

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.04.09

中国能源强度的空间分布与收敛研究^{*}

——基于动态空间面板模型的分析

姜 磊^{1,2}, 柏 玲²

(1. 格罗宁根大学 空间科学学院 经济地理系, 荷兰 格罗宁根 9747 AD;

2. 华东师范大学 地理信息科学教育部重点实验室, 中国 上海 200241)

摘 要: 区域间的空间溢出和技术溢出效应日益显著, 在进行能源强度收敛研究时不可忽略空间依赖性和时间动态性。在考虑空间维度的地理邻近性和时间维度的动态性的基础上, 采用动态空间面板模型分析中国 29 个省区能源强度的空间分布、动态变化趋势以及收敛情况, 研究表明: 从中国能源强度的空间分布来看, 呈现东低西高的格局, 并且存在空间自相关现象; 从动态趋势看, 能源强度的空间自相关指数在 2005 年之后趋于稳定, 东、中、西部的能源强度均呈现持续下降的趋势; 从总体趋势来看, 能源强度存在绝对 σ 收敛, 不存在绝对 β 收敛, 但存在显著的条件 β 收敛。提高能源效率以及缩小区域能源效率差异, 应充分利用空间溢出效应, 鼓励能源强度低的地区的技术溢出到能源强度高的地区, 从而加快全国区域间能源强度的收敛速度。

关键词: 能源强度; 能源效率; 收敛性; 收敛速度; 空间自相关; 空间溢出效应; 技术溢出效应; Moran 指数; 空间依赖性

中图分类号: F062.5; F206

文献标志码: A

文章编号: 1674-8131(2014)04-0061-09

一、引言

1978 年改革开放以来, 中国经济快速发展, 能源消费量也迅速增长。尤其近十年来, 中国能源消费量激增, 已经成为世界上第一大能源消费国。与此同时, 我国能源效率总体上有了明显提高, 但是与发达国家相比差距仍然比较明显。而从全国各省区的能源强度指标来看, 区域间的能源强度差距

也是显著的。

改革开放之后, 东部沿海地区借助政策优势、自然条件优势、区位优势以及历史工业积淀, 经济得到了快速的发展, 能源效率也居于全国领先水平。西部地区由于自然环境较差, 经济发展水平较低, 技术水平落后, 能源效率处在全国平均水平之下。但从 1999 年国家实施“西部大开发”战略以来, 西部地区经济状况有了明显的改善, 同时能源

* 收稿日期: 2014-04-06; 修回日期: 2014-05-11

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71373079)“时空效应视角下区域碳生产率趋同机制及减排策略研究”

国家建设高水平大学公派研究生项目(留金发[2011]3010)

作者简介: 姜磊(1983—), 男, 山东烟台人; 博士研究生, 在荷兰格罗宁根大学空间科学学院经济地理系学习, 主要从事经济地理与空间统计研究; E-mail: L.Jiang@rug.nl。

柏玲(1987—), 女, 河南驻马店人; 博士研究生, 在华东师范大学地理信息科学教育部重点实验室学习, 主要从事区域经济模拟与空间统计研究; E-mail: blingy1978@163.com。

效率也有了相应的提高。目前,从空间维度来看,我国东、中、西部能源强度的空间差异性非常明显;从时间维度来看,东、中、西部地区的能源强度也同时都在下降。那么,中国省区之间的能源强度是否会收敛于稳态?成为中国能源经济学中一个重要的议题;同时,如何缩小东、西部能源强度之间的差异,也是研究中的一个热点问题。

区域能源强度是否会收敛于稳态是近年来能源经济学研究的一个焦点。自 Barro et al(1992)提出了计算收敛的模型以来,很多学者利用该模型对区域能源强度(效率)收敛进行了研究。如 Miketa et al(2005)利用面板数据研究了1971—1995年56个发达和发展中国家10个制造业部门能源生产率的收敛状况。Markandya et al(2006)研究发现东欧12个处于经济转型的国家与欧洲5个国家之间的能源强度存在收敛现象。Mulder et al(2007)针对1970—1997年14个OECD国家间的能源和劳动力生产率的研究结果表明其存在收敛现象。Ezcurea(2007)研究了1971—2001年98个国家的能源强度的空间分布,结果发现存在收敛现象。Liddle(2010)选用1971—2006年111个国家和1990—2006年134个国家的数据来研究能源强度收敛问题,两个样本的分析结果都表明存在持续的能源强度收敛现象。Sevi et al(2010)研究了1971—2003年97个国家的能源强度收敛,结果发现,在中东地区、OECD国家和欧洲一些国家内部存在收敛现象。Herrerias(2010)研究了1971—2008年83个国家的总能源强度、73个国家的化石燃料能源强度和7个国家的替代能源及核能强度的收敛状况,发现发展中国家的能源强度收敛速率较快,发达国家存在俱乐部收敛。

我国学者也对中国的区域能源强度收敛问题进行了研究。姜雁斌和朱桂平(2007)研究发现,我国东部地区的能源强度存在绝对 β 收敛,中、西部省区能源消耗的技术无效性将在一定时期内持续降低。师傅和张良悦(2008)通过计算变异系数的分析表明:从整体视角看我国的能源效率是趋异的;其中,西部能源效率表现出发散的迹象,东部显示出趋同的特征,而中部则呈现出逐渐向东部收敛的态势;在西部地区,西北能源效率具有明显的发散特征,西南能源效率的变异系数处于频繁波动状态;进一步通过经典收敛回归模型的检验分析发

现,中部能源效率和经济发展水平越低,其能源效率向东部水平收敛的速度越快,具有 β 收敛的特征。杨正林和方齐云(2008)对中国地区间能源生产率的差异进行 σ 收敛和 β 收敛分析,结果表明:能源生产率的总体差异并没有呈现出显著的 σ 收敛,而是表现为不同阶段性特征;东部地区差异缩小且较为稳定,中部地区经过小幅波动后也趋于收敛,而西部地区差异呈现出三个先扩大后缩小的“倒U形”特征;绝对 β 收敛和条件 β 收敛模型的分析结果表明,中国地区间能源生产率总体差异正在逐步缩小。

上述研究皆采用传统的计量方法进行研究。然而,地理学第一定律使得经典统计学中有关测量值相互独立的基本假设不再有效,空间依赖性或者空间相关性成为一种常态(David et al, 2005)。中国地域广阔,空间集聚性和空间异质性等地理现象十分明显,因此在研究能源强度收敛问题时不能忽视空间因素。空间依赖性表现为技术溢出和空间溢出等空间效应,具体来说,由于地理空间单元(如省域)之间不是割裂孤立的,相邻的地理单元会有技术溢出。有鉴于此,本文不仅考虑了空间维度的空间溢出效应,也考虑了时间维度的动态变化因素,从时空双维度出发,利用动态空间面板数据模型来研究中国省级区域能源强度的收敛性,以拓展和丰富相关研究,并为缩小我国能源强度差异的政策研究提供参考和经验依据。

二、理论模型与数据处理

1. 收敛理论

“收敛”一词最初用于研究地区间或国家间的收入差距是否会随时间的推移而逐步减少,根据“收敛”的含义,国内外学者将其引申其用于研究能源强度收敛等其他问题上。理论上存在三种收敛概念,分别是 σ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛。应用到能源强度收敛上, σ 收敛指的是各地区间的能源强度水平的差异随着时间的推移而趋于减少,一般用标准差等来衡量;绝对 β 收敛是指所有的地区最终将收敛于同一个稳态, σ 收敛和绝对 β 收敛都属于绝对收敛;条件 β 收敛则放弃了各个地区具有完全相同的经济特征的假定,考虑了各个地区不同的特征和条件,也就是地区差异,认为不同的地区也具有不同的稳态。

2. 面板数据收敛的研究方法

(1) σ 收敛

通常根据标准差来检验是否存在 σ 收敛, 计算公式如下:

$$VOC = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^N (EI_i - \overline{EI})^2\right)/N} \quad (1)$$

其中, VOC 表示标准差, N 为样本数, 下标 i 表示各个地区, EI 为能源强度的观测值, \overline{EI} 为样本平均值。

(2) 绝对 β 收敛

绝对 β 收敛系数需要通过建立回归方程来进行估算, 具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} d(\text{Ln}EI_{i,t+1}) &= \text{Ln}EI_{i,t+1} - \text{Ln}EI_{i,t} \\ &= \alpha + \beta \text{Ln}EI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, d 表示差分, Ln 表示自然对数; 下标 $t+1$ 为某一时段的期末年, 下标 t 为某一时段的基年; α 为截距项, ε 为误差项, 满足零均值同方差。若 $\beta < 0$ 且在统计上显著, 则表明存在绝对 β 收敛。

(3) 条件 β 收敛

检验条件 β 收敛的一个简洁方法是运用面板数据的固定效应 (Miller et al, 2002)。固定效应考虑了不同个体有不同稳态值, 也考虑了个体自身稳态值随时间的变化而变化, 它的最大优点是能够避免遗漏解释变量, 并且避开对解释变量的选择问题。条件收敛的模型设定如下 (齐绍洲等, 2010):

$$\begin{aligned} d(\text{Ln}EI_{i,t+1}) &= \text{Ln}EI_{i,t+1} - \text{Ln}EI_{i,t} \\ &= \beta \text{Ln}y_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, μ 表示固定效应。如果 $\beta < 0$ 且在统计上显著, 则表明存在条件 β 收敛。

为了检验条件收敛的存在性, 也可以通过在面板回归模型中添加若干个控制变量来实现。然而, 在添加控制变量时, 往往需要考虑控制变量的内生性问题。在处理内生性问题方面, 应用较为广泛的是广义矩估计方法 (Generalized Method of Moments, GMM)。本文考虑了空间依赖性因素以及时间动态性因素, 利用 GMM 方法来估算中国 29 个省区能源强度的条件收敛, 具体的模型设定如下:

$$\begin{aligned} d(\text{Ln}EI_{i,t+1}) &= \alpha + \gamma \sum_{k=1}^t d\text{Ln}EI_{i,t-k} + \beta \text{Ln}EI_{i,t} + \\ &\rho W \text{Ln}EI_{i,t} + \delta W \text{Ln}EI_{i,t-1} + \mu \text{Ln}X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, W 表示非负对角线元素为 0 的空间邻近权重矩阵, 在本文中, 采用的是 rook 一阶规则;

$W \text{Ln}EI_i$ 为空间滞后项, 表示的是当期周围地区能源强度对中心地区能源强度的影响; X 表示模型中的控制变量。之所以采用基于空间滞后模型扩展的动态空间面板模型, 是因为通过 Lagrange Multiplier 检验之后发现应当包含被解释变量的空间滞后项。

3. 变量选择和数据来源

尽管采用固定效应来分析条件收敛是一种较好的方法, 但是为了稳健起见, 本文同时也采用了将外生解释变量添加到收敛模型中的方法, 用以比较估算出的收敛结果。影响中国地区能源强度的因素很多, 根据相关研究结论, 本文选择了经济水平、产业结构、技术进步、外商直接投资和能源价格 5 类工具变量来分析地区能源强度的收敛问题。

(1) 能源强度 (EI)。能源效率的测度有多种指标, 魏一鸣和廖华 (2010) 总结为七类指标: 能源宏观效率、能源事物效率、能源物理效率、能源价值效率、能源要素利用效率、能源要素配置效率和能源经济效率。本文选用是最为常用的单位 GDP 能耗这一宏观指标, 通常也定义为“能源强度”。计算公式为: 能源强度 = 能源消费量 / GDP。其中, GDP 以 1998 年为基期折算为实际 GDP。

(2) 经济水平 (GDP)。经济水平通常是影响能源强度最主要的因素 (史丹等, 2008)。从中国能源效率分布图来看, 东部沿海地区经济最为发达, 其能源效率也最高。以北京、上海和广东为例, 这三个地区是环渤海湾、长三角和珠三角的核心地区, 经济最为发达, 其能源效率也居于全国首位。而欠发达地区, 尤其是西北地区, 经济发展最为落后, 相应的能源效率也最低。由此可见, 中国的区域能源强度与经济发展水平是密切相关的。

(3) 产业结构 (第二产业比重 $Second$, 第三产业比重 $Tertiary$)。从已有的研究结果来看, 第二产业比重与能源强度一般为正相关关系, 即第二产业比重的增加加剧了能源强度的上升。很多学者认为第三产业比重与能源强度为负相关关系 (邱灵等, 2008; 张少华等, 2009), 这是由于第三产业附加值高, 能源消耗强度较小, 第三产业比重的提高会降低能源强度。

(4) 技术进步 (研发投入 RD , 科研人员 $Personnel$)。一般来说, 技术进步带来了工艺水平的提高, 能改善能源效率。通常采用研发投入来表示技术进步变量。R&D 投资通过两个方面来促进技

术进步:一是可以生产新的技术和信息,二是可以增强企业吸收现有技术和信息的能力,促进知识和技术的外溢;即 R&D 投资具有提高创新能力和吸收能力的两面性(张海洋,2005)。Keller(2002)认为,R&D 投入越多,有效的研发劳动也越多,对技术进步的促进能力也越强。同时,R&D 投入越多,有关能源利用的先进设备、技术与管理的有效的研发劳动也越多(江锦帆,2004)。本文也采用 R&D 支出作为衡量技术进步的指标,同时为了进一步证实技术进步对能源强度的影响,还选用了另一个较为常用的变量来表示技术进步,即研究与开发机构科技活动人员数。

(5)外商直接投资(FDI)。FDI 是影响能源强度的重要因素之一,大量的外资流入产生了显著的溢出效应。在开放经济条件下,外商直接投资是技术进步的重要来源之一。改革开放使得国外先进的技术设备以外商直接投资的形式进入了我国,直接提高了我国能源效率(谢志军等,1996),张贤和周勇(2007)也验证了外商直接投资对能源效率的影响。本文对外商直接投资的衡量选用的实际利用外资金额,数据来自于 CEIC 中国经济数据库。

(6)能源价格(Price)。能源价格也是影响能源强度的一个重要因素,从经济学的需求定理来看,能源价格越高,对于能源消费的倾向就越少,也激励经济主体提高能源效率。因此,能源价格与能源强度之间理应表现出负相关关系。由于没有直接表示能源价格的指标,本文借用各个地区原材料、燃料、动力购进价格指数替代能源价格。

本文研究对象为中国内地的省级区域,由于西藏的能源消费数据缺乏,海南个别数据缺失^①,研究中未包含西藏和海南,共计 29 个省区。本文所用的数据来自历年《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》以及《中国城市(镇)生活与价格年鉴》。

三、实证分析

1. 能源强度的时空分析

在进行能源强度收敛研究之前,首先对 29 个省区能源强度的空间分布和空间分布的动态变化趋势进行分析,为后面的实证做一个初步的判断。

由图 1 可以观测到,中国 29 个省区的能源强度在空间上的分布并非均衡,东部沿海地区普遍较低,中部地区和西部地区逐渐升高,呈现阶梯状分布。尤其要指出的是,西北地区的能源强度呈现为高强度集中,而东南沿海地区能源强度则普遍较低。从全国总体分布来看,明显表现出能源强度的空间不均衡性,即空间异质性;从局部来看,又有低能源强度集中区(东南地区)和高能源强度集中区(西北地区),所以初步可以判断存在空间自相关性。因此,本文采用 Moran 指数方法定量检测全域能源强度的空间自相关现象(见图 2),分析结果表明我国能源强度在空间分布上并非完全随机,而是存在明显的空间趋同。

图 2 表明中国 29 个省区之间能源强度在空间分布上具有明显的正自相关关系(空间依赖性),说明能源强度在空间分布上并不是随机的,而是表现出某些省区能源强度的相似值在空间上趋于集群的现象。在图 2 中,位于第一象限的省区有内蒙古、新疆、甘肃、山西、陕西、宁夏、青海和云南,其含义为能源强度高的省区被能源强度同样高的省区所包围(High-High,高一高集聚),可以发现这些省区主要在经济欠发达的西部地区,尤其是西北地区居多;位于第二象限的省区有黑龙江、吉林、河南、四川、重庆、广西和辽宁,其含义为能源强度低的省区被能源强度高的省区所包围(Low-High,低—高集聚);位于第三象限的省区有北京、天津、河北、山东、安徽、湖北、湖南、江西、福建、广东、江苏、上海和浙江,其含义为能源强度低的省区被能源强度同样低的省区所包围(Low-Low,低—低集聚);位于第四象限的只有贵州,其含义为能源强度高的省区被能源强度低的省区所包围(High-Low,高一低集聚)。由此可见,中国各个省区能源强度的空间集聚性非常明显,正向局域相关和集聚的典型特征非常显著。

图 2 只能描述一年的能源强度的 Moran 指数,图 3 则反映了 1998—2010 年源强度空间分布的动态变化。我国能源强度的空间分布并非是固定的,而是随着时间动态变化:1998 年 Moran 指数达到了 0.54 以上,说明各地区能源强度空间自相关现象十分明显;在 2000 年, Moran 指数突然下降到 0.5 左

^① 海南省是一座岛屿,在地理空间上不与任何地区有边界。由于我们采用 rook 一阶规则定义空间权重,根据该定义海南没有任何邻居,如果强制海南与广东或者广西邻近也是违背客观事实的。

右, 然后直至 2010 年, Moran 指数一直处于波动上升状态。在 2005 年之后, 尽管 Moran 指数处于小幅

波动状态, 但能源强度空间聚集性明显有了更为有序的发展。

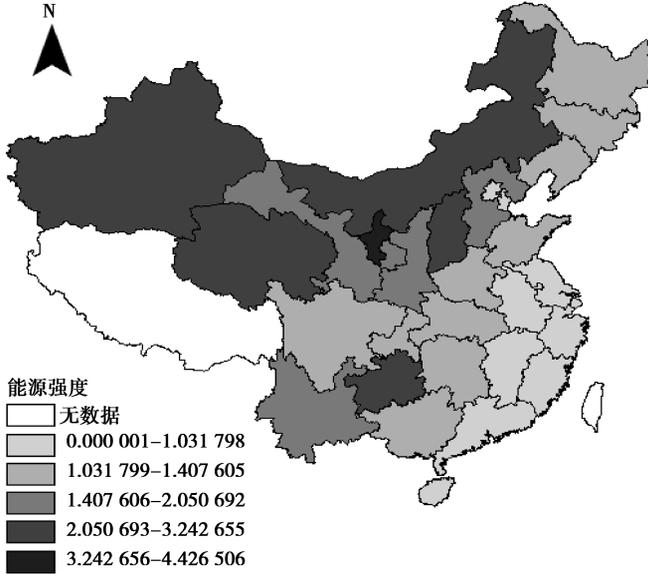


图 1 2010 年中国 29 个省区能源强度分布图

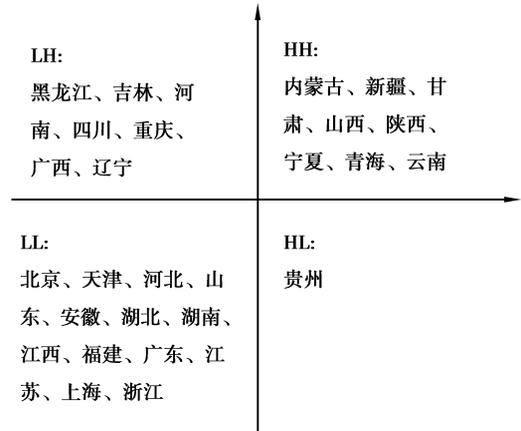


图 2 2010 年中国 29 个省区能源强度 Moran 散点图对应的地区分类详情

图 4 进一步揭示了我国东部、中部和西部地区能源强度的变化趋势^①: 能源强度最高的为西部地区, 1998—2001 年能源强度不断走低, 但 2001—2010 年呈现“倒 U 形”趋势; 能源强度居中的为中部地区, 虽然个别年份有波动, 但总体上看 1998—2010 年能源强度不断向下; 能源强度最低的为东部地区, 发展态势与中部地区类似, 能源效率不断提高。从图形可以有一个直观的判断: 西部地区虽然波动, 但是能源强度下降的趋势明显; 中部地区也有较为明显下降; 而东部地区虽然也在下降, 但是变化幅度较小。由此可以直观地判断, 我国 29 个省区的能源强度有可能存在收敛现象, 但是仍然需要定量方法予以确定。

2. 绝对收敛分析

由图 5 可知, 1998—2010 年 29 个省区能源强度的标准差发展趋势明显分为两个阶段: 第一阶段为 1998—2001 年, 标准差不断降低, 即存在绝对收敛; 第二阶段为 2001—2010 年, 标准差先上升, 在

2004 年达到峰值, 然后明显地下降, 呈现“倒 U”形趋势。尽管在样本期内存在变化, 但是从总体趋势而言, 依然是呈现收敛趋势, 即存在绝对 σ 收敛。值得注意的是, 图 5 的总体变化与图 4 相呼应。

根据绝对 β 收敛的公式, 可以计算出中国 29 个省区能源强度绝对 β 收敛的情况 (表 1): 估计出的 β 值没有通过 10% 显著性水平的检验, R^2 也极小; 从 F 统计量及其伴随概率来看, 模型的拟合程度极差, 也没有通过检验。因此, 可以判断, 中国 29 个省区能源强度不存在绝对 β 收敛的情况。

表 1 中国 29 个省区能源强度绝对 β 收敛检验结果

变量	系数	标准差	t 统计量	概率值
β	-0.007 4	0.008 0	-0.924 4	0.355 9
常数项	-0.021 5	0.005 6	-3.835 4	0.000 1
R^2	0.002 5			
F 统计量	0.854 5			
P 值 (F 统计量)	0.355 9			

^① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建和广东, 中部地区包括黑龙江、吉林、山西、河南、湖北、湖南、江西和安徽, 西部地区包括四川、重庆、云南、广西、贵州、青海、宁夏、陕西、甘肃、内蒙古和新疆。

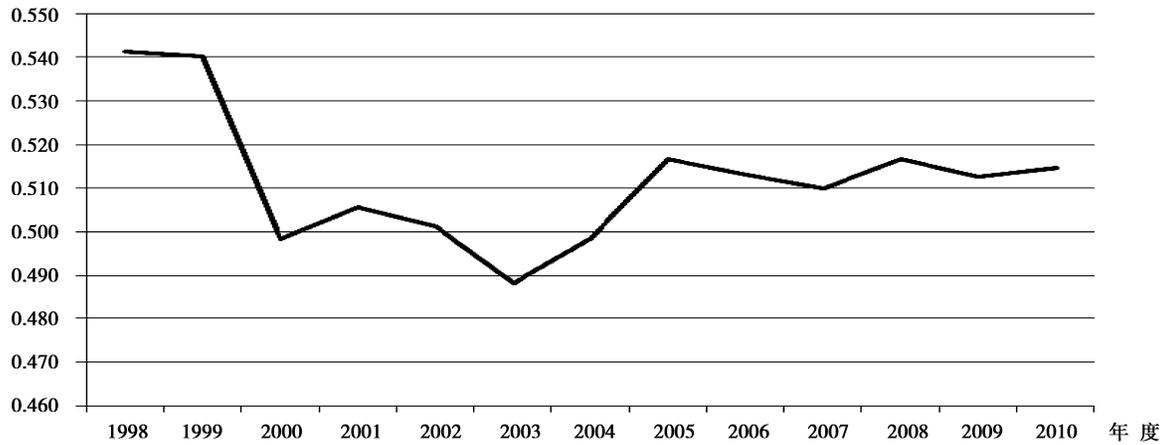


图 3 1998—2010 年中国 29 个省区能源效率 Moran's I 动态趋势图

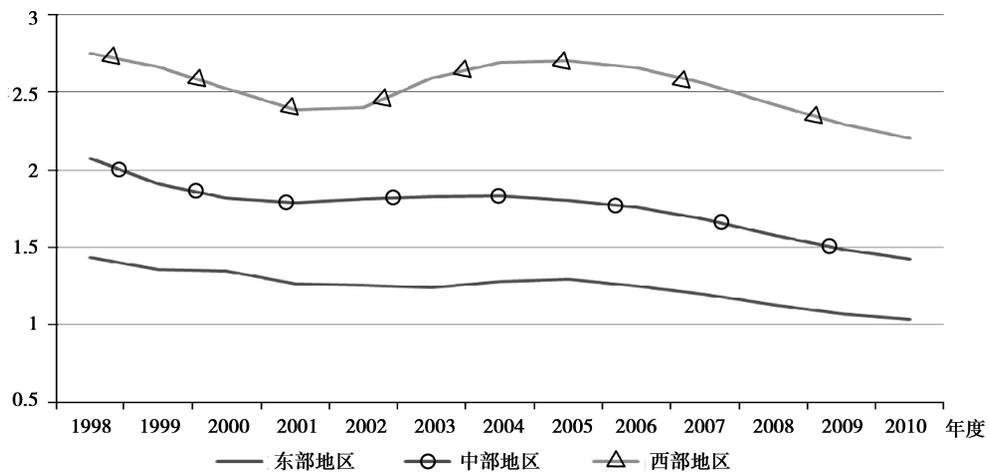


图 4 1998—2010 年东部、中部和西部地区能源强度趋势图

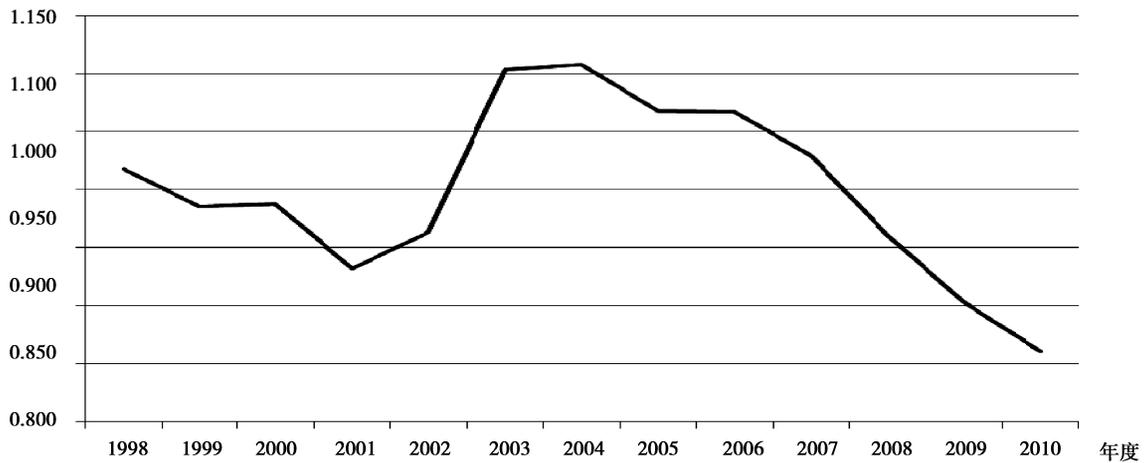


图 5 1998—2010 年中国 29 个省区能源强度标准差趋势图

3. 条件 β 收敛分析

由于固定效应允许未观测效应与解释变量可以存在相关关系 (Wooldridge, 2002), 同时利用固定效应可以考虑到截面之间的差异性, 因此运用固定效应进行条件收敛检验是一种不同于传统的加入

控制变量的检验方法。但是, 为了进行比较, 也需要添加控制变量以估计出条件 β 收敛的情况。本文分别采用了固定效应、加入控制变量的固定效应、系统差分法和加入控制变量的系统差分法四种方法, 对中国 29 个省区能源强度的条件 β 收敛进行估计, 计算结果如表 2 示。

表 2 固定效应和系统 GMM 估计的条件 β 收敛检验结果

变量	固定效应	加入控制变量的固定效应	系统差分	加入控制变量的系统差分
β	-0.186 4*** (0.031 1)	-0.292 5*** (0.037 7)	-0.247 2*** (0.034 9)	-0.348 8*** (0.044 7)
常数项	0.072 7*** (0.016 7)	-0.837 9 (0.807 7)	-0.050 3*** (0.009 5)	0.576 3 (0.594 2)
Ln GDP		-0.101 9** (0.049 5)		-0.078 3* (0.043 7)
Ln Second		0.230 6** (0.098 6)		-0.088 6 (0.100 7)
Ln Tertiary		0.041 0 (0.096 7)		-0.107 2 (0.067 5)
Ln RD		0.038 3 (0.025 5)		0.015 0 (0.011 0)
Ln Personnel		-0.017 2 (0.026 4)		-0.043 0*** (0.013 1)
Ln FDI		-0.016 8* (0.008 8)		-0.009 5 (0.009 1)
Ln Price		-0.012 5 (0.057 7)		0.061 3** (0.024 1)
$\Delta \text{Ln } EI_{t-1}$			0.095 1*** (0.016 8)	0.058 0** (0.027 0)
$\Delta \text{Ln } EI_{t-2}$			-0.151 0*** (0.029 0)	-0.088 2** (0.039 9)
$\Delta \text{Ln } EI_{t-3}$			-0.024 3* (0.013 4)	0.015 3 (0.022 0)
$\Delta \text{Ln } EI_{t-4}$			-0.050 9*** (0.018 0)	0.013 6 (0.038 7)
$W \times \text{Ln } EI$			0.604 7*** (0.038 5)	0.342 0*** (0.117 8)
$W \times \text{Ln } EI_{t-1}$			-0.292 4*** (0.058 2)	-0.152 8 (0.106 1)
F 统计量	35.96	10.14		
P 值(F 统计量)	0.000 0	0.000 0		
AR(1)			-2.304 5	-2.302 8
概率值			0.021 2	0.021 3
AR(2)			0.838 6	0.205 8
概率值			0.401 7	0.837 0
Sargan 检验			23.000 7	17.817 6
概率值			0.999 9	1.000 0

注: *** 表示通过 1% 显著性水平, ** 表示通过 5% 显著性水平, * 表示通过 10% 显著性水平, 括号内为标准差。

由表 2 可知, 四个模型中, 所有的 β 系数的统计量都通过了 1% 显著性水平的检验, 但各个系数的估计值不同, 变化范围由 -0.186 4 到 -0.348 8, 固定效应估计的系数最小, 而加入控制变量后的系统 GMM 估计的系数最大。尽管 Islam (1995) 和 Miller et al (2002) 等都直接用固定效应来估计条件 β 收敛, 彭国华 (2005) 也认为加入额外的控制变量是多

余的, 但是从本文的估计结果来看, 是否加入控制变量, 参数的估计结果并不完全一样。表 2 中第二列与第一列的 β 估计值差异较大, 由此可见, 加入一些控制变量后, 对参数估计的影响是存在的。在实际分析中, 假设没有任何解释变量的模型也是非常不完善的。表 2 的第三列是系统 GMM 方法估计的结果, 但是并没有包含控制变量, β 值为 -0.247 2, 介

于第一个和第二个模型估计的参数值之间;表2的第四列为加入控制变量后的系统GMM方法估计出的收敛情况,从估计的参数值 β 来看,系数最大,也就是说,与不考虑是时空因素(空间依赖性和时间动态性)的模型以及不考虑控制变量的模型相比,该模型估计的收敛速度是最快的。可见,如果忽略了时空因素和控制变量,可能会低估能源强度的收敛速度,而在考虑时空因素及其控制变量后,可以得出更为稳健的结论。

四、结论与启示

本文在考虑空间维度的地理邻近性和时间维度的动态性的基础上,分析中国29个省区能源强度的空间分布和动态变化趋势以及收敛情况,结果表明:从能源强度的空间分布来看,呈现东低西高的格局,并且存在空间自相关现象;从Moran指数的动态变化来看,能源强度的空间集聚状态基本在2005年之后趋于稳定,东、中、西部的能源强度均呈现持续下降的趋势;从总体趋势来看,中国能源强度存在绝对 σ 收敛,不存在绝对 β 收敛,但存在条件 β 收敛。

从本文的研究中还可以发现,由于空间邻近性的客观事实,区域间的空间溢出和技术溢出效应是十分明显的,空间效应是在分析能源强度收敛时必须考虑的重要因素。在中国,能源强度低的省区在空间上趋于集中于东南地区以及沿海地带,而能源强度高的省区集中在西北地区。这也给我们一个很重要的启示:一个地区能源效率的提高势必会通过技术溢出效应等促进邻近地区能源效率的改善。

目前,中国政府十分重视能源效率的提高。在制定提高能源效率以及缩小区域能源效率差异的有关政策时,需要从时空角度进行考虑。一方面,要考虑到区域之间的联系,不能割裂地区来制定能源政策。要从大局出发,充分考虑技术溢出的客观事实,鼓励能源强度低的东部地区的技术溢出到能源强度较高的中、西部地区,从而加快全国区域间能源强度收敛速度,促使中、西部地区能源强度迅速降到与东部地区相近的水平。另一方面,从时间维度上看,政府在制定能源政策之时,需要考虑该政策对未来的影响。目前,我国各地区能源强度均不断降低,但经济系统通常存在时间滞后效应,良好的政策对未来有较强的持续性的促进作用,而不够稳妥的政策同样也会损害现已经取得的成绩。

此外,经济发展水平、技术水平、产业结构、外资投入以及能源价格等因素对能源强度的收敛也有很大的影响,而且从根本上来讲,缩小东、西部经济发展水平差异以及技术水平差异是缩小东、西部能源强度差异的最主要路径。

参考文献:

- 江锦凡.2004.外国直接投资在中国经济增长中的作用机制[J].世界经济(1):3-10.
- 姜雁斌,朱桂平.2007.能源使用的技术无效性及其收敛性分析[J].数量经济技术经济研究(10):108-119.
- 彭国华.2005.中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J].经济研究(9):19-29.
- 齐绍洲,李锴.2010.发展中国家经济增长与能源消费强度收敛的实证分析[J].世界经济研究(2):8-13.
- 邱灵,申玉铭,任旺兵,严婷婷.2008.中国能源利用效率的区域分异与影响因素分析[J].自然资源学报23(5):920-928.
- 师博,张良悦.2008.我国区域能源效率收敛性分析[J].当代财经(2):17-21.
- 史丹,吴利学,傅晓霞,吴滨.2008.中国能源效率地区差异及其成因研究——基于随机前沿生产函数的方差分解[J].管理世界(2):35-43.
- 魏一鸣,廖华.2010.能源效率的七类测度指标及其测度方法[J].中国软科学(7):128-137.
- 谢志军,庄幸.1996.宏观经济结构与能源密度的变化[J].中国能源(5):13-17.
- 杨正林,方齐云.2008.能源生产率差异与收敛——基于省际面板数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究(9):17-30.
- 张海洋.2005.R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J].经济研究(5):107-117.
- 张少华,陈浪南.2009.经济全球化对我国能源利用效率影响的实证研究——基于中国行业面板数据[J].经济科学(1):102-111.
- 张贤,周勇.2007.外商直接投资对我国能源强度的空间效应分析[J].数量经济技术经济研究(1):101-108.
- BARRO R J, SALA-I-MARTIN X X. 1992. Convergence [J]. Journal of Political Economy, 100:223-251.
- DAVID W S, WONG J L. 2005. Statistical Analysis of Geographic Information with Arc View GIS and Arc GIS [M]. John Wiley & Sons.
- EZCURRA R. 2007. Distribution Dynamics of Energy Intensities: A Cross-Country Analysis [J]. Energy Policy, 35(10): 5254-5259.
- HERRERIAS M J. 2012. World Energy Intensity Convergence Revisited: A Weighted Distribution Dynamics Approach [J].

- Energy Policy, 49:383-399.
- ISLAM N. 1995. Growth Empirics: a Panel Data Approach [J]. The Quarterly Journal of Economics, 110(4):1127-1170.
- KELLER W. 2002. Geographic Localization of International Technology Diffusion [J]. American Economic Review, 92(1):120-142.
- LE PEN Y, SÉVI B. 2010. On the Non-Convergence of Energy Intensities: Evidence from a Pair-wise Econometric Approach [J]. Ecological Economics, 69(3):641-650.
- LIDDLE B. 2010. Revisiting World Energy Intensity Convergence for Regional Differences [J]. Applied Energy, 87(10):3218-3225.
- MARKANDYA A, PEDROSO-GALINATO S, STREIMIKIENE D. 2006. Energy Intensity in Transition Economies: Is There Convergence towards the EU Average? [J]. Energy Economics, 28(1):121-145.
- MIKETA A, MULDER P. 2005. Energy Productivity across Developed and Developing Countries in 10 Manufacturing Sectors: Patterns of Growth and Convergence [J]. Energy Economics, 27(3):429-453.
- MILLER S M, UPADHYAY M P. 2002. Total Factor Productivity and the Convergence Hypothesis [J]. Journal of Macroeconomics, 24(2):267-286.
- MULDER P, DE GROOT H L F. 2007. Sectoral Energy and Labor Productivity Convergence [J]. Environmental & Resource Economics, 36:85-112.
- WOOLDRIDGE J. 2002. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data [M]. MIT Press.

Study on Spatial Distribution and Convergence of China's Energy Intensity

—Analysis Based on Dynamic Spatial Panel Model

JIANG Lei^{1,2}, BAI Ling²

(1. Department of Economic Geography, Faculty of Spatial Sciences, University of Groningen, 9747 AD, Groningen, The Netherlands; 2. The Key Lab of Geographic Information Science of Chinese Ministry of Education, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

Abstract: The effect of spatial spillover and technical spillover between regions is increasing daily, and the study on energy intensity convergence should not overlook spatial dependence and time dynamics. Based on considering the geographic neighborhood of spatial dimension and the dynamics of time-dimension, this paper uses dynamic spatial panel model to analyze the spatial distribution, dynamic change trends and convergence of the energy intensity in 29 provinces and municipalities of China, and the research shows that the spatial distribution of energy intensity of China demonstrates the pattern with low intensity in the east and high intensity in the west and has spatial autocorrelation phenomenon, that the dynamic trends indicates that the spatial autocorrelation index of energy intensity is inclined to be stable after 2005, that the energy intensity in the east, in the middle area and in the west of China demonstrates declining trend, that in overall trend, there is an obviously absolute σ convergence and no absolute β convergence but there is a significant conditional β convergence. In order to raise energy efficiency to shrink regional energy efficiency gap, China should sufficiently make use of spatial spillover effect, encourage the technical spillover from the regions with low energy intensity to the areas with high energy intensity so that the convergence speed of energy intensity between regions of China can be accelerated.

Key words: energy intensity; energy efficiency; convergence; convergence speed; spatial autocorrelation; spatial spillover effect; technical spillover effect; Moran index; spatial dependence

CLC number: F062.5; F206

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)04-0061-09

(编辑:夏冬)