限制技术扩散。

表6 八类地方保护形式的严重程度及排序

	企业问卷		非企业问卷	
	严重程度分值	排名	严重程度分值	排名
对劳动力市场方面的干预	57.7	1	60.1	1
阻止外地产品进入的其他非正式的无形限制	55.7	2	57.3	2
工商质检等方面的歧视	51.0	3	51.8	4
限制技术转移	49.7	4	52.6	3
价格限制和地方补贴	47.3	5	50.2	6
直接控制外地产品的销售数量	46.0	6	50.2	5
对外来企业原材料投入方面的干预	44.3	7	47.7	8
对投融资方面的干预	42.0	8	48.8	7

注:(1)分值等于100表示最严重;(2)此表引自李善同等(2004)。

^①按出台时间先后,这8个省份分别为天津、山西、广东、北京、福建、安徽、吉林和湖北。

(三)省界屏蔽效应对经济增长的影响

为考察城市的技术扩散效应与省界屏蔽效应对经济增长的影响,表7给出了地区生产总值的年平均增长率、技术进步率、技术空间扩散效应和省界屏蔽效应对地区生产总值的贡献率。由表7可知:

表7 省界屏蔽效应对经济增长率的影响

	经济增长率 (%)	技术进步对经济增长的贡献率 (%)	技术扩散带来的经济增长 (%)	技术扩散带来的经济增长贡献 (%)	屏蔽效应 (%)	屏蔽效应损失的经济增长 (%)	屏蔽效应损失的经济增长贡献 (%)
全样本	13.025	21.351	0.870	6.683	37.380	0.325	2.498
次贷危机前	13.956	14.216	0.635	4.549	44.063	0.280	2.004
次贷危机后	10.668	38.020	1.326	12.433	95.719	1.270	11.900

注:技术进步对经济增长的贡献率=(技术进步率/经济增长率)×100%;技术扩散带来的经济增长= φ_1 ×技术进步对经济增长的贡献率×经济增长率;技术扩散带来的经济增长贡献=(技术扩散带来的经济增长/经济增长率)×100%;屏蔽效应损失的经济增长=屏蔽效应×技术进步对经济增长的贡献率×经济增长率;屏蔽效应损失的经济增长贡献=(屏蔽效应损失的经济增长/经济增长率)×100%。

首先,技术扩散明显促进经济增长。在样本期间,技术扩散导致地级市的平均经济增长率提高0.870个百分点,占平均经济增长率的6.683%。技术进步对经济增长的贡献率由次贷危机前的14.216%增加到危机后的38.020%,导致技术扩散对经济增长的贡献也由4.549%增加到12.433%。

其次,省界屏蔽效应造成的经济增长损失不可忽视。样本期间,省界屏蔽了37.380%的技术扩散,导致经济增长率降低0.325个百分点,占平均增长率的2.498%。尤其是次贷危机后,省界屏蔽效应导致经济增长率下降1.27个百分点,占平均增长率的11.900%。

六、结论与建议

如何加快行政边界地带经济发展是实现区域平衡发展和共同富裕面临的难题。党的十九大报告提出“建立更加有效的区域协调发展新机制”,这要求对行政边界阻碍经济发展的渠道进行全面的。已有研究发现省界妨碍省际贸易和价格一体化。本文发现,省界还屏蔽技术在地级市间的扩散。我们从省界影响人力资本的空间聚集这一点出发,构建了扩展空间杜宾模型。然后,基于2001—2013年的市级面板数据,采用极大似然估计法,我们估计出技术在地级市间的扩散效应和省界对技术扩散的屏蔽效应的大小。回归结果表明,某市毗邻的同省的市的技术进步率增加1个百分点,平均意义上会导致该市技术进步率增加0.313个百分点;其毗邻的外省的市的技术进步率增加1个百分点,平均意义上会导致本市技术进步率增加0.196个百分点。这意味着省界屏蔽了37.38%的技术扩散;这个屏蔽效应导致边界市增长率降低0.325个百分点。进一步的分析发现,面临次贷危机带来的负向外部冲击,各省加强地方保护使得省界屏蔽效应加大。

根据本文结论,促进边界地带经济发展,需要打破各省阻碍技术扩散的各种政策壁垒。在“分级管理、分灶吃饭”体制短期内不会变化的前提下,我们提出如下政策建议:

首先,完善国家技术转移体系。国家技术转移体系越健全,各省阻碍技术转移的隐形政策就越无藏身之地。应鼓励中国技术交易所、上海技术交易所、深圳证券交易所和广州期货交易所等机构建设国家科技成果产权交易机构,在全国范围内开展知识产权转让、许可等运营服务,加快推进技术交易服务发展。加快建立国家技术转移人才培养体系,提高技术转移人员的技术评价与筛选、知识产权运营和商业化咨询等能力。

其次,推动户籍准入年限同城化累计互认。目前众多城市都已施行积分落户政策。劳动力在当地的工作纳税年限是积分主要来源,在外地的工作纳税年限无积分。除超大城市外,应在京津冀、长三角、长江中游、成渝和淮海等城市群探索实行户籍准入年限同城化累计互认,试行以经常居住地登记户口制度。

最后,尽快实现养老保险全国统筹,强化对各省落实《社会保险法》的执法检查。《社会保险法》

明确规定,个人跨省就业时其基本社会保险缴费年限累计计算。但是,许多省份实践中都对转出社会保险关系设置或明或暗的障碍。中央政府多次治理此问题,但收效甚微。社会保险缴费年限不可携带已构成劳动力跨省流动的重要阻碍。中央政府应加快养老保险全国统筹步伐。养老保险全国统筹后,劳动力在全国任何地方就业的养老保险缴纳和发放机构都是中央政府相关部门,养老保险缴费年限跨省转移接续问题就不复存在。由于基本医疗保险目前仍以地级市统筹为主,中央政府应强化执法检查,督促各省落实《社会保险法》有关转移接续方面的规定。

参考文献:

- 程惠芳 岑丽君,2010:《FDI、产业结构与国际经济周期协动性研究》,《经济研究》第9期。
- 樊纲 王小鲁 张立文 朱恒鹏,2003:《中国各地区市场化相对进程报告》,《经济研究》第3期。
- 国务院发展研究中心“中国统一市场建设”课题组,2004:《中国国内地方保护的调查报告——基于企业抽样调查的分析》,《经济研究参考》第6期。
- 何雄浪 张泽义,2014:《国际进口贸易技术溢出效应、本国吸收能力与经济增长互动——理论及来自中国的证据》,《世界经济研究》第11期。
- 蒋殿春 张宇,2008:《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》第7期。
- 李善同 侯永志 刘云中 陈波,2004:《中国国内地方保护问题的调查与分析》,《经济研究》第11期。
- 李自若 杨汝岱 黄桂田,2022:《中国省际贸易流量与贸易壁垒研究》,《经济研究》第7期。
- 林建浩 赵子乐,2017:《均衡发展的隐形壁垒:方言、制度与技术扩散》,《经济研究》第9期。
- 刘毓芸 徐现祥 肖泽凯,2015:《劳动力跨方言流动的倒U型模式》,《经济研究》第10期。
- 唐为,2019:《分权、外部性与边界效应》,《经济研究》第3期。
- 魏下海,2009:《贸易开放、人力资本与中国全要素生产率——基于分位数回归方法的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 徐现祥 舒元,2005:《物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同》,《世界经济》第1期。
- 张军 吴桂英 张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 周黎安 陶婧,2011:《官员晋升竞争与边界效应:以省区交界地带的经济发展为例》,《金融研究》第3期。
- Alcacer, J. & M. Gittelman(2006), “Patent citations as a measure of knowledge flows: The influence of examiner citations”, *Review of Economics and Statistics* 88(4):774—779.
- Andersson, M. & O. Ejeremo(2003), “Knowledge production in Swedish functional regions 1993—1999”, CESPRI Working Papers, No. 139.
- Autant-Bernard, C.(2001), “The geography of knowledge spillovers and technological proximity”, *Economics of Innovation and New Technology* 10(4):237—254.
- Belenzo, S. & M. Schankerman(2013), “Spreading the word: Geography, policy, and knowledge spillovers”, *Review of Economics and Statistics* 95(3):884—903.
- Bottazzi, L. & G. Peri(2003), “Innovation and spillovers in regions: Evidence from European patent data”, *European Economic Review* 47(4):687—710.
- Coe, T. & E. Helpman(1995), “International R&D spillovers”, *European Economic Review* 39(5):859—887.
- Elhorst, J.(2014), *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer.
- Elhorst, J. & S. Fréret(2009), “Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects”, *Journal of Regional Science* 49(5):931—951.
- Feldman, M. & D. Kogler(2010), “Stylized facts in the geography of innovation”, in: B. H. Hall & N. Rosenberg(eds), *Handbook of the Economics of Innovation*, Elsevier.
- Fischer, M. & A. Varga(2003), “Spatial knowledge spillovers and university research: Evidence from Austria”, *Annals of Regional Science* 37(2):303—322.
- Fischer, M. et al(2009), “Geographic localisation of knowledge spillovers: Evidence from high-tech patent citations in Europe”, *Annals of Regional Science* 43(4):839—858.
- Greunz, L.(2003), “Geographically and technologically mediated knowledge spillovers between European regions”, *Annals of Regional Science* 37(4):657—680.
- Jaffe, A. et al(1993), “Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations”, *Quarterly*

- Journal of Economics* 108(3):577—598.
- Kaur, M. & L. Singh(2017), “Knowledge spillovers across developing economies”, *Seoul Journal of Economics* 30(3):319—352.
- Keller, W. (2002), “Trade and the transmission of technology”, *Journal of Economic Growth* 7(1):5—24.
- LeSage, J. & R. Pace(2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman and Hall.
- Li, Y. (2014), “Borders and distance in knowledge spillovers: Dying over time or dying with age?— Evidence from patent citations”, *European Economic Review* 71(1):152—172.
- Lucas, R. (1988), “On the mechanics of economic development”, *Journal of Monetary Economics* 22(1):3—42.
- Moreno, R. et al(2005), “Spatial spillovers and innovation activity in European regions”, *Environment and Planning A* 37(10):1793—1812.
- Moreno, R. et al(2006), “Innovation clusters in the European regions”, *European Planning Studies* 14(9):1235—1263.
- Mukherji, N. & J. Silberman(2013), “Absorptive capacity, knowledge flows, and innovation in US metropolitan areas”, *Journal of Regional Science* 53(3):392—417.
- Naveed, A. & N. Ahmad(2016), “Technology spillovers and international borders: A spatial econometric analysis”, *Journal of Borderlands Studies* 31(4):441—461.
- Nunn, N. & W. Leonard(2011), “The slave trade and the origins of mistrust in Africa”, *American Economic Review* 101(7):3221—3252.
- Singh, J. et al(2010), “Patent citations and the geography of knowledge spillovers: Disentangling the role of state borders, metropolitan boundaries and distance”, INSEAD Working Paper, No. 3.

Administrative Border , Technology Diffusion , and Common Prosperity

FU Mingwei¹ WANG He²

(1. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China;

2. Hunan University of Science and Technology, Xiangtan, China)

Abstract : The less-developed status of economy in administrative border areas is a major problem that China has to resolve to reach common prosperity. This paper sets up an extended spatial Durbin model and empirically studies the inhibitory effect of provincial borders on economic growth through shielding technology diffusion. Based on the panel data of prefecture-level cities from 2001 to 2013, we find that technology spreads among cities. For a prefecture-level city, one percentage point increase in the technological progress rate of the adjacent cities in the same province leads to an average increase of 0.313 percentage points in the technological progress rate of the city, while one percentage point increase in the technological progress rate of the adjacent cities in other province only results in an average increase of 0.196 percentage points in the technological progress rate of the city. This implies that the provincial border shields technology diffusion by 0.117 percentage points (37.38%). This shielding effect of provincial border reduces the annual economic growth rate by 0.325 percentage points. This loss of economic growth rate accounts for 2.50% of the average growth rate. Mechanism analysis shows that dialect and local protectionism drive the shielding effect. According to our findings, in order to promote the economic development of provincial border areas, it is necessary to break down all kinds of policy barriers that hinder technology diffusion.

Keywords : Technology Diffusion; Border Effect; Local Protectionism; Spatial Durbin Model

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:陈建青)