空间计量经济学理论
及其在中国的实践应用

The Theory of
Spatial Econometrics and
Its Practice in China

虞义华 著

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用

空间计量经济学理论
及其在中国的实践应用

The Theory of
Spatial Econometrics and
Its Practice in China

空间计量经济学理
及其在中国的实践

The Theory of
Spatial Econometrics and
Its Practice in China

经济科学出版社
Economic Science Press

虞义华 著

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用

The Theory of
Spatial Econometrics and
Its Practice in China

F06
109

经济科学出版社
Economic Science Press

图书在版编目（CIP）数据

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用/虞义华著．
—北京：经济科学出版社，2015.12
ISBN 978-7-5141-6364-3

Ⅰ.①空… Ⅱ.①虞… Ⅲ.①区位经济学-计量经济学-研究-中国 Ⅳ.①F061.5②F224.0

中国版本图书馆 CIP 数据核字（2015）第 297814 号

责任编辑：王 娟
责任校对：杨 海
责任印制：李 鹏

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用
虞义华 著
经济科学出版社出版、发行 新华书店经销
社址：北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮编：100142
总编部电话：010-88191217 发行部电话：010-88191522
网址：www.esp.com.cn
电子邮件：esp@esp.com.cn
天猫网店：经济科学出版社旗舰店
网址：http://jjkxcbs.tmall.com
北京季蜂印刷有限公司印装
710×1000 16 开 12.75 印张 230000 字
2015 年 12 月第 1 版 2015 年 12 月第 1 次印刷
ISBN 978-7-5141-6364-3 定价：38.00 元
（图书出现印装问题，本社负责调换。电话：010-88191502）
（版权所有 侵权必究 举报电话：010-88191586
电子邮箱：dbts@esp.com.cn）

万物都是彼此关联的，只不过近的较远的关联性更高

Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things

—— 托布勒（Tobler）（1979）

前　言

空间计量经济学（spatial econometrics）是在20世纪七八十年代开始出现的一个计量经济学分支学科。经济领域中空间相关性研究最早可追溯到克里夫（Cliff）和奥德（Ord，1973），但直到20世纪70年代末佩林科（Paelinck）和克拉森（Klaassen，1979）才首次提出了“空间计量经济学”的概念并给出了空间计量经济学的五大主要研究领域：（1）空间模型中空间相互依赖的作用；（2）空间联系的非对称性；（3）来自于其他空间单元上的要素对某空间单元解释的重要性；（4）事前事后相互作用的差异；（5）空间建模的清晰化。在佩林科和克拉森（1979）等研究的基础上，安瑟林（Anselin，1988）赋予了“空间计量经济学”新的定义及更丰富的内容，在他的书中，“空间计量经济学”被定义为“处理在区域科学模型统计分析中因空间因素引致的诸多特性的技术总称”。“空间计量经济学研究的是如何在横截面数据（cross－sectional data）和面板数据（panel data）的回归模型中处理空间相互作用（spatial interaction，或空间自相关）和空间结构（spatial structure，或空间不均匀性）”。其基本内容是在计量经济学模型中考虑经济变量的空间效应，并进行一系列的模型设定、估计、检验以及预测的计量经济学模型方法。

空间计量经济模型与传统计量经济模型的最大区别在于前者在分析现实经济行为中考虑了个体之间或经济变量的空间效应（spatial effect），而非假定个体在空间上是独立不相关的。空间回归模型能够揭示空间单元观测值之间的空间依赖关系，即任何一个空间单元解释变量观测值的改变，不仅会对自身造成影响（direct impact，直接影响），还会对其他相邻空间单元造成影响（indirect impact，间接影响）。安瑟林将空间效应区分为空间相关性（spatial dependence）和空间异质性（spatial heterogeneity）。

空间相关性可能会由一种或多种因素引起，例如个体间的竞争、效仿、空间外部性等。市政府之间在公共基础设施建设支出行为上理论上可能存在的竞争（为了争夺资源）、效仿（由于信息不对称）、外部性（“搭便车”或正外部性）等因素便是一个典型的例子。安瑟林和雷伊（Rey，1991）称这种相关性为“空间实质相关（spatially substantive dependence）”。空间相关性也可能是由测量误差

引起的，例如，实证分析中使用的数据是按照行政区划统计的，但这种行政划定的空间单位与研究问题的实际边界很可能不一致，由此产生相关性，安瑟林和雷伊称之为“空间扰动相关（spatial nuisance dependence）”。空间实质相关通常对应于计量模型中的空间滞后模型，而后者则对应于空间误差模型。空间滞后模型和空间误差模型是空间计量经济学模型的基本类型。

空间异质性主要是指空间中各变量由于所处的区位位置不同而存在的差异性。目前有许多处理空间异质性的回归方法。一类简单的方法便是采用局域回归分析，根据回归区域的不同可以分为按照行政界线或自然界线划分的分区回归分析（subarea regression）和移动窗口回归分析（moving/rolling window）。另一类方法是变参数回归方法，包括探测参数漂移的空间扩展方法（Casetti，1972，Jones and Casetti，1992），空间适应性滤波（spatially - adaptive filtering）方法（Wildrow and Hoff，1960；Trigg and Leach，1968；Gorr and Olligschlaeger，1994；Tiwari and Rushton，2005），随机系数模型方法（Longford，1993；Aitken，1996）和多层次模型方法（Goldstein，1987，2003；Duncan and Jones，2000；Bottai et al.，2006；Hong and Goodchild，2014）。虽然空间扩展模型、空间适应过滤模型和随机系数模型等模型方法可以在一定程度上处理空间异质性，但都存在一定的局限性。布鲁斯顿等（Brunsdon et al.，1996）和福瑟林厄姆等（Fotheringham et al.，2002）提出了一种计算简单而实用的方法，即地理加权回归（geographically weighted regression，GWR）分析方法。地理加权回归模型扩展了普通线性回归模型，在空间数据分析中充分考虑了这种空间异质性，允许在不同的地理空间有不同的空间关系存在，可以在局部空间上对每个参数进行局域性的而非全局性的参数估计，使得变量间的关系可以随空间位置的不同而变化。

在过去的三十年间，经过众多学者（Luc Anselin，Giuseppe Arbia，Badi Baltagi，Anil Bera，Paul Elhorst，Raymond Florax，Arthur Getis，Mudit Kapoor，Harry Kelejian，Donald Lacombe，Lung - Fei Lee，James LeSage，Michael Pfaffermayr，Gianfranco Piras，Ingmar Prucha，Sergio Rey，韩晓祎、金飞、王少平、吴玉鸣、虞吉海等）的努力，空间计量经济学的理论研究得到了不断发展，实证应用领域日益扩大，已逐渐发展为计量经济学的重要分支之一。它的应用涉及众多领域：从开始在区域科学、城市和房地产经济学、经济地理学等领域中的普遍应用，发展到现在涉及公共经济学、劳动经济学、国际经济学、卫生经济学、农业与环境经济学、政治经济学以及发展经济学等领域。

本书旨在通过梳理三代空间计量经济学模型（横截面数据模型、静态空间面板模型以及动态空间面板模型）的设定、估计方法及推断问题，将其用于中国经济问题研究，并且通过本书分析的几种案例，向研究人员展示如何在常用的STATA软件中实现对各类空间计量模型的估计，研究人员可以遵循这些案例和对

应的软件程序，进行更为广泛的实证分析。遵循由浅入深，从横截面数据空间模型到空间静态面板模型，再到空间动态面板模型的分析思路，本书研究内容共分为六章。第1章以我国地方基础设施建设公共支出为例，首先，通过构建地方政府间基础设施建设支出的策略互动模型，提出待检验的假说。其次，通过我国城市横截面数据，用空间计量的分析方法对地方政府间的影响机制进行了检验。其中，着重就横截面空间模型中的模型设定、空间权重矩阵、模型估计方法及模型选择检验等问题进行了阐述。最后，给出本章实证分析用到的STATA软件程序。

第2章和第3章的分析仍然基于横截面数据，通过研究我国政府间财政转移的“粘蝇纸效应”及环境规制与外商直接投资区位分析这两个话题，分别介绍了两类相对复杂的模型——空间混合模型及空间Durbin模型的应用问题。着重提出了关于空间模型选择的新的检验方法，空间模型的系数解释问题以及处理空间模型中的内生性问题的估计方法。最后，给出了各章实证分析中用到的软件程序。

第4章引入了（静态）面板空间模型的概念。基于我国城市的面板数据，运用空间面板模型方法对城市住宅价格的空间关联性进行了实证研究。这一章介绍了（静态）面板空间模型中四种常见的模型（空间滞后固定效应模型、空间滞后随机效应模型、空间误差固定效应模型、空间误差随机效应模型）的模型设定、估计方法以及这几类面板空间模型选择的拉格朗日乘子检验和豪斯曼（Hausman）内生性检验。本章最后部分给出了空间面板模型估计结果所使用的STATA程序。

第5章介绍了较为复杂的一类空间计量模型——动态面板空间模型，这类模型拓展了静态面板空间模型的特征并包括以下一个或多个变量和/或误差项：被解释变量在时间和/或空间上的滞后项、解释变量在时间和/或空间上的滞后项、误差序列自相关、误差空间自相关、特定的时间和/或空间效应。本章就上述模型设定、估计方法、模型的平稳性问题和模型推断进行了总结。本章的另外一个内容则是通过选取我国30个省、直辖市和自治区的面板数据并结合合适的动态空间面板计量模型研究了本地经济增长对碳排放强度区域差异的影响。本章最后部分给出了动态空间面板模型估计结果所使用的STATA程序。

第6章提出了空间计量经济学理论与实证发展的不足之处和未来的发展方向，包括内生空间权重矩阵、模型的检验与选择、非平稳空间模型、动态空间联立方程组、空间非线性模型、空间非参（半参）模型及空间计量软件发展问题。

本书既可以作为应用经济学相关专业的专业导论教材，也可以视作对空间计量经济学方法和应用的通识读本。本书适用于高等院校和科研机构中从事空间计量教学与研究的人员，以及高等院校对空间计量分析感兴趣的高年级本科生、研究生学习和参考。如果想对空间计量经济学理论及实证分析有更加全面和深刻的

理解，建议读者参考以下经典书籍：1.《空间计量经济学：方法与模型》（*Spatial Econometrics: Methods and Models*，卢卡·安瑟林1988年著）；2.《空间计量经济学导论》（*Introduction to Spatial Econometrics*，詹姆斯·勒沙杰和凯利·佩斯2009年著，肖光恩等2014年译）；3.《空间计量经济学：从横截面数据到空间面板》（*Spatial Econometrics: From Cross – Sectional Data to Spatial Panels*，保罗·埃尔霍斯特2014年著，肖光恩2015年译）。同时建议读者参考以下空间计量软件应用书籍：1.《空间计量经济学理论与实践》（*The Theory and Practice of Spatial Econometrics*，詹姆斯·勒沙杰1999年著，书内附空间计量实践的Matlab命令）；2.《现代空间计量经济学实践：*GeoDa*，*GeoDaSpace*和*PySAL*指南》（*Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL*，卢卡·安瑟林和瑟奇·雷伊2014年著）；3.《空间计量经济学入门：基于R语言的应用》（*A Primer for Spatial Econometrics: With Applications in R*，朱塞佩·阿比亚2014年著）。最后建议实证分析人员参考詹姆斯·勒沙杰和保罗·埃尔霍斯特分别开发的空间计量经济学分析Matlab模块（可分别在http://www.spatial-statistics.com或http://www.regroningen.nl/elhorst免费下载）。

本书的出版受到中国人民大学科学研究基金项目（明德青年学者计划）“推动能源生产和消费革命的路径与对策研究”（13XNJ007）、国家社科基金一般项目“空间计量经济学视角下的开发区过度建设成因与地方间政府策略互动机制研究”（15BJL099）基金支持。

限于作者的知识范围和学术水平，本书难免存在不足，诚恳欢迎读者批评指正。

虞义华

（2015年10月于中国人民大学）

目　录

第 1 章　横截面空间回归模型

——我国政府间公共基础设施支出策略互动分析 …… 1

1.1　引言 …… 1
1.2　我国基础设施发展状况 …… 3
1.2.1　我国公共基建支出占比下降 …… 3
1.2.2　我国的财政分权 …… 4
1.2.3　各级政府间公共基建支出及占比情况 …… 4
1.2.4　各级政府在各个行业的公共基建支出占比情况 …… 5
1.3　空间溢出效应理论模型 …… 6
1.4　横截面空间模型简介 …… 7
1.4.1　空间权重矩阵 …… 7
1.4.2　空间模型设定 …… 10
1.4.3　估计方法 …… 11
1.4.4　横截面数据空间模型检验 …… 12
1.5　数据与变量 …… 15
1.6　实证结果 …… 17
1.6.1　基本结果 …… 17
1.6.2　内生性等问题 …… 19
1.7　结论及政策启示 …… 20
1.8　本章小结 …… 21
1.9　STATA 软件操作 …… 22
1.9.1　OLS，SAR 和 SEM 模型估计程序 …… 22
1.9.2　GS2SLS 模型估计程序 …… 22

第2章 横截面空间回归模型
——我国政府间财政转移的“粘蝇纸效应”分析 …… 33

2.1 引言 …… 33
2.2 中国财政分权制度的简要概述 …… 36
2.3 模型与方法 …… 37
2.4 数据说明 …… 38
2.5 实证结果 …… 39
2.5.1 无空间依赖条件下的“粘蝇纸效应” …… 39
2.5.2 空间依赖条件下“粘蝇纸效应”的重新审视 …… 40
2.6 稳健性检验 …… 42
2.6.1 其他空间权重矩阵 …… 42
2.6.2 内生性问题 …… 43
2.7 结论及政策启示 …… 44
2.8 本章小结 …… 45
2.9 STATA 软件操作 …… 46

第3章 截面空间回归模型
——环境规制与外商直接投资区位分析 …… 48

3.1 引言 …… 48
3.2 横截面空间德宾模型设定 …… 49
3.2.1 估计方法 …… 50
3.2.2 系数解释 …… 51
3.3 数据与变量 …… 52
3.3.1 环境规制强度（REGULATION） …… 52
3.3.2 市场化进程（MARKET） …… 52
3.3.3 市场规模变量（POPULATION） …… 52
3.3.4 集聚经济（DIVERSITY） …… 52
3.3.5 劳动力成本（WAGE） …… 53
3.3.6 人力资本变量（COLLEGE） …… 53
3.3.7 城市基础设施变量（ROAD） …… 53
3.4 实证结果 …… 54
3.4.1 基本结果 …… 54
3.4.2 稳健性检验 …… 57
3.4.3 内生性探讨 …… 58

3.5　总结及政策启示 …… 60
3.6　本章小结 …… 62
3.7　STATA 软件操作 …… 62
3.7.1　OLS，SAR，SEM，SDM 模型估计程序 …… 62
3.7.2　‘spmargin’ STATA 程序 …… 64

第 4 章　面板回归模型应用
——财政分权、公共服务与住宅价格空间分析 …… 103

4.1　引言 …… 103
4.2　城市房价的探索性空间数据分析 …… 105
4.2.1　城市房价的空间自相关检验 …… 105
4.2.2　城市房价的空间关联局域指标分析 …… 107
4.3　空间面板模型简介 …… 108
4.3.1　空间面板模型设定 …… 109
4.3.2　空间面板模型检验 …… 111
4.4　空间面板德宾房价模型 …… 113
4.5　数据介绍 …… 114
4.6　实证结果 …… 116
4.6.1　基本结果 …… 116
4.6.2　稳健性检验 …… 119
4.6.3　内生性检验 …… 119
4.7　结论及政策启示 …… 120
4.8　本章小结 …… 122
4.9　STATA 软件操作 …… 123

第 5 章　动态面板回归模型
——经济增长对碳排放强度的影响分析 …… 124

5.1　引言 …… 124
5.2　中国省际碳排放强度分布特征 …… 126
5.3　理论框架 …… 127
5.4　空间动态面板模型简介 …… 128
5.4.1　空间和时间上的广义动态模型 …… 128
5.4.2　模型的平稳性 …… 130
5.4.3　动态非空间面板数据模型 …… 131
5.4.4　空间非动态面板数据模型 …… 132

5.4.5 估计方法 …… 134
5.5 空间动态面板碳排放模型 …… 136
5.6 变量与数据来源 …… 138
5.7 实证结果 …… 140
5.7.1 空间相关性检验结果 …… 140
5.7.2 实证计量结果 …… 141
5.8 结论与政策含义 …… 145
5.9 本章小结 …… 147
5.10 STATA 软件操作 …… 147

第 6 章 未来展望：空间计量经济学若干前沿发展方向 …… 149

6.1 空间权重矩阵的内生性及选择 …… 149
6.2 模型检验及选择 …… 150
6.3 非平稳空间计量经济学 …… 152
6.4 空间联立方程组的理论研究 …… 153
6.5 空间非线性（受限因变量等）模型 …… 154
6.6 其他空间计量问题 …… 156
6.7 空间计量软件的发展 …… 157
6.8 STATA 软件操作 …… 159

主要参考文献 …… 167

第1章　横截面空间回归模型

——我国政府间公共基础设施支出策略互动分析

本章以我国地方基础设施建设公共支出为话题，通过我国城市横截面数据，用横截面空间回归分析方法对地方政府间的影响机制进行了检验。其中着重介绍横截面空间计量模型中最为常见的两类模型（空间滞后模型和空间误差模型）的模型设定、空间权重矩阵、模型估计方法及应用问题。最后，给出了本章实证分析中用到的 STATA 软件程序。

1.1　引　　言

一直以来，基础设施投资被视为拉动一国或地区经济发展的重要引擎，是实现经济、社会和环境和谐发展的重要工具（Aschauer，1989a－b，1993；Eberts，1990；Munnell，1990；Kessides，1993；Easterly and Rebebo，1993；Bassanini et al.，2003；Agenor and Moreno-Dodson，2006；Lall，2007；Fedderkea 和 Bogetic，2009；郭庆旺等，2003），为了更加清楚和详细地了解基础设施建设投资对经济发展的影响，见格拉姆利克（Gramlich，1994）和斯姆特（Sturm，1998）。阿肖尔（Aschauer，1989）认为，对像铁路、公路、灌溉设施、机场等公共基础设施的投资，有利于增加私人资本的生产力，进而使得私人投资能够创造更多的利润并促进该国家或地区经济的可持续发展。这一观点也得到了来自一些国家政府以及世界银行（WB）和国际货币基金组织（IMF）等国际机构的决策领导人的支持。以中国为例，为最小化 2008 年全球金融危机对中国的影响，中央政府发放了四万亿资金以刺激全国经济发展，而其中大部分资金都被分配到公共基础设施投资领域。

由于公共基础设施对经济发展发挥着至关重要的作用，因此我们预期公共投资应该会有所增加。但事实并非如此，自 20 世纪 70 年代以来，很多工业化国家和经济欠发达国家的公共投资一直是呈下降趋势的。以英国、法国、德国和意大利等较大的欧洲国家为例，平均而言，其公共投资占 GDP 的比重从 20 世纪 70 年

代的4%下降到近几年的2.2%。而奥地利、比利时、丹麦、新西兰和瑞典等较小的欧洲国家的公共投资占GDP的比重相对于20世纪70年代早期的5%，也下降了一半以上（Mehrotra和Valila，2006）。相应的，自20世纪80年代以来，拉丁美洲国家的公共投资总体上也呈现出下降的趋势。根据现有的从1980年到2003年的数据显示，拉丁美洲国家的公共投资占GDP的比重在1982年达到最高点7.5%，但随后一直呈下降的态势，并于2002年降至最低点4%（Martner and Tromben，2005）。

根据上述的事实，我们不禁疑问为什么有如此多的国家的公共投资呈现出下降的趋势？然而，究其原因，我们可能并没有很好地理解。部分学者将其归因为财政政策的限制（Roubini and Sachs，1989）、财政紧缩和政府频繁更替等政治经济因素（De Hann et al，1996；Sturm，1998）、周期性公共投资（Gali and Perotti，2003；Mehrotra and Valila，2006），和一系列经济财政因素，例如GDP、产出缺口、长期利率、公共债务和政府净贷款等（Painter and Bae，2001；Turrini，2004；Mehrotra and Valila，2006；Bruce et al.，2007）。

可以说，这些研究为公共投资下降的原因提供了十分有见地的解释和阐述。但是，现有的文献忽略了两个十分重要的特征以及它们之间的相互关系。一是公共投资的空间依赖性。由于受空间自相关的冲击（通俗来讲，即地区间普遍流行的冲击）或是政策以来的影响，一个辖区的公共支出水平有可能会受邻近辖区的影响（Case et al.，1993；Costa－Font and Pons－Novell，2007）。例如，莫斯科尼（Moscone）和科纳普（Knapp）（2005）识别了一些关于空间相关性的潜在来源。一种是当地方政府的竞争城市的公共支出水平较高时，会产生积极的溢出效应，进而使得地方政府削减其公共支出。另一种则是公共投资的决策制定实际上是一个公共的过程。在一个多级政府体系下，这两个特征的综合影响尤为重要。如果公共投资的决策交由中央政府，那么决策过程则可以通过将外部性（例如，积极的溢出效应）内部化来实现公共投资的最优水平。但是，若将公共投资的决策权交由地方政府，地方政府将可能根据纳什博弈来进行决策，进而导致公共投资的无效率供应。

关于公共投资下滑背后驱动因素的检验，中国可作为一个很好的案例，主要原因有二：一是自20世纪80年代早期以来，中国的公共基础设施建设支出就一直呈下降的趋势。二是由于1994年中国分税制改革，公共支出（如，基础设施建设）的重要责任被下放到地方政府。因此，本书出于对空间溢出效应的特别考虑，在空间计量框架下利用2005年中国242个城市的数据来实证检验公共基础设施建设支出的决定因素。首先，我们使用传统的空间计量方法检验各城市政府间的公共基础设施家建设是否具有空间相关性；然后比较各种估计模型，挑选出计量属性更好的模型。换句话说，我们选择了由凯利健和普鲁哈（1998）开发的

广义两阶段最小二乘法模型（GS2SLS），该模型既允许空间滞后依赖和空间自相关扰动的同时存在，又能够处理公共基础设施建设支出的内生性问题。本书广义两阶段最小二乘法模型的结果显示：（1）基础设施建设供应存在积极的溢出效应；（2）一个城市政府在基础设施建设上的支出水平与其自身的财政能力呈正相关；（3）低一级政府的基础设施建设投资对城市政府基础设施建设支出具有积极的影响，而上一级政府的基础设施建设投资对城市则没有影响；人口密度也是如此；（4）教育支出对基础设施建设投资支出而言属于互补品，而非替代品；（5）居住在城市地区的人口比例越高，基础设施建设的支出水平则越低，呈现出规模经济的效应。这些发现对城市政策制定者在做预算决定时具有十分重要的参考意义。

本章研究的基本框架如下：1.2节是对中国公共基础设施建设发展历史的简要回顾。1.3节构建了辖区间公共基础设施建设支出的空间溢出效应理论模型。1.4节是实证回归模型和估计步骤。1.5节为数据说明。1.6节比较不同模型的实证结果。1.7节总结了本章研究的主要发现并提炼出一些政策含义。

1.2　我国基础设施发展状况

1.2.1　我国公共基建支出占比下降

根据财政部发布的文件，我国公共基础设施建设支出的主要类型如下：农业、林业、铁路、交通、通信、电力、国防、教育、科研、文化、健康等。谈及公共投资，一个证据确凿的事实便是世界各国的公共投资占总投资的份额都一直呈下降的趋势。中国也不例外。自20世纪80年代以来，中国的公共投资占总投资的份额一直呈下降的趋势，见图1-1所示。

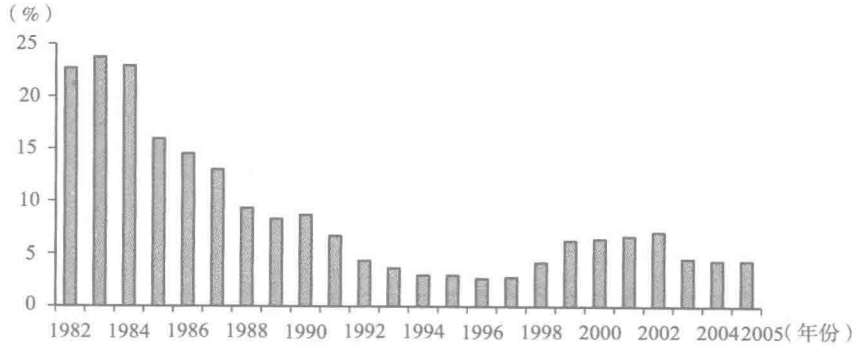


图1-1　公共基建支出占全社会固定资产投资比例（1981~2005）

资料来源：《中国统计年鉴2009》。

1.2.2　我国的财政分权

过去三十年里，中国经历了一个十分重要的财政分权改革，旨在将财政支出的责任下放给地方政府。中国地方政府的财政支出份额几乎是一直大于中央政府的，见图1－2所示。

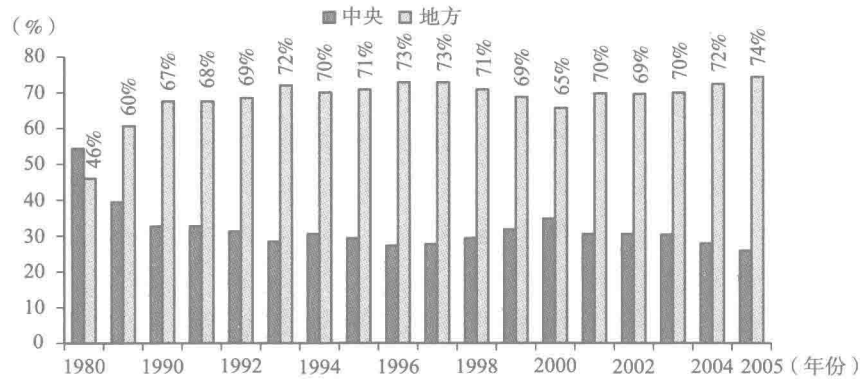


图1－2　中央和地方财政支出及比重（1980～2005）

资料来源：《中国统计年鉴2009》。

1.2.3　各级政府间公共基建支出及占比情况

与其他类型的政府支出类似，基础设施建设支出也是由不同层级的政府公共承担的。例如，2005年中国地方公共投资的总额为2675亿元。而省和市政府在中国基础设施建设资金支持上扮演者相当重要的角色，见表1－1。

表1－1　　各级政府间公共基建支出及占比情况（2005）

项目	金额（亿元）	占比
中央	1366	33.8%
省属	1045	25.9%
市属	993	24.6%
区县属	637	15.8%
总额	4041	100.0%

资料来源：《中国财政统计年鉴2006》。

1.2.4　各级政府在各个行业的公共基建支出占比情况

我们以南京为例。作为江苏省的省会城市，南京拥有着较高的经济发展水平。表1－2显示了2005年南京市不同级别的政府对不同行业的公共投资分配情况。从地方政府层级来看，尤其是市政府，在财政分权过程中承担着较大的责任。与此同时，市政府公共投资的主要方向见表1－2。需要特别注意的是，南京市政府的公共投资主要有三个走向：制造业、环境保护和交通，其占市政府总投资的份额分别为42%、33%和19%。

表1－2　　南京地区各级政府投资分产业情况（2005年）　　单元：万元

项目	中央	地方投资		
		省属	市属	区县属
制造业	775516	5842	1380762	705173
水利、环境和公共设施管理业	0	602	1074797	753126
交通运输、仓储和邮政业	214756	0	637078	86573
电力、燃气及水的生产和供应业	138128	62137	86184	137509
公共管理和社会组织	29616	15118	31794	181211
文化、体育和娱乐业	10536	93155	24341	48550
卫生、社会保障和社会福利业	0	22270	16248	20979
住宿和餐饮业	0	0	14000	0
教育	160828	100918	13322	97964
建筑业	0	0	5019	0
科学研究、技术服务和地质勘查业	26277	204	2800	240
租赁和商务服务业	0	0	867	6576
信息传输、计算机服务和软件业	0	157674	750	19683
批发和零售业	0	0	465	30961
金融业	0	0	0	785
房地产业	0	0	0	62300
居民服务和其他服务业	0	0	0	13450

资料来源：《南京统计年鉴2006》。

1.3　空间溢出效应理论模型

沿袭赫尔（Hoel，1991）的思路，我们引进一个关于公共基建支出的简单空间溢出博弈模型，两个城市，$i=1$，2，为这场非合作博弈者，每个城市的公共基建支出为 X_i（$i=1$，2）。每个城市的利润函数设定为，

$$\pi_i = B_i(X_1 + X_2) - C_i(X_i) \tag{1.1}$$

其中，B_i 为总公共基建支出的收益函数，C_i 为每个城市 i 的基建支出的成本函数。现假定 $B_i' > 0$，$B_i'' < 0$，$C_i' > 0$，且 $C_i'' > 0$。针对公式（1.1）对变量 X_1 进行全微分得到利润最大化一阶函数，

$$d\pi_1/dX_1 = B_1'(X_1 + X_2) - C_1'(X_1) = 0, \text{或者 } B_1'(X_1 + X_2) = C_1'(X_1) \tag{1.2}$$

公式（1.2）定义了一个关于 X_1 的隐函数或关于城市 1 的反应函数，我们称之为 R_1（X_2）。从公式（1.2）我们可以得到，

$$R_1'(X_2) = B_1''/(B_1'' - C_1'') < 0 \tag{1.3}$$

类似，对变量 X_2 进行全微分我们可以得到利润最大化一阶函数，

$$B_2'(X_1 + X_2) = C_2'(X_2) \tag{1.4}$$

以及城市 2 的反应函数，

$$R_2'(X_1) = B_2''/(B_2'' - C_2'') < 0 \tag{1.5}$$

这两个反应函数以及他们的交点 E，也称纳什均衡点，见图 1-3，这时，我们根据方程（1.2）和方程（1.4），即 $X_1^* = R_1(X_2^*)$ 和 $X_2^* = R_2(X_1^*)$ 可以得到一组策略组合（X_1^*，X_2^*）。另外，根据方程（1.3）和方程（1.5）可知，这两个城市制定的政策在战略上是可替代的。换句话而言，如果一个城市单方面增加其公共基础设施建设投资，那么另一个城市的公共基础设施建设支出有可能会大幅削减。这意味着城市间公共基础设施建设具有积极的溢出效应。

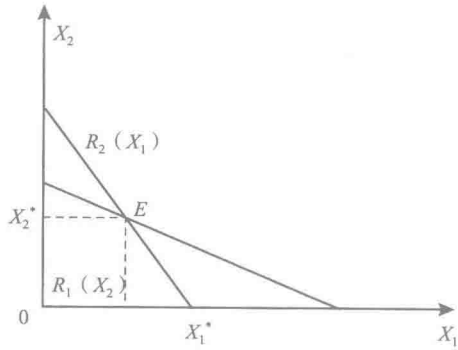


图 1-3　公共基建投资纳什均衡

1.4　横截面空间模型简介

1.4.1　空间权重矩阵

空间计量分析的前提是在传统计量模型的基础上引入用以表达空间单元（或经济体）之间的空间相互作用空间权重矩阵。在实际的计量分析中，该矩阵的选择设定是外生的，矩阵中 n × n 维的元素包含了关于区域 i 和区域 j 之间相关的外生信息，不需要通过模型来估计得到它，只需将权重计算出来就可以。

W_{ij}可用矩阵表示如下：

$$W=\begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \tag{1.6}$$

其中的矩阵元素 w_{ij}具体的数值将在下面的分析中加以具体阐述。空间权重矩阵 W 构造方法很多，有空间邻接权重矩阵（contiguity based spatial weights，Moran，1948；Cliff and Ord，1981，Anselin，1988；Case，1992；Revelli，2006；Moscone et al.，2007）、反距离空间权重矩阵（Dubin，1988；Anselin，1988；Biles，2003；Hernandez，2003；Garrett et al.，2007；Zheng et al.，2015）、K 最近点权重矩阵（K - nearest neighbor spatial weights，Berry and Marble，1968）、达西（Dacey）空间权重矩阵（Dacey，1968）、克里夫—奥德空间权重矩阵（Cliff and Ord，1981）等。现有文献主要采用空间邻接权重矩阵、反距离空间权重矩阵和基于经济的空间权重矩阵三种。

1.4.1.1　空间邻接权重矩阵

根据相邻标准，w_{ij}为：

$$w_{ij}=\begin{cases} 1 \text{ 当地区 } i \text{ 和 } j \text{ 拥有共同边界；} \\ 0 \text{ 当地区 } i \text{ 和 } j \text{ 无共同边界或 } i=j； \end{cases} \tag{1.7}$$

即若两地区不相邻，则矩阵 W 元素 w_{ij}为 0，否则为 1。但是这种矩阵存在潜在的缺点：所有相邻地区被认为影响相同，且跨越共同边界的相邻地区间的影响被忽略（Coughlin et al.，2007；Garrett et al.，2007）。基于邻近概念的空间权重矩阵有一阶邻近矩阵和高阶邻近矩阵两种。一阶邻近矩阵是假定两个地区有共同边界时空间关联才会发生，即当相邻地区 i 和 j 有共同的

边界用1表示，否则以0表示。具体来讲，有直接4邻域邻近（Rooks）、对角线方向4邻域邻近（Bishops）、8邻域邻近（Queen或Kings）这几种情形，见图1-4所示。关于高阶邻近矩阵的设定可参考安瑟林和斯米尔洛夫（Smirnov，1996）。

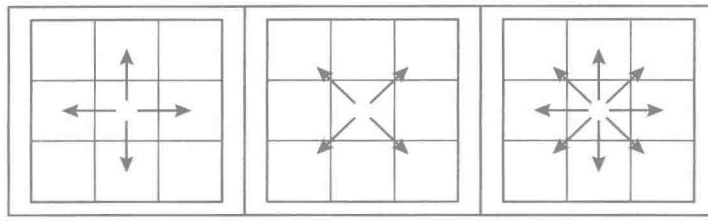


图1-4　邻近矩阵的三种形式（从左到右：Rooks，Bishops，Queens或Kings）

1.4.1.2　K最近点权重矩阵

安瑟林（2003）介绍了一种K最近点空间权重矩阵，即先求出区域中所有其他区域与本单位的距离，然后按小到大排序，取前K个即为所求。$K=2$和$K=4$的情形，见图1-5所示。例如，如果$K=4$，则取前4个与该区域距离最近的区域，对应的空间矩阵元素赋值为1，其他为0。



图1-5　K最近点权重矩阵（$K=2$；$K=4$）

1.4.1.3　反距离权重矩阵

根据距离标准，W_{ij}为：

$$W_{ij}(d)=\begin{cases}1/d_{ij}^{-\psi} & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 在距离 } d \text{ 之内（即区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻）；}\\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 在距离 } d \text{ 之外（即区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻）；}\end{cases} \tag{1.8}$$

基于距离的空间权重矩阵方法是假定空间相互作用的强度是决定于地区间的质心距离或者区域行政中心所在地之间的距离，是一种在实践应用中常用的空间权重矩阵。在这种情况下，不同的权重指标随距离d_{ij}的定义而变化，其取值取决于选定的函数形式（如距离的倒数或倒数的平方，以及欧氏距离等）。参数ψ通常取值为0.5，1或者2。不同的取值表示空间作用不同的衰减速度，更大的值表示更快的衰减速度。当然，在实证分析中，还可以定义一个门槛距离，超过了某给定的门槛距离则区域间的相互作用可以忽略不计。区域间距离的度量可以通过每个区域的经纬度坐标数据来计算，具体计算公式为，

$$d_{ij}=6378\times acos\left\{\begin{array}{l}sin(lat_i\times\pi/180)\times sin(lat_j\times\pi/180)+\\ cos(lat_i\times\pi/180)\times cos(lat_j\times\pi/180)\times cos[(long_i-long_j)\times\pi/180]\end{array}\right\} \tag{1.9}$$

其中，*lat* 和 *long* 分别表示纬度和经度，$\pi=3.14$。

1.4.1.4　社会－经济等其他权重矩阵

除了使用真实的地理坐标计算地理距离外，还有包括经济和社会因素的更加复杂的权重矩阵设定方法。比如，根据区域间交通运输时间（Paas and Schlitte，2006）、GDP总额（Case et al.，1993；Greenbaum，2002；Yu et al.，2015）、经济潜能（Biles，2003）、贸易流动（Aten，1997）等确定空间权重。需要指出的是，关于各种权重矩阵的选择，没有现成的理论根据，一般可考虑空间计量模型对各种空间权重矩阵的适用程度。实证分析时，可以检验估计结果对权重矩阵的敏感性。

在实际分析中，我们通常会对空间权重矩阵标准化（row-standardization），使得矩阵中每行之和等于1。这时，W矩阵则很自然的是所有区域和区域在相邻关系的权。需要提醒的是，标准化前的W矩阵为对称矩阵，标准化之后的矩阵不一定是对称矩阵。例如假定分析的区域为北京的7个区县，简单地图见1－6所示，基于空间邻接权重矩阵W的表示形式则可以写成图1－7（左），标准化矩阵构成则为图1－7（右）。



图 1-6 空间单元是示例

（1 = 海淀；2 = 昌平；3 = 顺义；4 = 平谷；5 = 延庆；6 = 怀柔；7 = 密云）

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/4 & 0 & 1/4 & 0 & 1/4 & 1/4 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 & 0 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 \end{bmatrix}$$

图 1-7 原始 W 矩阵（左）和行标准化后的矩阵（右）

1.4.2 空间模型设定

使用全国 242 个地级市的横截面数据，公共基建支出模型可以设定为一般的线性形式为，

$$y = \alpha\iota_n + X\beta + \varepsilon,\ \varepsilon \sim N(0,\ \sigma^2 I_n) \tag{1.10}$$

其中，y 为 $n \times 1$ 阶向量，代表人均市政府基建支出。ι_n 是一个 $n \times 1$ 阶单位向量。X 是一个 $n \times k$ 阶外生解释变量矩阵，β 是与之相关的 $k \times 1$ 阶需要估计的未知参数向量，ε 为干扰项，服从独立同分布，且为均值为零，方差 σ^2 的正态分布。由于这种线性回归模型通常都使用普通最小二乘（OLS）法进行估计，因此也被称为 OLS 模型。

遵循安瑟林（1988）的思路，可以将市政府间的公共基建支出相关性纳入到

上述OLS模型中。根据空间因素引入方式的不同主要可以分为两种，即反映因变量之间空间相关性的空间滞后（或空间自回归）模型（spatial lag/autoregressive model，SAR）和误差项之间存在相关性的空间误差模型（spatial error model，SEM），前者类似于时间序列计量经济学中的自回归模型，后者类似于时间序列计量经济学中移动平均模型。存在这两种空间模型不同的设定方式主要是由于经济学家对共同的空间因素引起所解释的经济现象相互影响的途径的认识不一样。这两类模型为空间计量文献中最常见的模型。

空间滞后模型（SAR）的基本设定如下，

$$y=\alpha\iota_n+\lambda Wy+X\beta+\varepsilon,\ \varepsilon\sim N(0,\ \sigma^2 I_n) \tag{1.11}$$

其中，W为预先设定的、$n\times n$维对称矩阵，反映经济体之间的作用程度。为了估计的方便我们一般对权重矩阵进行行标准化，使得权重矩阵中每行之和等于1，Wy为空间滞后因变量，可以解释为所有观测值y的空间加权。在这个模型中，待估计的参数为通常的回归参数β和σ^2，以及额外的参数λ，即空间滞后参数。可见，如果观测值y之间不存在空间相关性，即如果λ取值为零，空间滞后模型（1.11）可以简化为传统的OLS模型（1.10）。

另外一方面，空间误差模型（SEM）中空间个体之间的相互作用是通过误差项中的空间相关来体现，当空间经济之间由于存在遗漏变量或其他不可观察到的因素的相互作用时可以采用这种模型，SEM模型设定如下，

$$y=\alpha\iota_n+X\beta+\mu,\ \mu=\rho W\mu+\varepsilon,\ \varepsilon\sim N(0,\ \sigma^2 I_n) \tag{1.12}$$

1.4.3　估计方法

采用OLS方法来估计上面提到的SAR模型，得到的OLS估计量不仅是有偏误的，而且估计量是非一致的，即估计值的期望值不等于真值，而且随着样本的无限扩大也不会收敛到真值，虽然采用OLS方法来估计上面的SEM模型能得到无偏估计量，但是估计量不具有效性（Anselin，1988；Anselin and Bera，1998）。因此，OLS方法不适用于空间计量模型的估计，而最大似然估计法（ML）能够克服以上问题。最近几年其他估计方法，如工具变量法（IV）、广义矩估计（GMM）也得到了应用。

SAR模型的似然函数（LeSage and Pace，2009）见式（1.13）为，

$$\begin{aligned}&\ln L=\frac{n}{2}\ln(\pi\sigma^2)+\ln|I_n-\lambda W|-\frac{e'e}{2\sigma^2}\\&e=y-\lambda Wy-Z\sigma,\ Z=[\iota_n\ X],\ \delta=[\alpha\ \beta]'\\&\lambda\in[\min(\varpi)^{-1},\ \max(\varpi)^{-1}]\end{aligned} \tag{1.13}$$

其中ϖ是一个包含空间权重矩阵W的特征值的$n\times 1$向量。

SEM 模型的似然函数（LeSage and Pace，2009）见式（1.4）为，

$$\ln L = -\frac{n}{2}\ln(\pi\sigma^2) + \ln|I_n - \rho W| - \frac{e'e}{2\sigma^2}$$
$$e = (I_n - \rho W)(y - X\beta) \tag{1.14}$$

1.4.4 横截面数据空间模型检验

空间模型中有三种空间相关性检测，分别是基于空间自相关的 Moran I 指数（Moran，1950）检验，以及基于拉格朗日乘数的 LM - error 和 LM - lag 检验（Anselin，1998）。

1.4.4.1 Moran I 检验

空间自相关分为全局空间自相关和局部空间自相关两类。全局空间自相关主要用于描述区域单元某种现象（本章中指公共基建支出）的整体空间分布情况，以判断该现象在空间上是否存在聚集性。最常用的全局空间自相关指数是 Moran I 指数（Moran，1950）。计算公式为，

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}}, s^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y}) \tag{1.15}$$

Moran I 指数的取值范围为 [-1，1]，正值表示该空间事物的属性值分布具有正得空间自相关性，存在空间集聚现象（高值与高值，低值与低值集聚）；负值表示该空间事物的属性值分布具有负的空间自相关性，同样存在空间集聚现象（高值与低值，低值与高值集聚）；零表示空间事物的属性值不存在空间自相关性，即空间随机分布。

在原假设（H_0：n 个区域单元同一现象的属性不存在空间自相关关系）成立的条件下，

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\mathrm{var}(I)}} \sim N(0, 1) \tag{1.16}$$

因此，如果取假设显著性水平为 0.05，那么当 $Z(I) > 1.96$ 时，表明地理分布中具有相似属性的区域单元倾向于集聚在一起，具有显著的正的空间自相关性；当 $Z(I) < -1.96$ 时表明地理分布中不同的属性值倾向于聚集在一起，具有显著的负的空间自相关性；当 $-1.96 < Z(I) < 1.96$ 时，表明地理分布中的属性值高或低呈无规律的随机分布状态，空间自相关性不显著。

全局空间相关分析能揭示出地理分布中的属性值是否具有明显的空间相关性，

但要进一步了解一个地区与周边地区的具体相关特征，即其属于“高高集聚”还是“低低集聚”以及其他具体空间分布类型，则需要利用局部空间相关性分析方法。安瑟林（1995）对全局空间自相关进行了改进提出了空间关联的局部指标 LISA（local indicators of spatial association），即局部 Moran I 指数，计算公式如式（1.17），

$$I = z_i \sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_j,\ z_i = \frac{y_i - \bar{y}}{s},\ s = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2} \tag{1.17}$$

正值表示该区域单元周围相似值的空间集聚（高高或低低）；负值表示非相似的空间集聚；如果值接近于零，说明该区域与邻域不存在空间关联关系，即该区域的空间分布呈现随机分布状态。此外，通过绘制 Moran I 散点图，其横坐标为各单元标准化处理后的属性值，纵坐标代表经过标准化处理过的周围地区属性值的平均值，从而将各地区属性值的空间分布情况划分为“高高（HH）”、“低低（LL）”、“低高（LH）”、“高低（HL）”四种类型。第一象限（HH）代表了高观测值的区域单元被高观测值的区域所包围；第二象限（LH）代表了低观测值区域单元被高观测值的区域所包围；第三象限（LL）代表了低观测值的区域单元被低观测值的区域包围；第四象限（HL）代表了高观测值的区域单元被低观测值的区域包围。

Moran I 指数本来是被用于检验随机变量的空间相关性，之后便发展为利用回归结果的残差进行检验（Cliff and Ord，1972）。在本章研究中利用 Moran I 指数检测回归残差的空间依赖性。值得注意的是，尽管 Moran I 检验对于回归模型的空间相关性检验有效，但它无法区别空间滞后模型和空间误差模型，即不能够判断空间效应的具体形式。因此，我们还需要利用拉格朗日乘数法分别检验残差空间自相关和空间滞后性。

1.4.4.2　LM 检验

伯里奇（Burridge，1980）和安瑟林（1988）讨论了基于空间计量模型 MLE 估计，并利用 LM 原理构造了一系列的 LM 检验，用于区分各种空间效应的作用机制。两种指标定义如式（1.18）：

$$\begin{aligned}
&LM - lag = \frac{(\hat{e}' W y/\hat{\sigma}^2)^2}{NJ} \\
&LM - error = \frac{(\hat{e}' W \hat{e}/\hat{\sigma}^2)^2}{T_W} \\
&J = (N\hat{\sigma}^2)^{-1}\left[(WX\hat{\beta})' M (WX\hat{\beta}) + T\hat{\sigma}^2\right] \\
&M = I - X(X'X)^{-1}X' \\
&T_W = trace(WW + W'W)
\end{aligned} \tag{1.18}$$

假设残差是独立正态分布的，LM - lag 和 LM - error 服从自由度为 1 的 χ^2 分布。这种方法存在的缺点在于空间误差和空间滞后的检测是相互影响的。因此，

我们进一步使用稳健的 LM – $\text{lag}_{\text{robust}}$ 检验和 LM – $\text{error}_{\text{robust}}$ 检验（Anselin and Florax，1995；Anselin et al.，1996），其中，LM – $\text{lag}_{\text{robust}}$ 检验的零假设为不存在空间滞后，LM – $\text{error}_{\text{robust}}$ 检验的零假设为不存在残差空间相关性。与常规的拉格朗日乘数相比，稳健性拉格朗日检验的过程中只包含一种空间相关，而排除了另一种空间相关的可能，因此结果更为稳健可信。这两种稳健的 LM 检验表达式为，

$$LM - lag_{robust} = \frac{(\hat{e}'W\gamma/\hat{\sigma}^2 - \hat{e}'W\hat{e}/\hat{\sigma}^2)^2}{NJ - T}$$

$$LM - error_{robust} = \frac{(\hat{e}'W\hat{e}/\hat{\sigma}^2 - T\ (NJ)^{-1}\hat{e}'W\gamma/\hat{\sigma}^2)^2}{T\ [1 - T\ (NJ)\ ]^{-1}} \qquad (1.19)$$

简言之，对于 SAR 和 SEM 这两种空间模型的选择，安瑟林（2004）给出了如下模型选择建议，见图 1 – 8 所示。具体来讲，首先，在 Moran I 检验显著的情

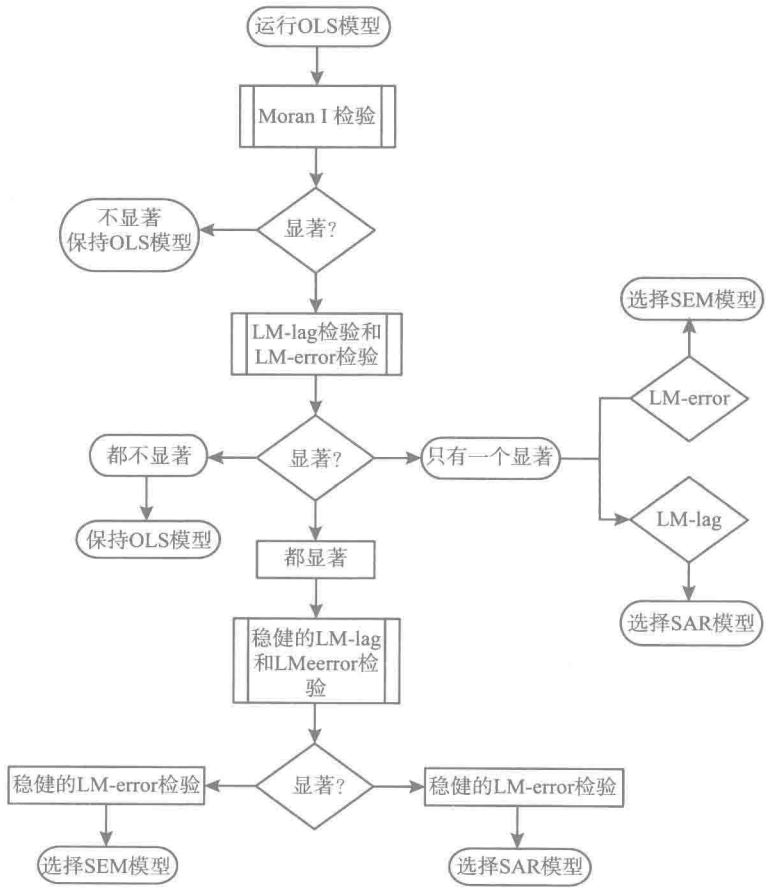


图 1 – 8　模型选择流程（Anselin，2004）

况下，我们应该将空间效应纳入模型。其次，LM－lag 检验比 LM－error 检验更加显著，并且稳健估计 LM－lag_{robust}显著而 LM－$error_{robust}$不显著，则选择空间滞后模型；反之，则选用空间误差模型。当然，在诊断模型总体显著性方面，除了拟合优度 R^2 检验以外，常用的检验指标还包括：似然比（Likelihood Ratio）检验、赤池信息准则（Akaike Information Criterion，AIC）、施瓦茨准则（Schwartz Criterion，SC）等。这几个指标也被用于比较经典 OLS 模型和 SAR、SEM 模型的适用性。

1.5　数据与变量

本书采用的是2005年中国242个城市横截面数据。实证模型中所使用的变量见表1－3所示。如果没有特别指出，本书所采用的变量数据均来自财政部发布的2005年市县财政统计资料（2005年中国地市县财政统计资料）。被解释变量（基础设施建设支出）是指人均市政府基础设施建设支出。

关于解释变量，我们将 INFRA95，即1995年人均铺设道路面积，作为早期基础设施建设存量的代理变量。数据来源于1996年中国市统计年鉴。考虑到公共基础设施建设支出会遵循边际报酬递减的规律，我们预期该变量将对现期的基础设施建设支出产生负效应。换句话说，由于每额外增加以单位基础设施建设支出所带来的边际效益的递减，一个城市早期的基础设施建设水平越高，那么当下的基础设施建设支出有可能会越少。REVENUE 是反映市政府财政能力的指标，用人均市政府自有财政收入表示。相应的，我们预期人均市政府自有财政收入对其基础设施建设支出具有积极的影响。由于基础设施建设和教育是市政府在做公共支出预算决策时需要考虑的两个重要方面，因此教育支出会影响市政府在基础设施建设方面的支出，为此我们在模型中添加了另外一个解释变量 EDUCATION，用教育支出占市政府公共支出的份额表示。受地方政府的财政预算约束，较大比例的教育支出会增加地方政府在基础设施建设方面的支出压力，也就是所谓的挤出效应。因此，我们认为教育支出的影响应该为负。

表1－3　　变量统计描述（2005年242个城市样本）

变量	均值	方差	最小值	最大值
INFRASTRUCTURE	156.746	498.419	0.041	7048.089
INFRA95	3.778	5.312	0.000	72.000
REVENUE	1034.801	1907.379	70.692	24972.970
EDUCATION	0.182	0.050	0.020	0.365
URBANIZATION	0.337	0.244	0.039	1.000

续表

变量	均值	方差	最小值	最大值
POPDENSITY	425.368	285.859	4.770	2362.020
VERTICAL_LOW	59.081	126.331	-24.004	1475.759
VERTICAL_UP	276.263	894.180	76.919	12965.400

注：INFRASTRUCTURE：人均公共基建支出（万元）；INFRA95：人均铺路面积（平方米）；REVENUE：人均市政府自有收入（万元）；EDUCATION：公共教育支出占公共总支出比例（%）；URBANIZATION：市辖区人口比例（%）；POPDENSITY：城市总人口除以城市面积（人/平方公里）；VERTICAL_LOW：人均下级政府基建支出（万元）；VERTICAL_UP：人均上级政府基建支出（万元）。

这里还有两个变量可以显示城市的经济特征，分别为人口密度和城市化率。人口密度（POPDENTISTY）用每平方千米上的城市人口数来衡量。通过先验推理，城市人口密度与基础设施建设支出之间的关系是不确定的。一方面，城市人口密度有可能与人均基础设施建设服务支出呈负相关，因为在基础设施服务支出不变的情况下，一个城市的人口密度越小，其人均支出自然会越高。例如，在一个人口稀少的城市，需要更长的电视缆线来连接两个家庭，或者需要铺设更大面积的公路来联通两个人口中心。另外，城市人口密度也有可能与人均基础设施建设支出呈正相关。这主要是针对特定种类的基础设施建设而言的，典型的有污水处理系统。当人口密度较小时，污水处理系统发挥的作用十分微小，但是当人口密度很大时，其发挥作用会非常大。总而言之，人口密度对基础设施建设支出的影响是模棱两可的。城市化率（URBANIZATION）用居住在城市地区的人口数来表示。城市化率对基础设施建设支出的影响存在两种相对的力量。一是，在其他情况不变的情况下，如果基础设施供应中规模经济占主导作用，那么居住在城市地区的人口比例越大就以为这人均支出将会越少。二是，如果聚集经济使得城市地区基础设施建设支出的报酬增加，或者基础设施服务的供应存在城市偏见（Randolph et al.，1996），那么较高的城市化率有可能会导致对基础设施服务的需求增加。因此，城市化率对基础设施建设支出的影响也是不确定的，取决于规模经济和聚集经济这两种力量到底谁占主导。

最后一组解释变量是由低一级政府和有高一级政府提供的城市人均基础设施建设支出金额，分别用 VERATICAL_LOW 和 VARETICLAL_UP 表示。第一个变量的数据主要是来自 2005 年县财政统计资料数据库。对第二个变量而言，由于现有的数据只有省与省政府之间的支出数据，但并没有关于省部政府内部对各城市的支出数据，因此我们在这里假定省政府的支出是平均分配到各市政府的。数据根据 2006 年中国市统计年鉴整理而得。我们认为在分析中国公共基础设施建设支出的空间溢出效应时，控制住这些垂直效应的变量是十分有必要的。因为当一个城市增加其基础设施建设支出时，那么与它属于同一个省份的邻近城市的基础

设施建设支出也会相应地增加，乍一眼看我们会很容易误解空间溢出效应的存在。然而，这些城市的基础设施建设支出之所以会增加实际上是因为省政府的要求他们这样做。这也是像中国这样转型经济体常见的案例。因此，如果在回归模型中忽略了这两个垂直效应的变量，就会导致我们对基础设施建设支出空间效应支出的估计结果是有偏的。从理论上来看，这两个垂直财政变量对城市公共基础设施建设支出的影响也是模棱两可的。就 VERATICAL_UP 变量而言，当省政府对一个城市的基础设施建设投资增加时，为响应省政府，市政府有可能会自愿增加其在基础设施方面的支出。不过，这里我们排除了上一级政府迫使市政府增加基础设施建设投资的情形。另一方面，上一级政府对该城市增加的投资也有可能使得市政府减少其在基础设施建设方面的支出。因此，本书通过实证检验来观察这两个变量的系数符号，进而了解具体的影响路径。

1.6　实证结果

1.6.1　基本结果

根据表1-4第1栏 OLS 模型的回归结果显示，我国各城市间基础设施建设支出并不存在空间效应。调整后的 R^2 值为 0.87，即我们的解释变量对公共基础设施建设支出的解释程度高达 87%。早期基础设施建设存量对当期基础设施建设支出具有负效应，表明我国的基础设施建设支出呈现出边际报酬递减的规律。市政府自有收入对基础设施建设支出的影响显著为正。具体而言，在其他情况不变的情况下，市政府人均自有收入每增加以单位，其人均基础设施建设支出会相应地增加 0.257%。此外，低一级政府的货币注入，使得市政府公共基建支出增幅为 0.469，且通过 1% 水平的显著性检验。该系数为正与我们的实际预测是相符合的，例如，同一个城市的两个县政府都决定增加其基础设施建设（例如：各自铺设公路），为了回应这两个县政府的举措，市政府有可能会增加基础设施建设支出来激励他们汇集各自的道路并将主干道相连接。需要注意到的是，由于市管县的缘故，市和县之间公共基础设施建设支出的正相关关系有可能表明市政府对各辖区实施统一的政策。如果是这样的话，VERATICAL_LOW 变量的正的估计系数是衰减的。另外，我们并没有发现上一级政府对市政府公共基础设施建设支出有影响的证据。教育支出，作为公共支出的重要组成部分，对公共基础设施建设指出的影响并不显著。另外，城市化率越高，人均公共基础设施建设支出就会越少。如前文所述，该实证结果表明规模经济在基础设施建设供应中发挥着主导作用。关于市政经济的另一特点，即人口密度的影响为负。然而，运用 OLS 模型

分析仅是为了诊断性检验和模型比较的目的，若考虑空间自相关时，传统的 OLS 估计的估计结果并不一致。

表 1-4　　基建空间模型回归结果

变量	OLS 模型	空间误差（SEM）模型	空间滞后（SAR）模型	广义空间最小二乘（GS2SLS）模型
INFRA95	-4.165 *	-4.139 **	-3.629 *	-4.001 **
	(1.89)	(2.07)	(1.70)	(2.09)
REV	0.257 ***	0.267 ***	0.259 ***	0.269 ***
	(35.99)	(39.69)	(37.49)	(40.49)
EDU	58.659	310.206	215.804	448.436 *
	(0.22)	(1.23)	(0.83)	(1.84)
URBANIZATION	-274.770 ***	-276.296 ***	-240.044 ***	-250.513 ***
	(4.67)	(5.06)	(4.16)	(4.66)
POPDENSITY	-0.131 ***	-0.092 **	-0.130 ***	-0.069
	(3.15)	(2.16)	(3.24)	(1.54)
VERTICAL_LOW	0.469 ***	0.498 ***	0.468 ***	0.497 ***
	(5.00)	(5.87)	(5.19)	(6.05)
VERTICAL_UP	0.005	0.002	0.003	-0.002
	(0.38)	(0.16)	(0.27)	(0.14)
常数项	15.540	21.163	69.809	-1.374
	(0.25)	(0.11)	(1.12)	(1.54)
Adj. R^2	0.87			
λ（空间滞后项参数）			-0.643 **	-1.915 *
			(3.10)	(1.85)
ρ（空间误差项参数）		0.937 ***		4.304 ***
		(15.04)		(42.32)
观测值	242	242	242	242
诊断检验				
空间误差：				
Moran I 检验		10.425 [0.000]		
LM 检验		59.323 [0.000]		
稳健 LM 检验		90.833 [0.000]		
空间滞后：				
LM 检验		5.671 [0.017]		
稳健 LM 检验		37.231 [0.000]		

注：圆括号内为 t 绝对值；方括号内为 p 值；*（**、***）表示在 $\alpha=0.10$（0.05、0.01）水平下显著。

使用空间加权矩阵 W，我们对 OLS 模型的残差项进行 Moran's I 检验，检验统计量为 10.425（$p=0.000$），意味着本书所讨论的实证空间数据存在较为显著的空间依赖性。但这些统计并没有提供更多关于空间自相关类别形式的信息。因此，我们不得不求助于诊断性检验。

一般而言，公共基础设施建设支出模型中可能存在三种空间自相关形式：空间滞后效应、空间误差效应以及这两种效应的综合。四个能够判断空间自相关形式的诊断性检验结果见表 1-4 所示。我们可以看到 LM-lag 和 LM-error 检验均通过 5% 的显著性水平，即我国的公共基础设施建设支出同时存有空间误差自相关和空间滞后依赖效应。然而，这两个检验无法同时处理传统模型中存在的这两种形式的空间依赖。为了区分它们，本书采用了两个稳健版本的 LM 检验，分别为 $\text{LM-lag}_{\text{robust}}$ 和 $\text{LM-error}_{\text{robust}}$。两种稳健性 LM 检验也得到相同的结论，即传统模型中既存在空间误差自相关也存在空间滞后依赖，见表 1-4 所示。不过，为了便于模型比较，我们仍然同时报告空间误差模型和空间滞后模型的结果。

表 1-4 的第 2 栏和第 3 栏分别报告了空间误差模型和空间滞后模型的实证结果。这两个模型均采用了最大似然估计，因为在空间相互依赖的情形下，传统的 OLS 估计是有偏且不一致的。空间误差系数（λ）的值为 0.973，空间滞后系数的值为 -0.643，这两个系数均通过 5% 的显著性检验，揭示了空间依赖的存在。此外，负的空间之后系数表明如果一个城市增加其基础设施建设支出，那么其邻近城市倾向于削减其公共基础设施建设支出。这意味着邻近城市可以从该城市的基础设施供应中获得积极的溢出效应。关于其他解释变量，就系数符号和变化幅度来看，两个空间模型的估计系数与 OLS 模型的估计结果一致。例如，城市自有财政收入对基础设施建设支出具有正效应，而早期的基础设施存量对当下的基础设施建设支出具有负效应，教育支出变量的影响依旧不显著，等等。

1.6.2 内生性等问题

最大似然估计（MLE）方法存在以下几个潜在问题（Kelejian and Prucha，1998；Arraiz et al.，2010）。第一，需假定残差服从正态分布或其他特定分布，并且同方差。第二，不能处其他的内生性问题（除因滞后因变量造成的内生性外）。第三，需要计算权重矩阵的特征值。如果样本容量比较大，就会出现问题。第四，最大似然估计方法缺乏大样本渐近理论的支持，没有大样本理论，在样本容量比较大的情况下，不知道估计的参数的统计性质，从而参数的检验都存在问题。为较好地解决上述的问题，凯利健和普鲁哈（1998）和阿雷兹（Arraiz，

2010）等提出了广义空间两阶段最小二乘法（Generalized Spatial Two-stage Least Squares，GS2SLS），该方法计算方便，结果比较稳健。这一方法不需要对模型的误差项进行正态或其他分布的假定，就能够得到有效和一致的估计量（Kelejian and Prucha，1998）。

进行 GS2SLS 估计包括以下三个步骤：

第一步，找到因变量 y 的工具变量集合 H（包含 X、WX、W^2X）。对空间混合模型（即结合空间滞后及空间误差模型）进行无截距项的两阶段最小二乘回归，得到残差；

第二步，利用第一步的残差进行 GMM 的估计，得到 ρ 的估计值 $\hat{\rho}$。

第三步，对原方程做 Cochrane - Orcutt 变换，$y^* = Y - \hat{\rho}Wy$ 和 $X* = X - \hat{\rho}WX$，再对空间混合模型进行两阶段最小二乘估计。

本节研究将参考凯利健和普鲁哈（1998，2010）和阿雷兹等（2010）的思路，采用 X、W_1X 和 W_1^2X 作为 Wy 的工具变量。具体软件操作程序见本章最后一节。表 4 的第 4 栏为 GS2SLS 模型的回归结果。可以看到空间滞后系数和空间误差系数均具有显著性，表明模型中同时存在上述两种形式的空间依赖。此外，GS2SLS 模型的空间滞后系数相对于空间滞后模型的系数更大（-1.915），意味着城市间基础设施建设供应具有更大的积极的溢出效应。对于其他的解释变量，一个城市早期的基础设施存量对现在基础设施建设支出的负效应比空间滞后模型的估计结果更显著，充分揭示了边际报酬递减的存在。城市自有财政收入变量在 GS2SLS 模型中依然显著为正，即城市的财政能力与其公共基础设施建设支出水平具有积极呈正相关。公共教育支出对基础设施建设支出具有正效应。这一实证结果告诉我们作为市政府资金的两大必要支出，公共教育支出和基础设施建设支出占财政总支出的份额会同时增加；与此同时，也向我们暗示了在既定的预算约束下，市政府有可能通过削减其他类型的公共支出来确保教育支出和公共基础设施建设支出的同时增加。与前面的模型的估计结果一致，GS2SLS 模型的结果显示，较高的城市化率会导致基础设施建设支出的下降，体现出规模经济效应。此外，由低一级政府提供的基础设施建设投资对市政府的公共基建支出具有正的影响，且影响力大于城市自有财政收入。不过，与 OLS 模型、空间误差模型和空间滞后模型的估计结果相反，在 GS2SLS 模型中，人口密度变量和上一级政府投资变量对一个城市的公共基础设施建设支出并没有影响。

1.7 结论及政策启示

本章通过使用 2005 年中国 242 个城市的横截面数据，在空间计量经济学框

架下，采用了一系列计量属性相对较好的计量分析工具，实证探究了影响市政府公共基础设施建设支出的主要因素。

首先，针对OLS模型残差项的Morans I检验结果显示，本书所讨论的实证空间数据具有显著的空间依赖性。但是，这一检验结果并没有提供更多关于空间依赖性类别形式的信息。为此，我们进一步对空间误差模型和空间滞后模型进行LM－lag检验和LM－error检验以及这两种检验的稳健性版本（Anselin and Florax，1995；Anselin et al.，1996）。四种LM检验结果均显示模型中既存在空间滞后依赖也存在空间自相关扰动。因此，我们使用凯利健和普鲁哈（1998）开发的广义两阶段最小二乘法（GS2SLS）来处理上述两种形式的空间依赖。不仅如此，该模型还能够很好地解决被解释变量的内生性问题。

根据GS2SLS模型的估计结果可知，当一个城市的邻近城市增加基础设施建设支出时，该城市倾向于削减其在公共基础设施建设上的支出，即基础设施建设的供应具有积极的溢出效应。此外，一个城市的财政能力（城市自有财政收入）对市政府基础设施建设支出的影响为正，而早期基础建设存量的影响为负。与此同时，低一级政府的基础设施建设投资对市政府公共基建投资的具有积极的影响，而高一级政府则没有影响，人口密度也是如此，对市政府公共基建投资没有影响。公共教育支出与基础设施建设支出呈正相关，即公共教育支出和基础设施建设支出占财政总支出的份额会同时增加；与此同时，也向我们暗示了在既定的预算约束下，市政府有可能通过削减其他类型的公共支出来确保教育支出和公共基础设施建设支出的同时增加。另外，居住在城市的人口比例越高，其公共基础设施建设支出就会越低，为我国基础设施建设供应存有规模经济效应提供了证据。

这些发现对市政府预算决策的制定具有十分重要的影响。一个城市可以从其邻近城市的公共基建支出中获得积极的溢出效应，因此不需要过分担心能否赶得上其临近城市基础设施建设支出水平。当其邻近城市的公共基建支出水平较高时，该城市可以选择保持现有的支出水平不变，或者削减部分支出。更进一步来说，在预算约束的情况下，一个城市还可以将其公共资金分配到其他项目上。

1.8　本章小结

在财政分权的框架下，本章利用2005年中国242个城市的横截面数据来实证检验公共基础设施建设支出的决定因素。空间计量模型（SAR或GS2SLS模型）结果发现，当一个城市的邻近城市增加基础设施建设支出时，该城市倾

向于削减其在公共基础设施建设上的支出，即基础设施建设的供应具有积极的溢出效应。

1.9 STATA 软件操作

1.9.1 OLS，SAR 和 SEM 模型估计程序

```
log using "F:\spatial results. smcl",replace
spatwmat using "E:\weight. dta",name(W) standardize
use "E:\infrastructure. dta",clear
sum
* spatgsa infrastock95 infra_per rev_per edu_share urbanization popdensity vertical_per vertical_up_per,weights(W) moran
regress infra_per infrastock95 rev_per edu_share urbanization popdensity vertical_per vertical_up_per dummy1 dummy4 dummy3
outreg2 using Table2
spatdiag,weights(W)
spatwmat using "F:\weight. dta",name(W) eigenval(E) standardize
spatreg infra_per infrastock95 rev_per edu_share urbanization popdensity vertical_per vertical_up_per dummy1 dummy4 dummy3,weights(W) eigenval(E) model(error)
outreg2 using Table2
spatreg infra_per infrastock95 rev_per edu_share urbanization popdensity vertical_per vertical_up_per dummy1 dummy4 dummy3,weights(W) eigenval(E) model(lag)
outreg2 using Table2
```

1.9.2 GS2SLS 模型估计程序

```
****'GS2SLS. do'file
clear all
log using "F:\GS2SLS. smcl",replace
**********************************************************************
```

```
*  Y = ALPHA + LAMDA * WEIGHTINGMATRIX * Y + X * BETA + U,  *
*  U = RHO * WEIGHTINGMATRIX * U + E  *
**********************************************************

**
* EXPLANATION OF THE VARIABLES USED IN THE PROGRAM *
* Y..... VECTOR OF DEPENDENT VARIABLE  *
* X..... VECTOR OF EXOGENOUS EXPLANATORY VARIABLE  *
* U..... VECTOR OF DISTURBANCES  *
* MMAT..... SPATIAL WEIGHTING MATRIX  *
* E..... VECTOR OF INNOVATIONS  *
* LAMDA..... SPATIAL AUTOREGRESSIVE PARAMETER IN DEPENDENT
VAR  *
* RHO..... SPATIAL AUTOREGRESSIVE PARAMETER IN DISTURBANCE *
* A2SLS..... 2SLS ESTIMATE OF ALPHA(STEP 1) *
* AH2SLS.... 2SLS ESTIMATE OF ALPHA(STEP 2) *
* B2SLS..... 2SLS ESTIMATE OF BETA(STEP 1) *
* BH2SLS.... 2SLS ESTIMATE OF BETA(STEP 2) *
* LAM2SLS... 2SLS ESTIMATE OF LAMDA(STEP 1) *
* LAMH2SLS.. 2SLS ESTIMATE OF LAMDA(STEP 2) *
* RHOGM..... GENERAL MOMENTS ESTIMATOR OF RHO  *
* NS..... SAMPLE SIZE *
**********************************************************

**********************************************************
*  READ THE DATA  *
**********************************************************
use "F:\weight.dta"
save "c:\temp\weight.dta",replace
clear

use "F:\data.dta"
save "c:\temp\data.dta",replace
clear

use "c:\temp\weight.dta"
merge using "c:\temp\data.dta"
```

```
set matsize 327

mkmat percity,mat(YMAT)
mkmat x1,mat(X1MAT)
mkmat perrev,mat(X2MAT)
mkmat perrev2,mat(X3MAT)
mkmat pergen,mat(X4MAT)

mkmat infrarate,mat(X6MAT)
mkmat edurate,mat(X7MAT)
mkmat nonarg,mat(X8MAT)
mkmat second,mat(X9MAT)

mkmat var1 - var327,mat(MMAT)

mat WYMAT = MMAT * YMAT
mat WX2MAT = MMAT * X2MAT
mat WWX2MAT = MMAT * WX2MAT
mat WX3MAT = MMAT * X3MAT
mat WWX3MAT = MMAT * WX3MAT
mat WX4MAT = MMAT * X4MAT
mat WWX4MAT = MMAT * WX4MAT

mat WX6MAT = MMAT * X6MAT
mat WWX6MAT = MMAT * WX6MAT
mat WX7MAT = MMAT * X7MAT
mat WWX7MAT = MMAT * WX7MAT
mat WX8MAT = MMAT * X8MAT
mat WWX8MAT = MMAT * WX8MAT
mat WX9MAT = MMAT * X9MAT
mat WWX9MAT = MMAT * WX9MAT

svmat WYMAT,n(WY)

svmat WX2MAT,n(WX2)
svmat WWX2MAT,n(WWX2)
svmat WX3MAT,n(WX3)
svmat WWX3MAT,n(WWX3)
svmat WX4MAT,n(WX4)
```

```
svmat WWX4MAT,n(WWX4)
svmat WX6MAT,n(WX6)
svmat WWX6MAT,n(WWX6)
svmat WX7MAT,n(WX7)
svmat WWX7MAT,n(WWX7)
svmat WX8MAT,n(WX8)
svmat WWX8MAT,n(WWX8)
svmat WX9MAT,n(WX9)
svmat WWX9MAT,n(WWX9)
*****************************************************************
*  IN THE FIRST STEP ESTIMATE THE MODEL USING TWO - STAGE LEAST  *
*  SQUARES AND GET THE ESTIMATED DISTURBANCES  *
*****************************************************************
ivreg percity(WY = WX2 WWX2 WX3 WWX3 WX4 WWX4 WX6 WWX6 WX7
WWX7 WX8 WWX8 WX9 WWX9) x1 perrev perrev2 pergen infrarate edurate nonarg
second,noconstant
predict r,resid
gen r2 = r^2
egen ss = sum(r2)
scalar A2SLS = _b[x1]
scalar B2SLS = _b[perrev]
scalar C2SLS = _b[perrev2]
scalar D2SLS = _b[pergen]
scalar F2SLS = _b[infrarate]
scalar G2SLS = _b[edurate]
scalar H2SLS = _b[nonarg]
scalar I2SLS = _b[second]
scalar S2SLS = ss/(_N - 1)
scalar LAM2SLS = _b[WY]
*****************************************************************
* STEP 1:  2SLS ESTIMATORS *
*****************************************************************
scalar list A2SLS B2SLS C2SLS D2SLS F2SLS G2SLS H2SLS I2SLS S2SLS
```

```
LAM2SLS
    ********************************************************************
    ********************************************************************
    * IN THE SECOND STEP USE THE ESTIMATES OF DISTURBANCES   *
    *  FOR THE GENERAL MOMENTS(GM)ESTIMATOR   *
    ********************************************************************
    ************************** gmprocl r ******************************
    * program drop nlequ
    program define nlequ
    if"'1'" = = "?" {
    global S_1" rho sigma2"
    global rho = 1
    global sigma2 = 1
    exit
    }
    replace '1' = v1 * MYMrho + v2 * MYMrho^2 + v3 * MYMsigma2
    end

    * program drop gmproc1
    program define gmproc1

    * GMPROC PROCEDURE HAS BEEN DEFINED BELOW;
    ********************************************************************
    * GENERAL MOMENTS ESTIMATION PROCEDURE FOR ESTIMATION OF
RHO   *
    * MOMENT EQUATIONS INVOLVING   *
    * E 扙,(ME)? ME),AND(ME)扙,WHERE ME = WEIGHTINGMATRIX *
E   *
    ********************************************************************
    syntax[varlist]
    mkmat r,mat(uh)

    mat vh = MMAT * uh
    mat wh = MMAT * vh

    svmat uh,n(uh)
    svmat vh,n(vh)
```

```
svmat wh,n(wh)

*****************************************************************
* CALCULATE VARIOUS SAMPLE MOMENTS APPEARING IN THE SYSTEM      *
* OF EQUATIONS FOR RHOH FROM ESTIMATED DISTURBANCES             *
*****************************************************************
gen u2h = uh * uh
gen v2h = vh * vh
gen uvh = uh * vh
gen vwh = vh * wh
gen w2h = wh * wh
gen uwh = uh * wh

*****************************************************************
* CALCULATE TR(MMAT'MMAT)/(SAMPLE SIZE) *
*****************************************************************
mat MMM = trace(MMAT' * MMAT)/327

egen u2hm = mean(u2h)
egen v2hm = mean(v2h)
egen uvhm = mean(uvh)
egen vwhm = mean(vwh)
egen w2hm = mean(w2h)
egen uwhm = mean(uwh)
gen h11 = -2 * uvhm
gen h12 = v2hm
gen h13 = -1
gen h21 = -2 * vwhm
gen h22 = w2hm
gen h23 = -trace(MMM)
gen h31 = -(v2hm + uwhm)
gen h32 = vwhm
gen h33 = 0
gen hy1 = -u2hm
gen hy2 = -v2hm
gen hy3 = -uvhm
```

```
collapse h11 h12 h13 hy1 h21 h22 h23 hy2 h31 h32 h33 hy3

mkmat h11 h21 h31,matrix(h1t)
mkmat h12 h22 h32,matrix(h2t)
mkmat h13 h23 h33,matrix(h3t)
mkmat hy1 hy2 hy3,matrix(hyt)
mat h1 = h1t'
mat h2 = h2t'
mat h3 = h3t'
mat hy = hyt'
set obs 327
svmat h1,n(v1)
svmat h2,n(v2)
svmat h3,n(v3)
svmat hy,n(z)
list v1 v2 v3 z

*********************************************************************
* PREPARE ESTIMATION OF RHO AND SE FROM THREE EQUATIONS BY NLS  *
*********************************************************************
nl equ z,init(rho = 0.7,sigma2 = 1)

set obs 327
gen RhoGM = $ rho
scalar RHOGM = $ rho
scalar SGM = $ sigma2

end

gmproc1 r

*********************************************************************
* STEP 2:  NLS ESTIMATORS OF RHO AND SIGMA^2 *
*********************************************************************
scalar list RHOGM SGM
*********************************************************************

*********************************************************************
```

```
*  IN THE THIRD STEP USE THE GM ESTIMATES FOR SPATIAL *
*  AUTOREGRESSIVE PARAMETER, CORRECT FOR SPATIAL CORRELATION  *
*  IN DISTURBANCES AND ESTIMATE THE CORRECTED MODEL BY 2SLS  *
*************************************************************
* program drop tslsproc2

program define tslsproc2

*************************************************************
*  GLSPROC PROCEDURE HAS BEEN DEFINED BELOW  *
**
*  GENERALIZED LEAST SQUARES PROCEDURE *
*************************************************************
syntax[ varlist]

set matsize 327
mkmat var1 - var327,mat(MMAT)
mkmat percity,mat(YVEC)
mat WYVEC = MMAT * YVEC

mkmat x1,mat(X1VEC)
mkmat perrev,mat(X2VEC)
mkmat perrev2,mat(X3VEC)
mkmat pergen,mat(X4VEC)

mkmat infrarate,mat(X6VEC)
mkmat edurate,mat(X7VEC)
mkmat nonarg,mat(X8VEC)
mkmat second,mat(X9VEC)

scalar RhoGM = RhoGM

mat YSVEC = YVEC - RhoGM * MMAT * YVEC
mat WYSVEC = WYVEC - RhoGM * MMAT * WYVEC
mat X1SVEC = X1VEC - RhoGM * MMAT * X1VEC
mat X2SVEC = X2VEC - RhoGM * MMAT * X2VEC
mat X3SVEC = X3VEC - RhoGM * MMAT * X3VEC
mat X4SVEC = X4VEC - RhoGM * MMAT * X4VEC
```

```
mat X6SVEC = X6VEC - RhoGM * MMAT * X6VEC
mat X7SVEC = X7VEC - RhoGM * MMAT * X7VEC
mat X8SVEC = X8VEC - RhoGM * MMAT * X8VEC
mat X9SVEC = X9VEC - RhoGM * MMAT * X9VEC

mat WX2SVEC = MMAT * X2SVEC
mat WWX2SVEC = MMAT * WX2SVEC
mat WX3SVEC = MMAT * X3SVEC
mat WWX3SVEC = MMAT * WX3SVEC
mat WX4SVEC = MMAT * X4SVEC
mat WWX4SVEC = MMAT * WX4SVEC

mat WX6SVEC = MMAT * X6SVEC
mat WWX6SVEC = MMAT * WX6SVEC
mat WX7SVEC = MMAT * X7SVEC
mat WWX7SVEC = MMAT * WX7SVEC
mat WX8SVEC = MMAT * X8SVEC
mat WWX8SVEC = MMAT * WX8SVEC
mat WX9SVEC = MMAT * X9SVEC
mat WWX9SVEC = MMAT * WX9SVEC

svmat YSVEC,n(YS)
svmat WYSVEC,n(WYS)
svmat X1SVEC,n(X1S)
svmat X2SVEC,n(X2S)
svmat WX2SVEC,n(WX2S)
svmat WWX2SVEC,n(WWX2S)
svmat X3SVEC,n(X3S)
svmat WX3SVEC,n(WX3S)
svmat WWX3SVEC,n(WWX3S)
svmat X4SVEC,n(X4S)
svmat WX4SVEC,n(WX4S)
svmat WWX4SVEC,n(WWX4S)

svmat X6SVEC,n(X6S)
svmat WX6SVEC,n(WX6S)
svmat WWX6SVEC,n(WWX6S)
```

```
svmat X7SVEC,n(X7S)
svmat WX7SVEC,n(WX7S)
svmat WWX7SVEC,n(WWX7S)
svmat X8SVEC,n(X8S)
svmat WX8SVEC,n(WX8S)
svmat WWX8SVEC,n(WWX8S)
svmat X9SVEC,n(X9S)
svmat WX9SVEC,n(WX9S)
svmat WWX9SVEC,n(WWX9S)

ivreg2 YS (WYS = WX2S WWX2S WX3S WWX3S WX4S WWX4S WX6S
WWX6S WX7S WWX7S WX8S WWX8S WX9S WWX9S) X1S X2S X3S X4S X6S X7S
X8S X9S,noconstant ffirst
predict rs,resid
gen res2 = rs^2
egen ss2sls = sum(res2)

scalar AH2SLS = _b[X1S]
scalar BH2SLS = _b[X2S]
scalar CH2SLS = _b[X3S]
scalar DH2SLS = _b[X4S]

scalar FH2SLS = _b[X6S]
scalar GH2SLS = _b[X7S]
scalar HH2SLS = _b[X8S]
scalar IH2SLS = _b[X9S]
scalar SH2SLS = ss2sls/(_N - 1)
scalar LAMH2SLS = _b[WYS]

end

merge using "c:\temp\data.dta"
drop_merge
merge using "c:\temp\weight.dta"
tslsproc2 perrev perrev2 pergen infrarate edurate nonarg second var1 - var327
RhoGM

*****************************************************************
* STEP 3:2SLS ESTIMATOR *
```

```
**********************************************************************
scalar list AH2SLS BH2SLS CH2SLS DH2SLS FH2SLS GH2SLS HH2SLS IH2SLS
SH2SLS LAMH2SLS
**********************************************************************
log close
```

第2章　横截面空间回归模型

——我国政府间财政转移的“粘蝇纸效应”分析

本章的分析仍然基于横截面数据，通过研究我国政府间财政转移的“粘蝇纸效应”（flypaper effect）这个话题，介绍了较 SAR 和 SEM 模型更一般的空间模型，即空间混合模型（SAC）的估计，检验及应用问题。最后，给出了本章实证分析中用到的软件程序。

2.1　引　　言

在过去几十年里，与世界上大多数国家一样，中国也经历了十分重要的财政分权过程。期间，中央政府将其税收权力和支出责任下放给地方政府，以期提高公共服务的供给效率和增加地方政府的责任，主要原因是由于地方政府比中央政府更接近居民，更了解当地居民对公共服务的需求和偏好（Oates，1972）。然而，分权体制下，各地方政府为提高公共服务支出陷入了财政支出责任与收入安排失衡的困境。究其原因，主要是由于地方政府缺乏增加财政收入的权利，并且没有充足的税基来筹集足够的收入，进而导致地方政府严重依赖中央政府的财政转移来满足其财政支出的需求。此外，受公共服务市场的多样性的影响，如何制定出合理的分权政策并确保其实施的成功将变得更加困难和复杂。

现有的关于公共服务支出决定因素的文献可谓是汗牛充栋（Case et al.，1993；Ermini and Santolini，2010；Kelejian and Robinson，1993；Lundberg，2006；Painter 和 Bae，2001；Redoano，2007，等）。但很少有研究考虑到不同类型公共服务的决定因素也可能千差万别。巴拉钱德兰（Balachandran）和斯瑞尼迪（Srinidhi，1994）认为关于公共服务供给和使用的研究必须涉及公共服务是如何分类，以及提供不同类别的公共服务的成本和收益是多少等因素。一般而言，按功能的不同，公共服务可分为三类，即“维护性公共服务”、“经济性公共服务”和“社会性公共服务”（李军鹏，2003；孙晓莉，2007）。其中“维护性公共服务”包括国防建设、民主化建设以及公共服务管理等；“经济性公共服务”主要

涉及基础设施建设、对生产者的公共补贴、公用事业生产和环境保护等方面，主要的受益对象是企业而非普通消费者；“社会性公共服务”则是指教育、社会安全和公共健康护理，旨在满足居民对社会、文化以及娱乐活动的直接需求。考虑到公共服务的异质性及其决定因素的差异性，实证研究需要更倾向于使用分类数据而非汇总数据。

尽管关于特定公共服务的研究寥寥无几，但对公共服务这一整体大类的研究还是相当多的。在实证应用中，各地方的经济变量、人口、地理以及政治特征都将决定其公共服务的支出。此外，公共服务支出还包括政府间转移（Bailey and Connolly，1998；Broadway and Shah，2007；Fisher and Papke，2000；Gamkhar and Shah，2007；Hines and Thaler，1995；Oates，1999）。由于地方政府间的转移支付对其公共服务支出的影响尚不明确，因此成为财政金融领域讨论的热点话题。根据经济理论预测，在不影响公共品价格的前提下，政府间转移支付的边际变化所带来的支出的改变应该与地方政府获得一次性补助收入所带来的资源支出水平是一样的（Bradford and Oates，1971；Wilde，1968）。

但另一方面，也有相当一部分研究对此假设提出了质疑（Dollery and Worthington，1996；Inman，2008）。据英曼（Inman，2008）的研究报告统计，截至2008年，有超过3500个学术论文对上述的研究假设持拒绝态度（Acosta，2010；Bae and Feiock，2004；Brennan and Pincus，1996；Hines and Rosen，1993；Gamkhar and Oates，1996；Heyndels，2001；Knight，2002；Strumpf，1998；van de Walle and Mu，2007；Worthington and Dollery，1999）。大部分研究结果显示地方政府间无条件转移支付对财政支出的促进作用要高于地方本身增加同水平财政收入而带来的公共支出水平，也就是所谓的“粘蝇纸效应”，即财政资金被“粘”在政府部门当中（Végh and Vuletin 2012）。

学术界对“粘蝇纸效应”出现的原因进行了大量理论和实证上的研究，但研究结果并不一致。根据贝利（Bailey）和康诺利（Connolly，1998）和阿科斯塔（Acosta，2010）的研究综述，“粘蝇纸效应”之所以会出现源于选民的财政幻觉（Courant et al.，1979；Oates，1979）、选举的不确定性（Turnbull，1992）以及由官僚行为和信息不对称导致的制度失灵（Bae and Feiock，2004；Strumpf，1998）。另一部分学者则认为预算决策中的利益团体（Dougan and Kenyon，1988；Mueller，2003）、筹集财政收入以促进福利转移所导致的无谓损失（Hamilton，1986）、能够隐藏中央拨给居民的转移支付资金的议程设置（agenda-setting）官员（Filimon et al.，1982）、政治家和有能力为地方政府筹集资金的利益团体间的关系（Singhal，2008）等会导致“粘蝇纸效应”的出现。此外，一些计量上的问题也会导致研究结果的偏误，例如计量方法的错误使用、模型的错误设定、遗漏变量偏差，以及政府间财政转移可能导致的内生性问题等也是引起“粘蝇纸效

应”出现的重要原因（Chernick，1979；Gamkhar and Shah，2007；Hamilton，1983；Megdal，1987；Worthington and Dollery，1999）。

那么当考虑公共服务的多样性时，上述决定因素是否会作用于不同类别的公共服务？尤其是，对于那些获得转移支付收入的地方政府，其财政支出行为、转移支付意愿以及预算行为等是否发生改变？转移支付资金是否会“粘”在某一特定的公共服务上？为此，笔者将在下文对其进行尝试性地解答。

本书的研究目的有三：一是，基于发展中国家的公共支出决策模型，本书利用2007年中国各省的横截面数据来实证检验我国的教育支出是否存在“粘蝇纸效应”。由于这一理论具有重要的政策含义，也被众多发达国所使用。二是，本书在实证估计也纳入了空间相关性检验，主要目的是检验地方政府的支出决策是否会受到其他地方政府的影响。曼斯基（Manski，1993）表明，财政关联可能会引发地方政府间的模仿效应，例如，指地方政府为减少学习和信息搜寻成本，在政策制定上可能会模仿地方政府；其次是竞争效应，即地方政府财政支出的目的是为了吸引更多的流动性资源；最后是溢出效应，即在诸如基础设施之类的公共服务上，地方政府的财政支出存有“搭便车”的嫌疑。实际上，大量实证研究也表明地方政府的财政支出水平会受到邻近地区的影响（Baicker，2005；Besley and Case，1995；Case et al.，1993；Elhorst and Fréret，2009；Ermini and Santolini，2010；Kelejian and Robinson，1993；Moscone et al.，2007；Revelli，2006），关于“地方政府策略行为”的出色研究可见布鲁坎南（Brueckner，2003）和雷维里（Revelli，2005）。三是，进一步分析以下问题：面对财政分权改革，地方政府在教育支出上是如何应对的？本研究对于财政分权改革设计的政策含义有哪些？

在现有的研究基础上，本书将在以下几个方面对其进行补充：一是，在我们所了解到的知识范围内，本研究不仅考虑了公共服务的多样性，而且首次从教育支出角度来探讨我国“粘蝇纸效应”。二是，本书还进一步分析了各方政府的支出行为。因为在大多数发展中国家，尤其是中国，巨大的人口规模、较深程度的财政分权体制（财政分权的深度是就重要政府授予地方政府财政支出责任的多寡而言的）以及日益增加的财政负担，政府间的补助资金可能会导致地方政府支出行为的变异。因此，研究中国1994年分税制改革之后地方政府的支出行为是一项十分有意义的课题。然而，由于财政分权改革的历史年限较短以及相关财政金融数据的缺失，学术界并没有从空间计量的视角来检验地方政府支出的“粘蝇纸效应”。三是，本书认为在检验“粘蝇纸效应”时，若忽略空间依赖性，容易导致遗漏变量偏差；并且传统的普通最小二乘法的估计结果不仅是有偏的而且不一致，因此本书尝试建立空间计量模型来进行验证。

本章的结构安排如下：2.2节简要介绍了中国财政分权体系基本背景；2.3

节先描述了不考虑空间影响时的公共支出决策模型，然后介绍了空间计量模型的基本概念、选择标准以及相应的估计技术；2.4 节为数据说明；2.5 节报告了在不同模型设定和估计技术下“粘蝇纸效应”的实证结果；2.6 节为“反粘蝇纸效应”出现原因的分析讨论；2.7 节为本研究的结论及政策启示。

2.2 中国财政分权制度的简要概述

自 1994 年分税制改革以来，中央政府将更多的支出责任下放给下一级地方政府，但由于缺乏充足的财政支持，使得地方政府为满足其财政支出需求和提高公共服务，严重依赖重要政府的财政转移资金。对经济发达的地区而言，中央政府的拨款和地方自有收入使其有充足的资金来满足中央政府规定的财政指标；但对那些偏远的经济欠发达地区而言，由于财政能力有限，中央政府的拨款并不足以支持其完成公共品供给的指标。因此，地方政府间的财政转移成为这些地区公共服务项目建设和管理的重要资金来源，发挥着至关重要的作用。自分税制改革实施以来，中国政府间财政转移支付迅速增加，其占 GDP 的比重由 1995 年的 4.7% 增长值 2001 年的 8.7% （OECD，2013）；但是，财政支出责任与实际收入安排却一直呈现出失衡的状态。

为了缩小地方政府税收收入与财政支出的差距，中央政府也设计出一套新的转移支付制度。这套制度可分为三个部分（OECD，2013）：第一部分为一般转移支付（无条件补助），旨在缩小地方政府间财政支出的差距，帮助地方政府提供基本的公共服务；第二部分为专项转移支付，该补助资金只能用于特定项目，并由地方政府自行匹配资金；第三部分为补偿转移，主要目的是减少地方政府因税收改革所导致的收入损失。2011 年，中央政府对地方政府的转移支付资金为 37310 亿元人民币，占全国财政税收收入的 22% （财政部，2011）。其中，一般转移支付资金为 17340 亿元；专项转移资金为 14910 亿元。中央政府向地方层面的一般转移资金占据着重要的份额，比例为 46%，见图 2 - 1 所示。此外，每一部分的资金也包含很多子成分。具体而言，专项转移资金的子成分已超过 20 种；一般转移支付资金被投资到将近 15 个部门当中（财政部，2011），其中均衡性转移支付（旨在缩小区域差距）占据着重要地位，占一般转移支付的 18%；比较而言，义务教育的占比仅有 3%。就专项资金而言，其在中国的政府间财政关联体制中也发挥着十分重要的作用，但不在本书的研究范围内，这里不做细述。关于中国财政转移制度更详细的描述，可参照张志华（Zhihua Zhang）和马丁内斯 - 巴斯克斯（Martinez - Vazquez，2003），沈春丽等（Chunli Shen et al.，2012），王筱（Xiao Wang）和赫德（Herd，2013）等人的研究。

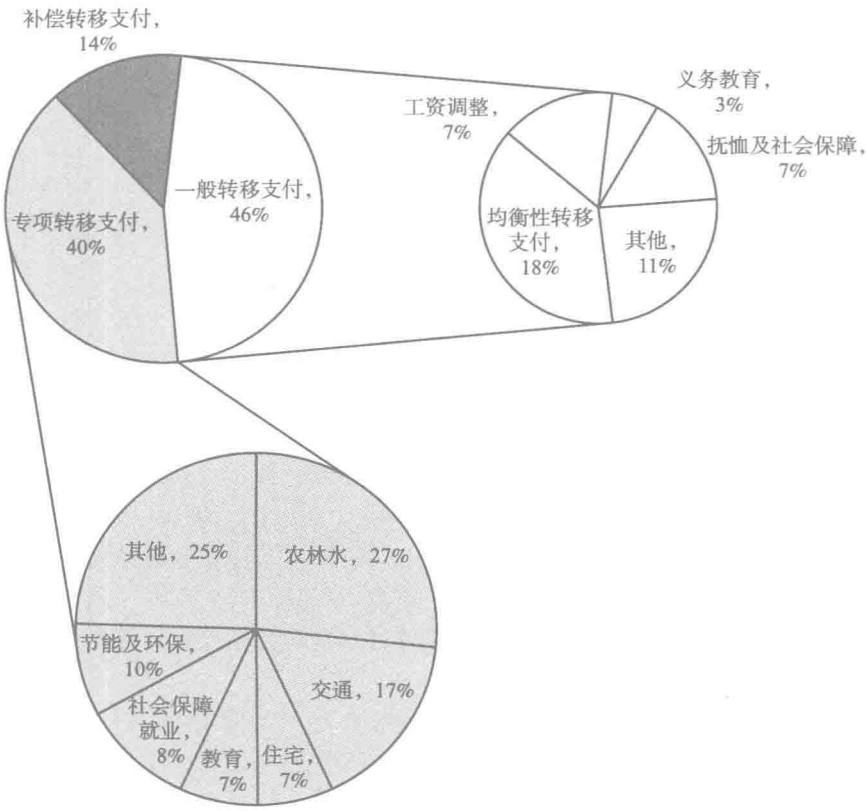


图2－1　2011年政府转移支付构成

资料来源：根据财政部（2011）及《中国财政统计年鉴（2011）》附表15计算而得。

2.3　模型与方法

这一节介绍检验“粘蝇纸效应”的实证模型。我们选取了一种无约束的模型——空间混合模型（SAC）作为出发点，SAC模型既包含了SAR模型的特征，又兼具了SEM模型的特性。SAC模型设定如下，

$$y=\alpha\iota_n+\lambda Wy+X\beta+\mu,\ \mu=\rho W\mu+\varepsilon,\ n=1,\ 2,\ \cdots,\ N \qquad (2.1)$$

其中，W为外生的、$n\times n$维矩阵，Wy为空间滞后因变量，可以解释为所有观测值y的空间加权。在这个模型中，待估计的参数为通常的回归参数α，β，空间滞后参数λ和空间滞后参数ρ。如果$\lambda=0$，表示观测值y之间不存在空间相关性，SAC模型退化成SEM模型；如果$\rho=0$，表示误差项不存在空间相关性，SAC模型退化成SAR模型；如果$\lambda=\rho=0$，SAC模型简化为普通OLS模型。由

于在因变量和误差项结构中存在空间关系，用普通 OLS 方法将会导致有偏差、非一致和无效的估计结果，在假设 ε 服从正态分布时，模型（2.1）将采用 MLE 进行估计。在估计之前，我们将通过一系列的检验来选取最佳模型。第一种方法的思路就是采用 Moran I（1950），LM 检验及文件的 LM 检验来识别最佳模型（Anselin，et al.，1996）；第二种思路是，鉴于 SAC 模型嵌套了 SAR 模型和 SEM 模型，我们可以采用 LR 检验在 SAR，SEM 和 SAC 模型之间进行选择（LeSage and Pace，2009）。

2.4 数据说明

中国的地方政府分为 5 个层次，分别为省、市、县、乡和村。具体而言，中国当前有 34 个省级区域，333 个地级市、2853 个县级市，40497 个乡级区域，具体到村级区域将更多（国家统计局，2014）。本研究以县为分析单位。在移除变量缺失的观测值后，本研究可使用变量主要为 2007 年中国 1329 个县的转移支付和失业变量（最近期的 2008 年和 2009 年的财政金融数据没有具体类别的公共支出数据）。

除非另有说明，本书的财政金融数据均来自《地市县财政统计资料汇编（2007）》，该统计资料中的财政金融数据主要是根据《全国地市县财政统计年鉴 2007》编制而成。本书的被解释变量为各县政府的人均教育支出，用对数的形式表达；人口数据来自《中国县统计年鉴 2008》。为了检验“粘蝇纸效应”，本研究着重关注财政收入和转移支付两个解释变量，前者是指县政府自有收入（人均），后者为中央拨付给各县政府的教育转移支付资金（人均），相应的，这两个变量在模型中用对数形式表示。参考大量关于公共财政“粘蝇纸效应”文献研究（Acosta，2010；Bae and Feiock，2004；Dahlby and Ferede，2012；Gamkhar and Oates，1996；Heyndels，2001；Karnik and Lalvani，2008；Levaggi and Zanola，2003；Strumpf，1998），本研究选取的控制变量如下：人口密度（POPDENS），即该县城单位土地面积上的人数，目的是控制公共品供给可能导致的规模效应或拥挤效应。如果公共品供给所引发的规模经济效应超过拥挤效应，那么该变量的系数应该为负，反之则为正。中学（SECOND）及小学（PRIMARY）学历人口比例，即该县城正在上（中学）小学的人口数占总人口数的比例。这两个变量的设置主要为了控制特定群体的需求，并且本书预期变量的回归系数应该正，即接受教育的小学人口比例越大，该县城的人均教育支出越多。失业人口比例（UNEMP）是指该县城的失业人口占总人口的比重。在政府预算约束不变的情况下，失业人口的增多意味着县政府要对失业人口提供更多的社会救助资金，

例如工作培训计划，进而对教育支出产生的挤出效应。因此，本书认为该变量的系数应该为负。城市人口比例（URBAN），即住在城市地区的人口比例。城市化对教育支出的影响是不确定的，取决于以下两种相对的力量的大小（Yu et al.，2011）：一种力量是指公共品供给会产生规模经济效应，进而导致城市化率越高的县城在公共品的支出上越少；另一种力量则是指集聚经济会导致城市人口的拥挤效应，进而使得公共品需求的增加，城市地区的公共品支出也会相应地提高。

表2-1是本研究所使用的变量的描述性统计。2007年，地方人均教育支出约为385元，其中典型县获得的中央政府转移资金约为26元，约为该县教育总支出的7%，属于较为温和的收入来源。由于本书所考察的县城的年平均自有收入为544元每人，而教育支出的占其自有收入的比例近70%。由此观之，就经济和人口特点而言，各县之间存在很大差别。

表2-1　　变量统计描述表（2007年县级数据，观测值=1329）

变量	均值	标准方差	最小值	最大值
因变量				
EDU（元/人）	384.871	189.901	35.595	1910.196
自变量				
REVENUE（元/人）	543.742	815.381	33.538	13045.100
TRANSFER（元/人）	26.199	9.826	0.068	92.353
POPDENS（人/平方公里）	271.127	264.390	0.148	2409.639
SECOND（%）	0.060	0.016	0.011	0.141
PRIMARY（%）	0.084	0.027	0.032	0.214
UNEMP（%）	0.710	0.128	0.062	0.953
URBAN（%）	0.222	0.159	0.030	0.993

2.5　实证结果

这部分报告了来自简约空间计量模型的实证结果，并在此基础上利用不同空间加权法和估计策略对实证结果进行稳健性检验。

2.5.1　无空间依赖条件下的“粘蝇纸效应”

表2-2第二列（模型2.1）报告了在不考虑其他任何因素时，即将财政收入作为自变量的回归结果。正如前文预期，财政收入的系数显著为负。由于模型中变量均为对数形式，因此模型的系数可表示弹性，即在不考虑其他变量时，各

县城教育支出对财政收入的弹性系数为0.182。换句话说，财政收入每增加1%，公共教育支出将增加0.18%。当向模型中添加转移支付变量时，如模型2所示，可以发现新模型的拟合效果更好，因为调整后的R^2的值变大了。此时，人均财政收入的系数为0.214，人均转移支付的系数为0.276。因此，各县城的财政支出存在“粘蝇纸效应”，即获得财政转移资金所带来的教育支出的增加要高于自有收入引起的教育支出的增加。但是该模型存有明显的遗漏变量偏差问题，因此本书建立了模型3，对其他省份的人口特点加以控制。根据OLS估计结果显示，模型3的拟合效果较好。更重要的是，人均财政收入和人均转移支付的系数均显著为正，不过财政收入的边际教育支出倾向要高于转移支付收入，与模型的实证结果相反，即不存在“粘蝇纸效应”。就其他自变量而言，人口密度的系数为负，这意味着公共品供给的规模经济效应超过拥挤效应；失业人口比例的系数为正，与预期结果相悖。这可能是由于即使在预算约束不变的情况下，社会救助资金的增加并不会对公共教育支出产生“挤出效应”。如果是这样的话，当失业率增加时，县政府在增加社会救助支出的同时，也会通过向失业人员提供教育和培训计划，进而导致教育支出的增加；城市化对公共教育支出具有积极作用，即城市化率越高的县城，其公共教育支出也越多；县城中对公共品需求较高的群体，即中小学生群体也为公共支出的增加提供了混合证据。值得一提的是中小学教育变量具有一定的内生性，通过剔除这两个变量，我们对模型3进行了重新估计，发现尽管研究的关键变量（转移支付和自有财政收入）的系数略微发生了改变，但关于“粘蝇纸效应”的结论并没有改变。因此，我们认为内生性问题并不是主要问题并将这两个变量纳入到之后的回归估计中。

2.5.2 空间依赖条件下“粘蝇纸效应”的重新审视

大量的实证研究表明一个辖区的财政金融支出不仅取决于其自身的特点，而且还会受到其临近辖区支出水平的影响（Brueckner，2003）。换句话说，地方政府在制定支出水平决策时是相互依赖的，这使得地方政府间的财政关联日益密切。基于模型（2.1）回归后所得到的残差，表2-2最后一栏给出了空间依赖存在时的诊断检验结果。Moran I的统计值为52.892（p=0.000），这意味着受不可观测冲击影响，地方政府的支出行为存在空间依赖性。通过进一步分析，对空间滞后和误差依赖的稳健LM检验结果显示，无论是被解释变量的自回归过程还是扰动项，在分析空间依赖条件下的“粘蝇纸效应”时都需要被考虑在内。（所有的LM检验的p值都等于0）。这一检验方法意味着我们在实际估计步骤中，有必要考虑空间的影响。尤其是一般空间计量模型，有时也被称之为空间自回归移动平均模型（SARMA），应该被用于识别财政收入和转移支付对教育支出的真实影

响。表2-2中的模型4报告了SARMA的实证结果。

被解释变量和扰动项的空间自回归系数显著为正进一步显示了空间模型使用的正确性。正的自回归系数表明地方政府在公共教育支出上是具有策略的（模仿临近地区或与临近地区相竞争）。其中，县城自有财政收入对其教育支出的影响与OLS估计的结果没有显著的差异，分别为0.175和0.165；但是，转移支付的系数0.148要大于OLS估计中的系数0.131。此外，由于本书缺乏对OLS和空间模型进行对比检验，因此探讨这两个模型的估计结果的相差幅度是否显著是十分值得的。相对于OLS模型，SARMA模型中的转移支付和财政收入系数都较大，这意味着在忽略空间影响会导致自有财政收入和转移支付对教育支出的影响被低估。不过，转移支付系数小于自有财政收入系数也进一步证明了模型（2.1）的实证结果，即地方政府在教育支出上并不存在“粘蝇纸效应”。

表2-2　“粘蝇纸效应”回归模型结果（因变量ln（EDU），2007年县级数据）

	模型1	模型2	模型3	模型4
		OLS		SARMA
ln（REVENUE）	0.182***	0.214***	0.165***	0.175***
	（0.012）	（0.012）	（0.012）	（0.011）
ln（TRANSFER）		0.276***	0.131***	0.148***
		（0.019）	（0.019）	（0.017）
POPDENS			0.002***	0.001***
			（0.000）	（0.000）
SECOND			0.092	0.050
			（0.161）	（0.149）
PARIMARY			0.786***	0.722***
			（0.088）	（0.085）
UNEMP			0.323***	0.256***
			（0.050）	（0.045）
URBAN			0.476***	0.191***
			（0.065）	（0.062）
λ（Lag）				0.981***
				（0.018）
ρ（Error）				0.980***
				（0.021）
常数	5.787***	4.350***	5.204***	1.315**
	（0.087）	（0.127）	（0.120）	（0.625）

续表

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
		OLS		SARMA
观测值	1329	1329	1329	1329
adj. R – squared	0. 236	0. 272	0. 435	
Squared corr.				0. 442
诊断检验				
空间误差				
Moran *I*			52. 892 [0. 000]	
LM			654. 050 [0. 000]	
稳健的 LM			16. 576 [0. 000]	
空间滞后				
LM			1675. 931 [0. 000]	
稳健的 LM			1038. 457 [0. 000]	

注：***、**、*表示 1%、5%、10% 的显著性；圆括号内值为标准差；方括号内值为 p 值。

2.6 稳健性检验

这部分通过利用不同空间加权方案来对上述实证结果进行稳健性检验，并对教育补助资金的内生性问题的处理提出一些灼见。

2.6.1 其他空间权重矩阵

针对上述空间计量模型的回归结果，存在一个潜在疑虑，即“邻居”界定具有很大的随意性，矩阵中不包括需要估计的系数，通常解释为是对地理、社会、经济或人口距离等变量的测度函数（Anselin，2002）。因此，本书在实证研究中通过检验可选择的空间加权矩阵来验证估计结果的稳健性和消除计量上的疑虑。在检验过程中，本书尝试了两种权重方案，分别是 K 值邻近权重和经济权重矩阵。近邻权重法适用于那些县城密集分布的地区，分析的空间区域相对较小。使用这一方法的优点是，它确保了每个辖区都有一些邻居，即使这些地区的人口密度相差很大。本书将近邻权重的 K 值设置为 4。关于近邻权重的详细介绍，读者可参照佩斯和邹东亚（Zou Dongya，2000）和德史密斯等（De Smith et al.，2007）。换句话说，我们假设每个县城都有四个邻居。基于经济权重的加权法适用于经济活动（如公共支出）中各经济变量密切相关的两个辖区（例如北京和上海）。经济加权矩阵中的权重用 GDP 变量确定，即 $w_{ij} = 1/|GDP_i - GDP_j|$，其

中 i 和 j 分别代表两个不同的县城。

在近邻权重为4或者使用经济权重时，实证结果与前文相同，并且县城政府间的公共教育支出存在空间效应，见表2-3所示。相对于基于距离的空间权重矩阵的SARMA模型，近邻权重矩阵和经济权重矩阵下的估计结果基本相同，但估计系数要小一些。更重要的是，估计结果显示自有财政收入的系数要大于教育转移支付的系数，进一步证明了前文的“粘蝇纸效应”不存在的结论。

表2-3　“粘蝇纸效应”回归模型结果（因变量ln（EDU），2007年县级数据）

	K 值邻近矩阵（$K=4$）	经济矩阵
ln（REVENUE）	0.163*** （0.012）	0.146*** （0.011）
ln（TRANSFER）	0.155*** （0.019）	0.126*** （0.019）
λ（Lag）	0.348*** （0.061）	0.370*** （0.086）
ρ（Error）	0.356*** （0.072）	-0.252** （0.125）
Obs.	1329	1295
诊断检验		
空间误差		
Moran I	22.381***［0.000］	2.697***［0.000］
LM	465.904***［0.000］	6.554***［0.010］
稳健的LM	35.627***［0.000］	1.819［0.177］
空间滞后		
LM	485.802***［0.000］	16.348***［0.002］
稳健的LM	55.526***［0.000］	11.612［0.001］

注：为节省空间，未报告模型中其他自变量的系数；基于经济权重矩阵的SAC模型中的观测值较小是因为有一些县级GDP变量值缺失；***、**、*表示1%、5%、10%的显著性；圆括号内值为标准差；方括号内值为 p 值。

2.6.2　内生性问题

贝克尔（Becker，1996）对关于“粘蝇纸效应”的实证研究提出了批判，认为其提供的证据不仅不是真实的，而且是一种纯粹的统计假象。因为很多研究都未能恰当地解决识别问题，其中一个重要的问题就是政府间转移的内生性问题。具体表现为地政府为获得更多的转移支付资金可能会减少自有财政收入的筹集，或者政府间的财政转移是该地方政府支出的职责（Becker，1996；Islam and

Choudhury，1990）等。而这在计量经济学上属于典型的内生性问题，即反向因果。为了同时控制转移支付和公共支出，本书采取最常用的工具变量法。

但是，找到有效的工具变量是比较困难的。本书提出了两个潜在的内生性转移支付变量，且均为虚拟变量。前者为该县城是否为革命老区，用 ZONE 表示；后者则是该县城是否为将军县，用 GENERAL 表示。第一个虚拟变量涉及的“革命老区”主要是指中国战争时期（主要是指 1927～1945 年）共产党建立的革命根据地。考虑到这些地区对新中国的建立做出了巨大的贡献，因此，我们有理由认为这些地区会优先获得中央政府的财政转移支付资金。对第二个工具变量而言，由于中国在 1955 年实施军衔制度，军官军衔的 19 级被分为六等，其中一等为将军等级。而“将军县”则是指那些有一些将军出生的县城。选择这一潜在转移支付变量的原因也较为简单，即我们认为如果一个县城拥有的将军数目越多，其获得中央政府拨付的转移支付资金也将越多。

本书采用了改进的广义空间两阶段最小二乘法，即 GS2SLS 模型（Kelejian and Prucha，1998，2010；Arraiz et al.，2010）。基于一系列工具变量 H（ZONE，GENERAL），我们实证估计了带有空间滞后项和空间自回归扰动项的 GS2SLS 模型。研究结果证明“粘蝇纸效应”并不存在，但是过度识别的 Sargan 检验在 5% 水平上拒绝了原假设（非 10%）。因此，工具变量的结果可能存在一定的问题，这里就不报告具体结果。

2.7 结论及政策启示

本书利用 2007 年中国各县城的横截面数据，实证检验中国是否存在“粘蝇纸效应”，即来自上级政府的无条件一次性转移支付对个县城财政支出的促进作用要大于同等自有收入所带来的支出的增加。在方法上，本书使用空间计量技术来解释中国各县城公共支出行为的空间相关性。研究发现，当空间依赖存在时，政府间财政转移对支出的影响要显著小于其自有收入所带来的影响。该结果不仅没有为“粘蝇纸效应”的存在提供证据，而且也不支持布拉福德（Bradford）和奥兹（Oates，1971）的“等价定理”。实际上，本书“反粘蝇纸效应”的发现进一步证明了巴奈特（Barnett，1993）的结论，“在当地政府的支出模型中，资助计划的制度特点需要被正确界定：B&O（Bradford and Oates）等价定理并不是一般性结果。”

在没有竞选制度的中国，“中间选民定理”并不适用。因此，需要用其他方法来解释等价定理。本书主要提供了以下三个潜在证据。一是，公共教育不同于基础设施建设，是一种非盈利且不创造 GDP 的社会性服务支出，其覆盖到的受

益者较少，并且相对于基础设施投资，其对当地 GDP 的贡献并不明显。更重要的是，地方政府的政绩考核机制与官员对 GDP 的促进作用挂钩，这使得官员对物质投资存在偏见（OECD，2005），教育将不会成为地方政府优先考虑的支出。而这些特点使得地方政府获得的补助对教育支出的弹性小于自由财政收入的弹性。二是，财政分权改革使得中国的“复原性支出（reversion spending）”成为可能，并且根据前文所述的教育特点和中国当前的教育体系，我国在教育支出上的恢复水平要小于居民偏好的支出水平，如果是这样的话，那么费利蒙等（Filimon et al.，1982）的议程控制模型中的“反粘蝇纸效应”将会发生。三是，竞争效应会导致一部分政府补助金会被用于教育支出。

在财政分权改革下，地方政府在分配财政支出上具有更多的自主权，尤其是在能够为其创造更多利益的支出类别上，中央政府的转移性支付并不能有效地促进更多的教育支出。因此本书的政策含义十分明确。一是，中央政府在教育上可进一步扩大专项强制性转移支付资金（匹配或不匹配）对无条件一次性补助金的替代作用，进而促进教育支出的增加。二是，相对其他类别的公共品，例如基础设施建设，教育或医疗这类公共品对经济增长的贡献较小。这使得地方政府缺乏对其支出的激励。因此，地方官员的绩效评估和晋升体制需要进行改进。当衡量官员政绩时，该机制需要更加多元化，不仅要考虑 GDP 指标，还需要考虑其他指标，例如、环境保护、教育、健康医疗等。

尽管本书对“反粘蝇纸效应”提供了一些解释，但关于该效应产生的原因并没有得到充分的解释。因此，在进一步研究中，需要一方面使用不同类型的数据和估计技术对“粘蝇纸效应”进行检验，但更重要的一方面则是对该效应的存在（不存在）提供充足的理由。

2.8　本章小结

在不存在中间选民定理决定的政治体制下，本章内容旨在检验中国政府间财政转移是否也存在“粘蝇纸效应”，即中央政府对各地方政府的一次性无条件补助所带来公共支出水平的增加是否高于地方自身增加同水平财政收入而带来的公共支出水平。因此，本章利用 2007 年中国县级教育数据，通过建立 SAC 模型来阐释各地方政府在公共教育支出上行为的相关性。在此基础上，考虑不同的空间权重方案和教育补助的内生性问题对估计结果进行稳健性检验。结果显示，在空间依赖存在的条件下，中国的财政教育支出并不存在“粘蝇纸效应”。相反，我们发现了“反粘蝇纸效应”存在，这点发现对中国的财政分权改革具有重要的政策含义。

2.9 STATA 软件操作

```
clear all
use "F:\flypaper.dta",clear
sum
reg education rev
        outreg2 using table2
reg education rev transfer_edu
        outreg2 using table2
reg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban
        outreg2 using table2
spwmatrix gecon latitude longitude, wn(W4) wtype(inv) alpha(1) eignvar(eigvarW4) mataf matlab(wmtext4) replace
set matsize 2000
/** LM diagnostic tests ***/
spatwmat using "F:\W4.dta",name(W4) standardize
reg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban
spatdiag,weights(W4)
/** SAC regression ***/
spwmatrix gecon latitude longitude,wn(W5) rowstand wtype(inv) alpha(1) eignvar(eigvarW5) mataf matlab(wmtext5) replace
spmlreg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban, weights(W5) wfrom(Mata) eignvar(eigvarW5) model(sac) sr2
/** Robust checks ***/
*** 1. 4th neareast neighbor
spwmatrix gecon latitude longitude, wn(wknn5) rowstand knn(4) eignvar(eigvarW5) mataf matlab(wmtext5) replace
spmlreg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban, weights(wknn5) wfrom(Mata) eignvar(eigvarW5) model(sac)
```

*** 2. economic distance

* create the econ-distance w in Excel

spautoreg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban, wmfile(F:\W_econ_edu) model(sac) stand

spatwmat using "F:\W_econ_edu.dta", name(W_econ_edu) standardize

reg education rev transfer_edu popdensity secondary young unemp urban

spatdiag, weights(W_econ_edu)

*** 3. absurd distance

*** (1) use previous absurd weight matrix to create 1329 x 1329 absurd...

*** (2) spautoreg education rev1 transfer_edu popdensity secondary young unemp urban, wmfile(F:\W_absurd_1329_nonstand) model(sac) stand

*** 4. GS2SLS regression

* 参考 1.9.2 进行相应修改

第3章　截面空间回归模型

——环境规制与外商直接投资区位分析

本章介绍了一类相对复杂的模型——空间德宾模型（spatial Durbin model，SDM）的应用问题。其中给出了关于空间模型选择的LR检验方法，特别强调了关于空间模型的系数解释问题（因为大量的实证文献错误地解释了SAR、SAC和SDM空间模型的回归结果），以及给出了处理空间模型中的内生性问题的GS2SLS估计方法，最后，给出了本章实证分析中用到的软件程序，包括计算模型中解释变量变化对被解释变量所产生的直接效应（direct effect）、间接效应（indirect effect）或空间溢出效应和总效应（direct effect）的STATA程序。

3.1　引　　言

改革开放以来，我国利用外商直接投资（foreign direct investment，FDI）增长迅速，并呈现两个显著的特点：第一，FDI分布具有明显的集聚特征，据中华人民共和国商务部《中国外资统计2011》数据，截至2010年东部地区实际使用外资金额达9093亿美元，占全国吸纳FDI总额的82%，而中西部地区合计仅占12.8%；第二，FDI很大一部分投向了污染密集型产业，据中华人民共和国商务部《中国外资统计2011》数据，截至2010年FDI接近六成进入制造业，并主要集中在化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业，这些产业大多具有高污染、高能耗特征。根据这两个特点我们可以得到两个基本经验判断：一是FDI存在空间相关性。二是地方为吸引FDI有动力在制定环境政策时比邻近地区更为宽松。如果这两个判断都得到印证，我们希望进一步了解的是，周边城市的环境规制强度是否会通过影响本地环境标准进而影响本地的FDI？其中一个隐含的需要验证的命题是：FDI流入量与当地环境规制程度是否具有显著的负相关性？本书通过构造一种新的模型——空间德宾模型（spatial durbin model，SDM），以地级城市为空间尺度，对以上的判断和假说进行实证检验，并对结果进行分析和探讨政策含义。

本书与两类文献紧密相关。一类是测度FDI分布空间相关性的文献。从库格林（Coughlin）和赛格（Segev，2000）开始，实证研究大多基于省级地理单元验证FDI在中国各省分布具有空间溢出效应，如王剑（2004）、王立平等（2006）、李国平和陈晓玲（2007）、苏枯芳和胡日东（2008）。本书以全国276个地级及以上城市为对象，在数据上丰富了上述文献。另一类是研究中国环境规制与FDI区位决定的文献。研究结论中有的文献支持“污染天堂”（pollution haven）假说，该假说也称“污染避难所假说”或“产业区位重置假说”，主要以环境规制降低竞争力的推论为基础，假设各个国家除了环境标准外，其他方面的条件都相同，那么污染密集产业的企业倾向于建立在环境标准相对较低的国家或地区，这些国家或地区因集中吸纳污染密集型产业，从而成为“污染天堂”。相关文献见永瓦尔（Ljungwall）和林德－拉赫尔（Linder-Rahr，2005）、杨海生等（2005）、应瑞瑶和周力（2006）、吴玉鸣（2007）、陈刚（2010）等，也有的文献不支持该假说，如迪恩等（Dean et al.，2005）、科尔等（Cole et al.，2007）、曾贤刚（2011）等。这些文献给本书的研究提供了丰富的素材，但是这些文献存在两个潜在的不足之处。第一，基于省级数据的分析可能会掩盖省区内部差异信息，无法揭示FDI的真实决定因素；第二，这些研究仅局限于环境规制对各个省区FDI流入是否有显著影响，并未涉及地方是否存在环境规制竞争及内在动因。我们目前整理的文献中只有朱平芳等（2011）基于地方分权视角来检验地方政府环境决策竞争效应。但该研究并未进一步细分和计算环境规制，以及其他影响因素通过空间乘数机制对FDI的三大影响——直接影响、间接影响及总影响。本书将在研究视角、数据级别、估计方法上补充此上述研究。

3.2　横截面空间德宾模型设定

空间计量分析一般遵循两种方法：从一般到具体或者从具体到一般的方法（Mur and Angulo，2009；Elhorst，2010）。前一章我们采用的是从具体到一般的方法（从OLS模型到SAR，再到空间混合模型或GS2SLS模型），这一章我们将采取后者，即从一般到具体的方法。我们设定了一种无约束的空间德宾模型（spatial Durbin model，SDM），这个模型既包括了因变量也包括了所有自变量的空间滞后项。具体的，我们设定模型如下：

$$y=\alpha\iota_n+\rho Wy+\beta X+\theta WX+\varepsilon$$

$$y=(I_n-\rho W)^{-1}(\alpha\iota_n+\beta X+\theta WX)+(I_n-\rho W)^{-1}\varepsilon,\ \varepsilon\sim N(0,\ \sigma^2 I_n) \tag{3.1}$$

其中，y是$n\times 1$维被解释变量，X是$n\times k$维解释变量，ε为服从均值为0、方差σ^2的独立同分布随机误差向量。α，β和θ是我们需要估计的参数。ρ是我

们最关心的空间滞后参数，它的系数符号及显著与否将直接反映本书所研究的不同城市吸纳的 FDI 是否存在空间相互影响。若 ρ 为正，表明 FDI 分布存在正向的相互作用；否则，为反向的相互作用。W 是预定的 $n \times n$ 维空间权重矩阵，矩阵中的元素用以反映经济体（如城市）之间的空间相关度。在本书的稳健性分析部分，我们将设置不同的权重矩阵以检验我们的实证结果的稳健性。遵循勒沙杰和佩斯（2009）的思路，我们选取了 SDM 模型作为检验空间效应的出发点。根据他们的观点，如果真正的数据生成过程（data generating process）是 SEM 模型或 SAR 模型的话，SDM 模型估计量虽然是非有效估计量，但仍然是无偏的；但是如果真正的数据生成过程是 SDM 模型的话，那么 SEM 模型或 SAR 模型估计量会产生遗漏变量有偏问题。

3.2.1 估计方法

类似于 SAR 模型，由于方程（3.1）中使用了因变量 Y（即 FDI）的空间滞后项 WY 而产生内生性问题，用普通 OLS 估计 SDM 模型可能是有偏且不满足一致性的，常规的估计方法仍然是最大似然估计（MLE）法。SDM 模型的似然函数为，

$$\ln L = -\frac{n}{2}\ln(\pi\sigma^2) + \ln|I_n - \lambda W| - \frac{e'e}{2\sigma^2}$$

$$e = y - \rho Wy - Z\delta,\ Z = [l_n\ X\ WX],\ \delta = [\alpha\ \beta\ \theta]'$$

$$\rho \in [\min(\varpi)^{-1},\ \max(\varpi)^{-1}] \tag{3.2}$$

SDM 模型相比于 SAR 模型或 SEM 模型而言是一种一般的模型，在实证分析时，我们可以通过似然比（likelihood ratio，LR）检验来判断 SDM 模型是否可以简化。似然比检验定义为：

$$LR = -2[L_R - L_U] \tag{3.3}$$

其中 L_R 和 L_U 分别为约束模型（SAR 或 SEM 模型）和无约束模型（SDM 模型）的对数似然函数值。似然比检验统计量近似地服从自由度为约束数目的卡方分布。如果 $\theta = 0$，SDM 模型（模型 3.1）则简化成 SAR 模型；如果 $\rho = -\theta\beta$，SDM 模型则简化成 SEM 模型。事实上，哈勒克－维加（Halleck Vega）和埃尔霍斯特（2015）给出了比 SDM 模型更一般的模型降解到 OLS 模型所需的参数施加限制条件，见图 3－1 所示。

由于最大似然估计方法只能处理因滞后因变量造成的内生性问题，不能处理由其他自变量产生的内生性问题，因此，在本书的实证分析部分，我们将采用工具变量的分析方法来检验和处理潜在的由自变量产生的内生性问题。同时，我们也尝试设置不同的空间权重矩阵来检验实证结果的稳健性。

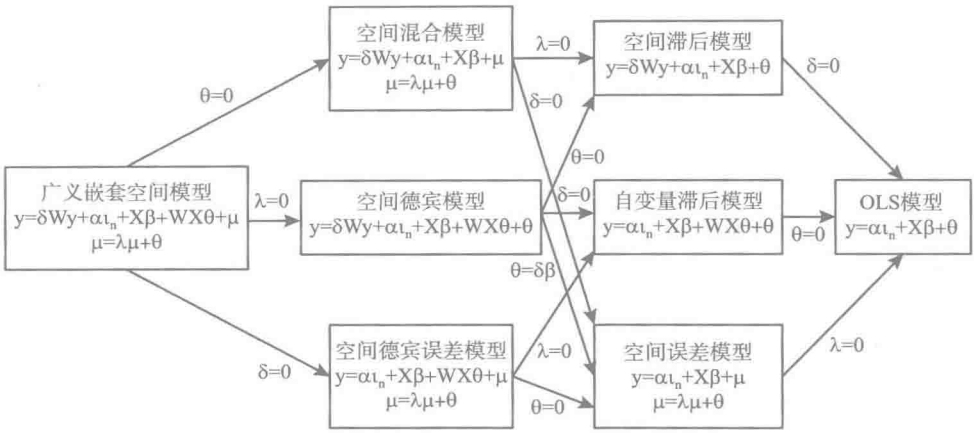


图3-1　横截面数据的不同空间模型之间的关系

资料来源：Halleck Vega and Elhorst，2015

3.2.2　系数解释

正如勒沙杰和佩斯（2009）指出的那样，有相当多的一部分空间计量实证研究对系数的解释是错误的，缘于空间计量模型如空间滞后模型及空间德宾模型对系数的解释不能照搬OLS模型回归中对系数的解释。对于SAR模型和SDM模型，与任何一解释变量相关联的单个观测值（地区）的变化，通过空间乘数机制，不仅会对自身造成影响（直接效应），同时还会间接影响其他地区（间接效应），这是和经典计量经济学模型完全不同的地方。因此，自变量对因变量的影响应该解释成等于这两种效应之和，远比OLS系数解释复杂，这两种效应不仅取决于系数 $\hat{\beta}_k$，$\hat{\theta}_k$，ρ 的大小，还取决于与空间矩阵 W 相关联的空间相关度。

更具体的，线性回归模型能够通过因变量对解释变量求导数来解释参数的意义，即在线性回归模型里，$\partial E[y_i]/\partial X_{ik}=\hat{\beta}_k$，而 $\partial E(y_i)/\partial X_{jk}=0$。在包含因变量或解释变量的空间滞后项的模型中，参数的意义变得丰富和复杂，解释起来比较困难，对于SDM模型，X_{ik} 对地区 i 的直接影响为 $\partial E[y_i]/\partial X_{ik}=(I_N-\hat{\rho}W)_{ii}^{-1}(I_N\hat{\beta}_k+\hat{W}\theta_k)_{ii}$，通常情况下它不等于 $\hat{\beta}_k$；X_{jk} 对地区 i 的间接影响为 $\partial E[y_i]/\partial X_{jk}=(I_N-\hat{\rho}W)_{ij}^{-1}(I_N\hat{\beta}_k+\hat{W}\theta_r)_{ij}$，通常情况下它不等于0（LeSage and Pace，2009）。鉴于自变量对因变量的影响因地区的不同而变化，根据勒沙杰和佩斯（2009）的建议，我们一般计算 X_{ik} 对 y_i 的平均总效应（$N^{-1}i'_N(I_N-\hat{\rho}W)^{-1}(I_N\hat{\beta}_k+W\hat{\theta}_k)_{iN}$，平均直接效应（$N^{-1}tr[(I_N-\hat{\rho}W)_{ii}^{-1}(I_N\hat{\beta}_k+W\hat{\theta}_k)_{ii}]$）和平均间接效应（前两者之差）。顺便提一句，对于SAR模型，X_{ik} 对地区 i 的平均总效应为：$(1-\hat{\rho})^{-1}\hat{\beta}_k$；平均直接效应为 $N^{-1}tr[(I_N-\hat{\rho}W)_{ii}^{-1}I_N\hat{\beta}_k]$。平均间接效则为前两者之差。对于每

种效应的统计显著性，我们可采用克林斯基（Krinsky）和罗柏（Robb，1986）的模拟程序方法、马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法或 Delta 方法加以计算。

3.3 数据与变量

回归模型（3.1）中被解释变量（Y）定义为各城市吸纳的 FDI 总额。参考已有文献并考虑本书研究目的，回归模型（3.1）中的解释变量（X）主要包括：

3.3.1 环境规制强度（REGULATION）

通常的方法之一为选取单位工业总产值的排污费作为环境规制松紧程度的代理变量，鉴于城市相关数据可获得性，我们选择单位工业总产值的二氧化硫去除量为环境规制的代理变量。

3.3.2 市场化进程（MARKET）

一个地区的市场发育程度对 FDI 的区位选择有重要的影响。中国是转轨经济国家，各地的市场化进程不尽相同，为减少外部不确定性以及交易成本和信息成本，跨国公司往往偏向于经济自由化和市场发育程度高的城市（蒋伟，2012）。市场化进程变量用城市工业企业产值/全省工业企业产值代理。理论上，开放的地区更容易吸引 FDI，因此，MARKET 预期符号为正。

3.3.3 市场规模变量（POPULATION）

市场规模因素在 FDI 区位选择中发挥重要作用。很多研究（如 Dunning，1980；贺灿飞，1999）都表明一个地区的市场规模与 FDI 之间存在正相关关系，原因在于市场规模越大意味着消费市场和要素市场越大，跨国公司成本降低的同时能获取更多利润。我们选取各城市年末总人口数来反映城市的市场规模，预期 POPULATION 的符号为正。

3.3.4 集聚经济（DIVERSITY）

实证研究表明，集聚经济对 FDI 区位选择有重要影响。FDI 集中能够产生城市规模经济与行业规模经济，增强区域的外资吸引力。我们用城市多样化指标来

粗略的衡量集聚经济。城市产业多样化意味着雅各布斯外部性（Jacobs，1969）的存在，即集聚经济的一种类型。该变量参照傅十和和洪俊杰（2008）的定义，城市多样化定义为1减去该产业就业的赫芬达尔（Herfindahl）指数，计算公式为：$DIVERSITY = 1 - \sum_i (e_{im}^2)$，其中 e_{im} 是在城市 m 个行业中 i 产业单位从业人员占该城市总单位从业人员的比重。如果一个城市中有很多个不同的行业，那么产业多样化指标的值就会趋近于1。预期 *DIVERSITY* 符号为正。参考傅十和和洪俊杰（2008）的计算方法，我们利用了2010年各个城市分行业（1位数分类代码）单位就业人数计算该指标，包括农林牧渔业、采掘业、制造业、电力煤气水产业、建筑业、交通运输仓储邮政业、信息计算机软件业、住宿餐饮业、批发零售业、金融、房地产、商业租赁业、科技勘查、水利环境、居民服务业、教育、卫生社保福利、文体娱乐业、公共管理和社会组织19个分行业。

3.3.5　劳动力成本（WAGE）

学界关于劳动力成本对FDI的影响未形成一致看法，利姆（Lim，2001）、孙倩等（Qian Sun et al.，2002）、何兴强和王利霞（2008）认为追求成本最小化的垂直性FDI抑或是水平型FDI都会倾向于投资劳动力成本低的地区。魏后凯（2000）、金相郁和朴英姬（2006）研究表明中国城市的职工平均工资与FDI区位选择之间存在正的相关性。基于此，我们采用职工平均工资WAGE来代理劳动力成本，并预期WAGE的符号是不确定的。当然应该注意到这个变量是潜在的内生变量，在实证分析时，我们尝试用工具变量的方法处理这种潜在的内生性问题。

3.3.6　人力资本变量（COLLEGE）

技术必须依附于具体的人存在，人力资本是技术外溢的基础和最有效的渠道，而技术外溢的效果也受人力资本影响。所以FDI倾向于人力资源相对丰富、劳动力素质较高的地区。本书采用城市每万人中在校大学生人数来衡量人力资本水平，预期COLLEGE的符号为正。

3.3.7　城市基础设施变量（ROAD）

经典区位理论认为完善的基础设施和较好的工业配套程度是吸引跨国企业落户的重要因素，基础设施条件越好的地区对FDI的吸引力就越大。我们用各城市道路面积除以各城市土地总面积来衡量该城市的基础设施状况，ROAD预期符号为正。

目前多数相关研究基于省市区数据，但各省市区内部存在较大的差异，使用城市数据能更充分地表明区位特征。本书所选变量均来自《2011 中国城市统计年鉴》，去除一些数据缺失的城市后，我们使用 276 个地级以上城市市辖区的横截面数据。文章所用变量的描述性统计量见表 3 - 1。

表 3 - 1　　变量定义与描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量：					
FDI	外商直接投资（万美元）	65024.29	149581.60	0.00	1112143.00
解释变量：					
REGULATION	SO_2 排放量/工业总产值（吨/万元）	7.60E - 04	1.90E - 03	0.00	1.33E - 02
MARKET	城市工业企业产值/全省工业企业产值（%）	0.11	0.16	0.01	1.00
POPULATION	市辖区人口（万人）	441.73	310.27	21.80	3303.45
DIVERSITY	多样化指标	0.93	0.04	0.75	0.99
WAGE	城市职工平均工资（元）	31160.62	7769.96	99.49	71875.36
COLLEGE	大学生比例（%）	161.96	216.44	5.50	1228.06
ROAD	城市道路面积除以城市土地总面积（平方米/平方公里）	1780.57	3720.33	11.37	44497.99

3.4　实证结果

本节报告 FDI 的分析结果。实证分析所用工具为让蒂（Jeanty，2010）提供的 STATA 模块。首先，通过一系列计量检验确定最终合理的空间计量模型，分析 FDI 的决定因素及检验 FDI 的空间互动效应；其次，计算每个因素对 FDI 的影响（平均总效应，平均直接效应和平均间接效应），其中重点分析环境规制对 FDI 的空间传导机制及检验“污染避难所假说”。其再次，我们进一步检验本书主要结果的稳健性。最后，本书尝试使用工具变量的分析方法来检验和处理模型潜在的内生性问题。

3.4.1　基本结果

3.4.1.1　FDI 空间相关性检验

表 3 - 2 第 1 列上半部分给出了基于距离倒数构建的空间矩阵（W_1）的空间德宾模型主要结果。为了检验空间德宾模型能否降解成空间滞后模型或空间

误差模型，我们进行似然比检验。似然比结果（零假设 $\theta=0$ 下 $p<0.10$；零假设 $\theta=-\rho\beta$ 下 $p<0.001$）表明空间德宾模型是最理想的模型。空间自相关系数 ρ 为正值且在10%的水平上统计显著。说明一个城市的FDI流入与周边城市的FDI流入呈现出显著的空间关联性。我们可以发现周边城市利用FDI水平提高1%，本市吸引的FDI将提高约0.75%。城市之间存在这种显著的空间溢出效应的现实映照是FDI倾向于选择外资多的地区，重视已有外资集聚带来的资本、技术、知识等外溢效应，以降低生产成本，也就是说明城市之间存在显著的FDI自我强化效应，周边城市的FDI增量可以增加某一城市的FDI吸引力，反过来会进一步增强周边城市FDI的吸引力，也印证黄肖琦和柴敏（2006）、郭建万和陶峰（2009）关于FDI区域集中是一个累积循环因果过程的研究结论。

正如勒沙杰和佩斯（2009）所言，空间计量模型（如空间滞后模型及空间德宾模型）对系数的解释不能照搬OLS模型回归中对系数的解释。因此根据表3-2第一列上半部分的系数，表3-2第一列下半部分计算出了各自变量对FDI的三大效应：平均总效应、平均直接效应和平均间接效应。总的说来，影响FDI的因素主要还是来自每个因素对FDI的直接影响而非间接影响（即直接效应统计显著而间接效应不显著；环境规制对FDI的直接效应统计上显著且占总效应的56%等）。基于表3-2第1列下半部分的三大效应分析结果，我们将对自变量系数的解释主要集中在每个自变量对FDI的平均总效应上。

3.4.1.2　环境规制的空间相关性检验结果

实证分析发现理想的模型是空间德宾模型。这个结果意味着一个城市的环境规制松紧确实会影响到周边城市的环境规制进而影响该城市的FDI，这个结果表明环境规制具有空间相关性。周边环境政策的松紧会影响本城市的环境政策执行强度。

3.4.1.3　环境规制强度与FDI

环境规制变量（REGULATION）统计上显著且为负值，说明环境成本并不是FDI的主要区位决定因素，并且环境规制越严厉，城市的FDI流入越多。一般认为，环境政策越宽松，越容易吸引外资，但是，我们的分析结果表明环境规制强度与FDI区位选择之间存在正的相关性，结合其他变量的计量结果来考虑，这个结论并不难理解。本地市场化程度、基础设施、集聚经济变量与本地FDI呈现显著正相关，这些变量说明FDI更多地考虑市场规模大、市场化程度高、基础设施配套完善、产业门类齐全的城市，而环境规制严厉，一定程度代表当地的经济发展水平高，其他投资环境的条件好，在这种情况下，环境政策强度和FDI间呈现正的相关性，较严厉的环境管制对FDI尤其是清洁型FDI不具有很大吸引力。这

说明部分城市为了吸引外资提供各种优惠条件，以牺牲环境代价换取经济发展的做法没有经验依据。此结论也与我们使用的数据较新有关。改革开放初期纯生产导向污染密集型 FDI 进入较多，外资仅仅为了利用我国宽松的环境政策和廉价的劳动力生产低技术附加值产品，然后将此类产品再出口到国际市场赚取利润，而近年来我国引资质量显著提高，这些高质量清洁型 FDI 对环境的影响较小，相应地环境标准对其影响也较小。

表 3-2　　空间德宾模型分析结果（因变量：FDI）

变量	模型 1：（基于空间矩阵 W1）	模型 2：（基于空间矩阵 W2）
REGULATION（环境规制）	-8.48E+06 *** （2.45）	-5.72E+06 *** （2.31）
MARKET（市场化）	4.49E+05 *** （9.52）	4.50E+05 *** （7.54）
POPULATION（市场规模）	140.22 *** （6.92）	138.53 *** （6.81）
DIVERSITY（集聚经济）	12140.44 * （1.71）	8849 * （1.65）
WAGE（劳动力成本）	4.545 *** （4.09）	4.44 *** （4.62）
COLLEGE（人力资本）	7.027 * （1.83）	3.12 ** （1.98）
ROAD（基础设施）	7.482 ** （2.02）	7.21 *** （3.45）
W_1 * REGULATION	-5.54E+07 *** （2.33）	-1.31E+07 *** （3.25）
W_1 * MARKET	-742948 * （1.92）	-2.49E+05 ** （2.01）
W_1 * POPULATION	358.98 （1.06）	271.32 （0.84）
W_1 * DIVERSITY	1.99E+06 （1.54）	4.78E+05 （1.41）
W_1 * WAGE	15.99 * （1.68）	4.31 * （1.85）
W_1 * COLLEGE	-856.61 （0.27）	-236.40 （0.83）
W_1 * ROAD	9.88 *** （2.68）	9.17 ** （2.41）
常数项	-2.30E+06 * （1.79）	-6.58E+05 ** （2.11）
ρ（空间滞后参数）	0.75 *** （3.96）	0.19 *** （2.97）
观测值	276	276
似然函数值	-3562.01	-3559.25
LR 检验（空间德宾模型对空间滞后模型，$\theta=0$）	14.15 ** ［0.048］	19.27 *** ［0.008］
LR 检验（空间德宾模型对空间误差模型，$\theta=-\rho\beta$）	15.07 ** ［0.035］	20.62 *** ［0.000］

	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
REGULATION（环境规制）	-1.37E+07 ** {2.23}	-7.66E+06 *** {2.76}	-6.05E+06 * {1.74}	-6.87E+06 *** {2.54}	-5.54E+06 * {1.96}	-1.33E+06 * {1.75}
MARKET（市场化）	9.47E+05 * {1.81}	4.81E+05 ** {1.99}	4.66E+05 {1.05}	5.64E+05 *** {6.35}	4.52E+05 *** {9.77}	1.12E+05 * {1.69}

续表

	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
POPULATION（市场规模）	699.87 *** {3.28}	142.82 *** {5.46}	557.05 {0.13}	170.05 *** {4.61}	139.48 *** {6.64}	30.57 ** {1.97}
DIVERSITY（集聚经济）	28993.36 * {1.69}	19431.22 * {1.99}	9562.14 {1.33}	8.70E+03 * {1.86}	5669.97 ** {2.03}	3031.86 {1.06}
WAGE（劳动力成本）	12.09 *** {2.26}	4.71 ** {3.23}	7.38 * {1.84}	5.57 *** {3.35}	4.46 *** {3.99}	1.11 *** {2.51}
COLLEGE（人力资本）	13.45 {1.54}	6.18 {1.27}	7.27 {0.04}	3.31 * {1.98}	2.27 ** {2.11}	1.04 * {1.69}
ROAD（基础设施）	16.72 * {1.96}	7.78 ** {2.15}	8.94 {0.04}	9.02 *** {3.38}	7.24 *** {3.64}	1.78 *** {2.56}

注：***、**、*表示1%、5%、10%的显著性；圆括号内值为t绝对值；方括号内值为p值；大括号内值为z绝对值（z值通过克林斯基和罗柏（1986）模拟程序获得）。

3.4.1.4　其他解释变量

值得注意的是，劳动力成本同FDI呈正向关系，这体现出随着各方面条件的变化，低廉的劳动力成本不再是FDI的绝对影响因素，现实映照是跨国公司一般会选择人才集中、市场化程度高，基础设施完善的地区投资，这些地区恰恰是工资水平也较高的城市。人力资本的影响不显著，原因可能是每万人中的在校大学生人数这个指标只是对城市人力资本的一个粗略衡量，随着国内人才市场的逐步完善，跨城市人才流动日益频繁，该指标未能很好反映人力资本状况。不过当把劳动力成本作为劳动力技能的替代变量，为了获取更多的高技能劳动力，FDI会流向高工资地区，这体现了FDI对人力资本的重视。

3.4.2　稳健性检验

本节我们对表3-2第1列的结果做两类稳健性检验。首先，鉴于权重矩阵不需要估计，它的设置具有一定的随意性。为此我们设置一种新的权重矩阵（W_2），矩阵中的元素为两两城市间距离的平方的倒数，用此新的矩阵来检查表3.2第1列结果的稳健性。其次，我们尝试设置一个随机生成的空间“荒谬矩阵”（absurd matrix）（Ladd，1992；Case et al.，1993；Yu et al.，2013）来检验上述分析得到的空间计量结果是否只是个统计（程序）现象。

具体的，我们做的第一个稳健性检验为设置一个新的权重矩阵（W_2），矩阵中元素定义为两城市间距离的平方的倒数（$\psi=2$），这种矩阵的设置相比于第一

种权重矩阵（矩阵中元素定义为两城市间距离的倒数，$\psi = 1$）而言，两两城市间的空间相关度随着距离的增加递减速度更快。基于 W_2 的空间计量分析见表 3 -2 第 2 列。各自变量对 FDI 的平均总效应、直接效应和间接效应列于表 3 -2 第 2 列下半部分。总的来讲，我们可以发现，第二列基于新的矩阵得到的空间分析结果跟第一列的计量结果是一致的，显示之前结果的稳健性。主要体现在：（1）用于比较三种空间模型的似然比检验表明理想的模型仍然是空间德宾模型。（2）FDI 在城市之间呈现出显著的空间关联性（空间自相关系数统计显著且为正）。（3）基于新的空间权重矩阵，我们同样发现一个城市的环境规制会影响到周边城市的环境规制进而影响周边的 FDI，即表明城市间为吸引 FDI 进行的环境政策竞争存在。（4）影响 FDI 的因子主要还是来自每个因子的变化对 FDI 的直接而非间接影响。

我们做的第二个稳健性检验是，为了检验空间影响的结果是否只是个统计现象，我们尝试设置一个随机生成的空间“荒谬矩阵”。其原理在于，如果设置任何一个随机的、没有任何意义的（荒谬的）空间权重矩阵，我们仍然能够发现对外直接投资存在空间互动性，那么我们上述得到的空间滞后模型结果就只是个统计（数据或程序）现象，而缺乏经济上的含义。因此，我们做的最后一个稳健性检验就是，利用一个随机生成的空间权重矩阵，通过基于 OLS 模型残差项的 Moran I 指数检验以及（稳健的）拉格朗日乘子检验来检测残差空间自相关和空间滞后性。检验结果显示两种检验对应的 p 值都远超过 10%，所以，基于随机荒谬矩阵的分析，我们发现空间互动效应不存在。这个结果可以说明我们的实证结果不是统计（程序）现象。

3.4.3 内生性探讨

对于上述的空间实证分析，我们忽略了一些潜在的问题。例如，更深层次的市场化可能带来更多的 FDI，但另一方面，更多的 FDI 可能加快市场化进程；同样的，一方面，工资的增加可能降低 FDI，另一方面，FDI 的提升可能使得外企能够支付给工人更高的工资。如果上述的猜测成立的话，我们的模型则存在内生性问题，进而导致上述的估计量是有偏的，也不具有一致性。对于这种内生性的问题，我们通常采用工具变量分析方法，工具变量分析方法的具体介绍可详见鲍姆等（Baum et al.，2003）。简言之，工具变量分析方法要求工具变量必须满足相关性和外生性两个特征，相关性要求工具变量与潜在的内生变量相关，而外生性要求工具变量与模型的残差项不相关。前者我们通过第一阶段回归的 F 检验来检测，而后者涉及两个检验：基于工具变量数目大于内生变量数目的 Sargan 过度识别检验以及 Anderson 典型相关似然比识别不足检验。当工具变量通过上述检验

之后，接下来我们才用 Hausman 内生性检验来检测自变量的内生性问题，因为如果过度识别检验失败，模型是不能识别的，进而豪斯曼内生性检验的结果是无效的（Larcker and Rusticus，2010）。

根据凯利健和普鲁哈（1998，2010）和阿雷兹等（2010）的建议，工具变量集通常有两种选择：（W_1^2X，W_1^3X）或（W_1^2X，W_1^3X，W_1^4X）。其中，X 为自变量。表3-3第1-2列报告的是基于空间权重矩阵 W_1 的工具变量分析检验结果。可以看出，对于第一组工具变量集，我们所选的工具变量满足工具变量的相关性，但不满足工具变量的外生性条件（因为识别不足检验不能拒绝零假设），表明模型是无法识别的；对于第二组工具变量集，我们所选的工具变量满足工具变量的相关性，但不满足外生性条件（因为过度识别检验拒绝零假设），同样表明模型是无法识别的。由于模型无法识别，基于上述建议的两组工具变量都是无效的，后续的内生性检验因此也无效（Larcker and Rusticus，2010），因此，基于这两组工具变量的工具变量分析不再有参考意义，我们在此不报告其实证结果。我们的计量分析及推断仍然沿用表3-2的结果。

利用新的空间权重矩阵 W_2，我们尝试再做一遍工具变量的分析，选取的两组工具变量集为：（W_2^2X，W_2^3X）和（W_2^2X，W_2^3X，W_2^4X）。计量检验结果报告于表3-3第3~4列。从表中可以看，对于第一组工具变量集，我们所选的工具变量既不满足工具变量的相关性，也不满足工具变量的外生性条件（因为欠识别检验不能拒绝零假设），表明模型是无法识别的；对于第二组工具变量集，我们所选的工具变量满足了工具变量的相关性，但不满足外生性条件（因为过度识别检验拒绝零假设），同样表明模型是无法识别的。总之，基于两种空间权重矩阵（W_1，W_2）构建的工具变量经检验都是无效的，模型可能存在潜在的内生性问题仍然无法有效处理。

表3-3　　基于空间权重矩阵（W_1，W_2）的工具变量检验结果

	基于空间权重矩阵（W_1）		基于空间权重矩阵（W_2）	
	第一组 IV（W_1^2X，W_1^3X）	第二组 IV（W_1^2X，W_1^3X，W_1^4X）	第一组 IV（W_1^2X，W_1^3X）	第二组 IV（W_1^2X，W_1^3X，W_1^4X）
第一阶段 F 检验	2.82（0.0024）	18.94（0.0000）	0.50（0.8908）	23.48（0.0000）
萨甘过度识别检验	2.05（0.1525）	35.72（0.0000）	2.05（0.6604）	63.73（0.0000）
安德森典型相关似然比欠识别检验		14.41（0.0443）		13.87（0.0425）

注：第一组工具变量的数目等于潜在内生变量的数目，因此只报告 Anderson 典型相关似然比识别不足检验；第二组工具变量的数目大于潜在内生变量的数目，因而同时报告 Sargan 过度识别检验；圆括号内为 p 值。

3.5 总结及政策启示

本书利用2010年276个地级及以上城市构成的横截面数据，以构建空间德宾模型为出发点，通过一系列基于空间模型比较的似然比检验、模型潜在的内生性检验及稳健性检验，对外商直接投资的区位决定因素进行了实证分析。研究结果表明：（1）FDI存在显著的空间互动效应。一个城市FDI的流入不仅取决于自身区位条件，还会受到相邻地区FDI的正向影响；（2）在FDI的影响因素中，城市自身区位条件（环境规制、市场化进程、市场规模等）对该城市的FDI流入影响主要来自每个因素对FDI的直接影响（而非间接影响）；（3）环境规制同样具备空间相关性，且空间相关性对FDI的影响具有传递性和迭加性，即周边城市环境规制的制定会影响到本地环境规制进而影响本地的FDI。这些结论蕴含丰富的政策含义：

一是适当提高环境规制水平，从中央强制和公众监督两个渠道加大对地方政府行为的监控和约束。目前中国各地方政府为了吸引FDI，往往以放松环境规制为手段展开激烈的竞争。通过对环境规制的空间依赖性以及对FDI的影响效应分析，可以发现环境政策并不是吸引FDI的主要原因，放松环境规制标准并不能促进FDI流入。地方政府应认识到，这种以环境为代价的恶性竞争是没有意义的，宽松的环境规制水平并不能吸引FDI，庞大的市场规模、完善的基础设施、稳定的投资环境、高素质的人才、丰富的资本存量、工业配套程度才是吸引FDI的重要因素，也应是地方政府关注的重点，这才是推动经济可持续发展的长远之计。城市间环境规制的空间相关性加深了环境政策模仿，却忽视了各地方本身的区位特征。通过争取降低环境标准以及规制强度偏向吸引外资，发展经济的做法不仅收效甚微，反而破坏生态资源及环境，削弱本市经济发展的可持续性和引资能力。一般来说，依靠较低环境标准引入的FDI也是低质量的，不仅会对我国的环境造成负面影响，而且不利于外资进入行业的技术创新和产业升级，所以我国应该提高环境标准，完善环境管理制度，坚决把高污染、高能耗的FDI拒之门外，最大限度地减轻由于引入外资而对我国环境造成的负面影响。

二是改革地方政府“重经济绩效，轻公共服务”的目标函数，逐步减轻GDP在考核地方官员绩效时的权重，建立科学的引资考评体系。应将环境质量这一重要指标引入地方政府政绩考核指标体系，这样可以使地方政府在引进外资的过程中充分考虑外资对环境的污染和对资源的消耗，以实现我国政府招商引资目标及其方式从量到质的根本性转变。本书实证结果表明确实存在城市间为招商引资而盲目攀比和恶性竞争现象，这个结论同环境规制对FDI有正向影响这一结论

结合起来分析具有强烈政策含义。地方政府长期以来过于注重 GDP 发展而忽视环境，原因在于对地方政府的政绩考核在一定程度上与引资额紧密相连，最大化经济目标函数使得地方政府具有以放松环境规制为手段来争取 FDI 的动机。特别在中西部地区带动 GDP 发展的要素不多，表现出“求资若渴”特征。污染具有外溢性，周边城市都放松环境规制，结果是整个区域的环境越来越差，而环境也是一种资源禀赋，污染严重的地区长期来看肯定会抑制外资流入。而根据本书的实证结论，一城市周边、临近城市流入的 FDI 越少，这个城市本身能吸引到的 FDI 也越少，强化了这种 FDI 流入与环境的恶性循环。因此，应该对地方政府目标函数的相关制度安排进行调整和界定，对引资绩效考核时增添资源及环境标准。

三是积极寻求城市间的招商引资合作，维持健康有序的竞争机制。FDI 具有空间相关性及自我强化、示范传导效应，可以解释现实中 FDI 的空间集中性，一个城市所吸引的 FDI 会受到周边城市 FDI 流入的影响，一个城市的 FDI 与其邻近城市的外商直接投资有空间上的聚集性。有关城市应充分重视这种跨区域的空间联系，积极寻求城市间的互助合作，避免恶性竞争，形成一种互利共赢的引资格局。一城市周边的城市流入的 FDI 越少，这个城市本身能吸引到的 FDI 也越少，对于中西部地区来说，在努力发展自身经济的同时，切实消除地方保护主义，逐步消除资本、技术劳动力等生产要素在城市间流动的限制，同时，还要消除各地市场分割，建立统一的区域性大市场，才能扭转 FDI 前期积累不足的劣势。中西部本身经济发展水平低，购买力不足，多个分割的市场是小容量市场，整合后的市场是大市场，扩大了市场规模和容量，能够扩大有效需求，有利于吸引 FDI。各城市要改善政府服务的质量与效率，完善市场体系的建设，减少 FDI 的不确定性和信息成本，为 FDI 创造良好的市场环境。减少恶性竞争，促进城市间经济合作与融合。

四是各城市的引资战略要注重突出地方产业优势，深化与跨国公司在价值链上的联系对接，并通过改善基础设施条件、提高劳动力素质以及加强城市合作等系列措施，提高利用 FDI 水平。FDI 在中国进行空间区位选择时会综合考虑各投资地的要素禀赋，其中产业链齐全是吸引外资的重要因素，Diversity 多样化变量显著正相关说明 FDI 越来越注重产业链整合完整的复合 FDI，产业配套越齐全越有利于吸引外资。为了应对 FDI 这种趋势。各城市的引资战略要注重突出地方产业优势，深化与跨国公式在价值链上的联系对接，本身具备较完备的供应链系统，才有助于与 FDI 产业关联而进一步吸引 FDI。外资倾向于在有一定经济规模、交通便利、人力资本充沛的地区进行投资，这些城市纵使提高环境标准，外商也愿意投资，并且环境规制高，对污染关注度强，也从一个侧面说明当地经济发展水平高，政府理念先进，劳动力素质高，而本书实证检验也证实经济规模、

产业配套、前期 FDI 积累、市场化水平等条件等正是吸引优良外资的重要因素。东部沿海随着经济发展，政府和公众对环境和污染的关注越来越强，逐渐建立较严厉的政策法规制度，但大的跨国公司仍趋之若鹜，2010 年东部地区 FDI 项目数 22992，占总项目数的 83.85%，实际使用外资金额为 898.55 亿美元，占总额的 78.32%，而中西部实际使用外资金额不到 14%。各城市应该因地制宜，依托自身优势制定引资政策，东部利用市场规模和集聚优势，中西部城市通过改善基础设施条件、提高劳动力素质以及加强城市合作等系列措施，提高利用 FDI 水平。廉价的劳动力优势已不是能够吸引 FDI 的筹码，城市要加大基础教育和职业培训的投入，提高劳动人员的整体素质，提升人力资本水平。这些政策才是优化引资结构，提高引资效率的关键。

3.6 本章小结

本书以构建空间德宾模型为出发点，以地级城市为空间尺度，通过一系列基于空间模型比较的似然比检验、模型潜在的内生性检验及稳健性检验，对外商直接投资（FDI）的区位决定因素进行了实证分析。得到如下实证分析结果：FDI 分布呈现出空间正相关性，一个城市的 FDI 的流入不仅取决于自身区位条件，还会受到相邻地区的正向影响；在 FDI 的区位决定因素中，城市自身区位条件（环境规制、市场化进程、市场规模等）对该城市的 FDI 流入影响主要还是来自每个因子的变化对 FDI 的直接影响而非间接影响；环境规制具空间相关性，即周边城市环境规制的制定会影响到本地环境规制进而影响本地的 FDI；环境规制对 FDI 的影响正向显著。

3.7 STATA 软件操作

3.7.1 OLS，SAR，SEM，SDM 模型估计程序

```
use "F:\fdi.dta",clear

spwmatrix gecon latitude longitude, wn(W9) wtype(inv) alpha(1) eignvar
(eigvarW9) mataf matlab(wmtext9) replace/ ** do NOT standardize;open wmtext9.dat
in matlab,convert it to wmatrix_nonstand.dta stata file **/

regress fdi1 regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast dummy1 dum-
```

```
my3 dummy4,cluster(region1)

spatwmat using "F:\wmatrix_nonstand.dta",name(W10) eigenval(E10) standardize
spatdiag,weights(W10)

spwmatrix gecon latitude longitude,wn(W9) rowstand wtype(inv) alpha(1) eignvar
(eigvarW9) mataf matlab(wmtext9) replace

spmlreg fdi1 regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast dummy1
dummy3 dummy4,weights(W9) wfrom(Mata) eignvar(eigvarW9) model(lag) sr2
********** sr2 goodness of fit,or quasi-R2;model(lag|error|durbin|sac) ***/
spmargin fdi1 regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast dummy1
dummy3 dummy4,mfx meanrep impact(direct) wmat(W9)/*do NOT omit any Xs*/

/** IV **/
spwmatrix gecon latitude longitude,wn(W10) rowstand wtype(inv) alpha(1) eign-
var(eigvarW10) mataf matlab(wmtext10) replace

splagvar fdi1,wname(W10) wfrom(Mata) ind(regulation2 market pop1 diversity
wage1 college1 infrast) order(2)

ivreg2 fdi1(regulation2 market diversity wage1 college1 infrast pop1 = wx_regula-
tion2 w2x_regulation2 wx_market w2x_market wx_pop1 w2x_pop1 wx_diversity w2x_di-
versity wx_wage1 w2x_wage1 wx_college1 w2x_college1 wx_infrast w2x_infrast) dum-
my1 dummy3 dummy4,ffirst
*** ivreg2 fdi1(regulation2 market diversity wage1 college1 infrast pop1 = wx_reg-
ulation2 wx_market wx_pop1 wx_diversity wx_wage1 wx_college1 wx_infrast) dummy1
dummy3 dummy4,ffirst

ivendog regulation2 market diversity wage1 college1 infrast

/** robustness check 1,SAR-inverse distance squared **/
spwmatrix gecon latitude longitude,wn(W11) rowstand wtype(inv) alpha(2) eign-
var(eigvarW11) mataf matlab(wmtext11) replace

spmlreg fdi1 regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast dummy1
dummy3 dummy4,weights(W11) wfrom(Mata) eignvar(eigvarW11) model(lag) sr2

spmargin fdi1 regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast dummy1
dummy3 dummy4,mfx meanrep impact(direct) wmat(W11)

/** robustness check 2,SAR - inverse distance squared-IV **/
```

spwmatrix gecon latitude longitude, wn(W11) rowstand wtype(inv) alpha(2) eignvar(eigvarW11) mataf matlab(wmtext11) replace

splagvar fdi1, wname (W11) wfrom (Mata) ind (regulation2 market pop1 diversity wage1 college1 infrast) order(2)

ivreg2 fdi1 (regulation2 market diversity wage1 college1 infrast pop1 = wx_regulation2 w2x_regulation2 wx_market w2x_market wx_pop1 w2x_pop1 wx_diversity w2x_diversity wx_wage1 w2x_wage1 wx_college1 w2x_college1 wx_infrast w2x_infrast) dummy1 dummy3 dummy4, ffirst

/ ** robustness check 3, SAR – absurd matrix ** /

3.7.2 'spmargin' STATA 程序

* We thank Wilner Jeanty for generously providing us with the source code for his spmargin ado file

* Program to calculate marginal effects in spatial lag model

```
cap program drop spmargin
program define spmargin, rclass
        version 10.0
        syntax varlist( min =3 numeric ) [ , reps( integer 1000 ) level( integer 95 )
        seed( integer 10142008 ) ///
                                        EQuation ( string ) bmat ( name ) vcov
                                        ( name ) IMPact ( string ) wmat ( string )
                                        mfx semi ///
DEPLog LEVDep ( varname numeric ) LOGVar ( varlist numeric ) LOGVLev ( varlist
numeric ) SQVar( str ) at( str ) INTVars( str asis ) force INVPower( str ) exact maxq( str ) niter( str ) meanrep ]

        //interaction to add
        tempname V b z
        / *  if( "' xvlag '" = = "" | "' sr2 '" = = "" ) & ( "' impact '" ! = "" | "'
        wmat '" ! = "" ) {
                di
                di as err" Option IMPACT( ) and wmat( ) may not be specified when option xvlag is not specified"
```

```
            e 198
} */
mata:spmargin_tracecalmeth = 0
if"'impact'" == "" local impact" total"
else if"'impact'" != "" {
                    if inlist("'impact'","direct","indirect","
                    total") == 0{
                            di
                            di as err" Option IMPACT takes
                            one of" direct"," indirect", or"
                            total" as argument"
                            exit 198
                    }
                    if inlist("'impact'","direct","indirect"){
                            mata: spmargin_tracecalmeth =
                            1//Use LU decomposition
                            if"'invpower'" != "" {
                                    local rhopower = re-
                                    al("'invpower'")
                                    confirm integer num-
                                    ber 'rhopower'
                                    mata: spmargin_in-
                                    vpower = 'rhopower
                                    '; spmargin_trace-
                                    calmeth = 2//Use
                                    inverse power meth-
                                    od
                            }
                        if("'maxq'" != "" |"'niter'" !
                        = "") &"'invpower'" != ""
                        {//Default is to use LU decom-
                        position to take the inverse and
                        the trace
                                    di as err" Option
                                    {bf: invpower()}
```

```
                may not be com-
                bined with{bf:maxq
                ( )} or {bf: niter
                ( )}"
                exit 198
        }
        if"'maxq'" = = "" &"'niter'" !
        = "" |"'maxq'" ! = "" &"'ni-
        ter'" = = "" {
                di as err" Options
                {bf: maxq ( )} and
                {bf: niter ( )} must
                be combined"
                exit 198
        }
        if"'maxq'" ! = "" &"'niter'" !
        = "" {//Use algorithm to cal-
        culate trace without calculating
        inverse
                local qmax = real("'
                maxq'")
                local nbiter = real("
                'niter'")
                confirm integer num-
                ber'qmax'
                confirm integer num-
                ber'nbiter'
                mata:spmargin_maxq
                ='qmax';spmargin_
                niter = 'nbiter';sp-
                margin_tracecalmeth
                =3
        }
        if"'wmat'" = = "" {
                di as err" Option{bf:
```

```
                                                    wmat ( )} required
                                                    when you specify{bf:
                                                    impact ( direct )} or
                                                    {bf: impact ( indi-
                                                    rect)}"
                                                    exit 198
                                            }
                                    }
                            }
mata:spmargin_impact = "'impact'"
if"'mfx'" ! = "" &"'logvar'" ! = "" {
        if"'deplog'" = = "" &"'logvlev'" = = "" {
                di as err" Option {bf: logvlev ( )} required when
                marginal effects requested for LIN - LOG model"
                exit 198
        }
        if"'logvlev'" ! = "" & ('': word count 'logvlev" ! = '': word
        count 'logvar" ) {
                di as err" Options {bf: logvar ( )} and {bf: logvlev
                ( )} must have the same number of elements"
                exit 198
        }
}
if"'mfx'" ! = "" &"'deplog'" ! = "" {
        if"'levdep'" = = "" {
                di as err" Option {bf: levdep ( )} required when
                marginal effects requested and Depvar in LOG
                form"
                exit 198
        }
}
if"'deplog'" = = "" &"'logvar'" = = "" {
        if"'force'" ! = "" {
                di as err" Option {bf: force} allowed only in the
                case of LOG - LOG form"
```

```
                exit 198
            }
        }
        if"'force'" != "" &"'levdep'" == "" &"'logvlev'" == "" {
            di as err" Both options {bf:levdep()} and {bf:logvlev()} re-
            quired when option {bf:force} is specified"
            exit 198
        }
        if"'mfx'" == "" &("'levdep'" != "" |"'logvlev'" != "") {
            di as err" Options {bf:levdep()} and {bf:logvlev()} not al-
            lowed when option {bf:mfx} not specified"
            exit 198
        }
        if"'semi'" != "" &"'mfx'" != "" {
            di as err" Options {bf:mfx} and {bf:semi} may not be com-
            bined"
            exit 198
        }
if"'vcov'" == "" matrix 'V' = e(V)
        else matrix 'V' = "'vcov'"
if"'bmat'" == "" matrix 'b' = e(b)
        else matrix 'b' = "'bmat'"
scalar 'z' = ('level' + (100 - 'level')/2)/100
/* If there are multiple - equations use the first one unless equation() is specified */
if"'equation'" == "" {
            matrix rownames 'V' = :
            matrix colnames 'V' = :
            matrix colnames 'b' = :
}
        if"'equation'" != "" {
            matrix 'V' = 'V'["'equation':","'equation':"]
            matrix rownames 'V' = :
            matrix colnames 'V' = :
            matrix 'b' = 'b'[1,"'equation':"]
```

```
                matrix colnames 'b' = :
        }
        tempname mfks
        set seed 'seed'
        local lb = round( (1 -'z') * 'reps') +1
        local ub = round('z' * 'reps')
        mata:lb = 'lb';ub = 'ub';seed = 'seed';reps = 'reps'
/ * Extract relevant elements of b and V matrices * /
tempname bmat Vmat xmean brho blin xblin ybar bp Vp
        local p = colsof('b') -1
        local ecmd = ""
if"'e(cmd)'" = = "spmlreg" {
                gettoken depv indvar:varlist//Get the dependent variable from
                varlist
                local k:word count 'indvar'
                matrix 'brho' = 'b'[1,'p']
                local ecmd = "'e(cmd)'"
                mata:ecmd = "'ecmd'"
                matrix 'bp' = 'b'[1,1.. 'p']
        }
        else{
                gettoken depv rhsvar:varlist//Get the dependent variable from
                varlist
                gettoken lagy indvar:rhsvar//remove the spatially lagged varia-
                ble from indep vars
                local k:word count 'indvar'
                matrix 'brho' = 'b'[1,"'lagy'"]//or could be 'b'[1,2]
        }
        mata:brho = st_matrix(st_local("brho"))
        matrix 'xmean' = J(1,'k',0)
        local i 1
        foreach xt in 'indvar'{
                if"'at'" = = "" {
                qui sum 'xt',meanonly//weight can be added later and at pres-
                ent control for e(sample)
```

```
                mat 'xmean'[1,'i'] = r(mean)
        }
                else if 'at' = = "median" {
                        qui sum 'xt',details
                        mat 'xmean'[1,'i'] = r(p50)
                }
                local + + i
        }
        matrix colnames 'xmean' = 'indvar'
        if"'deplog'" = = "" {
                tempname ybar
                CalMeanMed 'depv',atw('at')matn(depv)
                matrix 'ybar' = r(depv)
                mata:ybar = st_matrix(st_local("ybar"))
        }
* Processing the squared terms if any
        local nsqv = 0
        if"'sqvar'" ! = "" {
                tempname bsq bsq2 xbsq
                local getsq 'sqvar'
                local cnv = 0//To count the number of squared terms
                local sqx""
                local sqx2""
                while"'getsq'" ! = "" {
        gettoken nnfel getsq:getsq,parse("(")match(paren)
                        local + + cnv
local xv 'cnv':word 1 of 'nnfel'
                        local xnv 'cnv':word 2 of 'nnfel'
                        if 'xv 'cnv" = = 'xnv 'cnv" {
                                di as err"Elements in parentheses are
                                not unique."
                                exit 198
                        }
                        local sqx 'sqx "xv 'cnv"
                        local sqx2 'sqx2 "xnv 'cnv"
```

```
        }
        mat 'bsq' = J(1,'cnv',0)
        mat 'xbsq' = J(1,'cnv',0)

        local g = 1
        foreach sq in 'sqx'{
                matrix 'bsq'[1,'g'] = 'b'[1,"'sq'"]
                matrix 'xbsq'[1,'g'] = 'xmean'[1,"'sq'"]
                local + + g
        }
        mat 'bsq2' = J(1,'cnv',0)
        local g = 1
        foreach sq2 in 'sqx2'{
                matrix 'bsq2'[1,'g'] = 'b'[1,"'sq2'"]
                local + + g
        }
        mata:bsq = st_matrix(st_local("bsq")):bsq2 = st_matrix(st_
        local("bsq2")):xbsq = st_matrix(st_local("xbsq"))
        local nsqv:word count 'sqx' sqx2'
        local sqvs 'sqx' sqx2'//new
}
    local xlin:list indvar - sqvs//new
    mata:nsqv = 'nsqv'

    local remvar""
* Processing the variables that are in log form
    local nlog = 0
    if"'logvar'"! = ""{
        local nlog:word count 'logvar'
        tempname blog smat
        local remvar 'logvar'
        mat 'blog' = J(1,'nlog',0)
        local g = 1
        foreach elt in 'logvar'{
                matrix 'blog'[1,'g'] = 'b'[1,"'elt'"]
                local + + g
```

```
                }
                mata:blog = st_matrix(st_local("blog"))
        }
        local xlin:list xlin - logvar
        mata:nlog = 'nlog'

* Processing dummy variables if any
        local ndum = 0
if':word count 'xlin'! = 0{
                local dumval"0 1"
                local xdum""
                foreach var in 'xlin'{
                        qui levelsof 'var',local(allvalues)
                        local eqlist:list allvalues = = dumval//an alterna-
                        tive would be inlist(var,0,1) = = 1, but also
                        traps continuous variables taking either 0 or 1
                        if 'eqlist' local xdum 'xdum' var'
                }
                local ndum:word count 'xdum'
        }
        if 'ndum'! = 0{
                tempvar bdum
                matrix 'bdum' = J(1,'ndum',0)
                local j = 1
                foreach dum in 'xdum'{
                        matrix 'bdum'[1,'j'] = 'b'[1,"'dum'"]
                        local + + j
                }
                mata:bdum = st_matrix(st_local("bdum"))
        }
        mata:ndum = 'ndum'
        local xlin:list xlin - xdum
        local nlin = 0

* Processing continuous variables in level(linear)
        local nlin:word count 'xlin'
```

```
if "'exact'"! =""&('nlin'==0|"'deplog'"==""|"'semi'"==""){
        di as err" Option{bf:exact} can only be specified when{bf:de-
        plog} and{bf:semi} are specified"
        di as err" and the model contains variables in linear form"
        exit 198
}
if 'nlin'! =0{
        tempname blin xblin
        mat 'blin' = J(1,'nlin',0)
        mat 'xblin' = J(1,'nlin',0)
        local i = 1
        foreach lin in 'xlin'{
                matrix 'blin'[1,'i'] = 'b'[1,"'lin'"]
                matrix 'xblin'[1,'i'] = 'xmean'[1,"'lin'"]
                local + +i
        }
        mata:xblin = st_matrix(st_local("xblin"))
        mata:blin = st_matrix(st_local("blin"))
}
mata:nlin = 'nlin'
* Calculate mean and median for Xs
if"'logvlev'"! =""{
        tempname xloglev
        CalMeanMed 'logvlev',atw('at')matn(lxlev)
        matrix 'xloglev' = r(lxlev)
        mata:xloglevbar = st_matrix(st_local("xloglev"))
}
if"'levdep'"! =""{
        tempname ydlev
        CalMeanMed 'levdep',atw('at')matn(levd)
        matrix 'ydlev' = r(levd)
        mata:ylevbar = st_matrix(st_local("ydlev"))
}
if"'deplog'"==""{
```

```
                tempname ybar
                CalMeanMed 'depv',atw('at')matn(depv)
                matrix 'ybar' = r(depv)
                mata:ybar = st_matrix(st_local("ybar"))
        }
* Arrange Vmat according to the new order of the betas
        local ordxs 'lagy' xlin' xdum' logvar' sqx' sqx2' //_const
        local Velt:word count 'ordxs'
        tempname Vmatn Vr Vc Vpm
        matrix 'Vmatn' = J('Velt','Velt',0)
        local i = 1
foreach rv in 'ordxs'{
        local j = 1
foreach cv in 'ordxs'{
  matrix 'Vmatn'['i','j'] = 'V'["'rv'","'cv'"]
  local j = 'j' + 1
}
local i = 'i' + 1
        }
        if"'e(cmd)'" = = "spmlreg"{
                matrix 'Vpm' = 'V'[1.. 'p',1.. 'p']
                matrix 'Vpm'[1,1] = 'Vmatn'
                matrix 'Vmatn' = 'Vpm'
        }
* Need to allow for interaction terms
* Record the order of the variables as entered by the user
        local varrep:list indvar - sqx2
mata:CalcSpmfx()
        if"'equation'" ! = ""{
                di as res" Equation:'equation'"
                di as res" - - -
```

```
if"'mfx'" = = "" | "'semi'" ! = "" local tit" Elasticities(or semi - elasticities for LIN - LOG or LOG - LIN form) with Respect to Independent Variables"
if"'mfx'" ! = "" local tit" Marginal Effects with Respect to Independent Variables"
di
di in smcl" {bf:'tit'}"
di as txt" {bf:with Kinsky and Robb Confidence Interval, Nb of replications:'reps'}"
if"'impact'" = = "total" {
        tempname mfxrep
        matrix 'mfxrep' = J('':word count 'varrep",6,0)
matrix rownames 'mfks' = 'xlin "xdum "logvar "sqx'
matrix colnames 'mfks' = mfx std t - stat p - val LB UB
* Now reorder the variables as they were provided before displaying the results
        local i = 1
        foreach x in 'varrep'{
                local j = 1
                foreach z in mfx std t - stat p - val LB UB{
                        matrix 'mfxrep'['i','j'] = 'mfks'["'x'","'z'"]
                        local + + j
                }
                local + + i
        }
        mat rownames 'mfxrep' = 'varrep'
        local title" Average Total Impact"
        DisplayMat 'varrep', depn('depv') level('level') mattodis('mfxrep') title('title')
return matrix tot_impct = 'mfxrep'
}
else{
* Now reorder the variables as they were provided before displaying the results
        local title1" Average direct Impact"
        local title2" Average Indirect Impact"
```

```
                local impac1"dir_impct"
                local impac2"indir_impct"
                forv G=1/2  {
                        tempname mfks'G'mfxrep'G'
                        matrix'mfks'G"=mfks'G'
                matrix rownames'mfks'G"='xlin"xdum"logvar"sqx'
                matrix colnames'mfks'G"=mfx std t-stat p-val LB UB
                        matrix'mfxrep'G"=J(':word count'varrep",6,0)
                        local i=1
                        foreach x in'varrep'{
                                local j=1
                                foreach z in mfx std t-stat p-val LB
                                UB{
                                        matrix'mfxrep'G"['i','j']
                                        ='mfks'G"["'x'",""'z'"]
                                        local++j
                                }
                                local++i
                        }
                        mat rownames'mfxrep'G"='varrep'
                        di
                        DisplayMat'varrep',depn('depv')level('level')
                        mattodis('mfxrep'G")title('title'G")
  return matrix'impac'G"='mfxrep'G"
                }
        }
* Housekeeping
cap mata:mata drop spmargin_*
cap mata:mata drop *
cap mata:mata clear
end
prog define CalMeanMed,rclass
        version 10.0
        syntax varlist,matn(str)[atw(str)]
        tempname smat
```

```
        if"'atw'" = = "" qui tabstat 'varlist', stat(mean) save//default is to cal-
        culate mean
        else qui tabstat 'varlist', stat(median) save
        mat 'smat' = r(StatTotal)
        return matrix 'matn' = 'smat'
end
prog define DisplayMat
        version 10.0
        syntax varlist, level(integer) title(str) depn(str) mattodis(name)
        di
        di as txt"'title'"
di as txt"{hline 15}{c TT}{hline 66}"
di as txt_col(1)"'depn'" _col(16)"{c |}" _col(20)" Coeff. " _col(31)" Std
Err. "_col(41)"Z = Coef/Std"_col(53)"P - Value * "///
        _col(63)"['level'% Conf. Interval]"
di as txt"{hline 15}{c +}{hline 66}"
local i = 1
        foreach x in 'varlist'{
                if length("'x'") >8 local x = abbrev("'x'",9)//to take care
                of variables with long names
                di as txt_col(1)%13s"'x'"_col(16)"{c |}"///
        as res_col(16)%10.4f'mattodis'['i',1]///
di as res_col(28)%10.4f'mattodis'['i',2]///
        as res_col(44)%4.2f'mattodis'['i',3]///
di as res_col(54)%4.3f'mattodis'['i',4]///
        as res_col(61)%10.4f'mattodis'['i',5]///
di as res_col(72)%10.4f'mattodis'['i',6]
local i ='i'+1
        }
        di as txt"{hline 15}{c BT}{hline 66}"
        di as txt" * :Two - tailed test"
end
version 10.0
mata:
mata set matastrict on
```

```
mata set matalnum on
void CalcSpmfx( )
{
        external reps, lb, ub, seed, brho, blin, nlin, bdum, ndum, blog, nlog, bsq,
        bsq2, nsqv, xblin, xbsq, xblog, ylevbar,
        xloglevbar, ybar, spmargin_invpower, spmargin_niter, spmargin_trace-
        calmeth, spmargin_maxq, spmargin_impact, ecmd
        b = brho; clin = 0; cdum = 0; clog = 0; csq = 0; csq2 = 0
        if( nlin! =0) {
                clin = cols( blin)
                b = b, blin
        }
        if( ndum! =0) {
                b = b, bdum
                cdum = cols( bdum)
        }
        if( nlog! =0) {
                b = b, blog
                clog = cols( blog)
        }
        if( nsqv! =0) {
                b = b, bsq, bsq2
                csq = cols( bsq)
                csq2 = cols( bsq2)
        }
        c = clin + cdum + clog + csq
        if( spmargin_impact = = "direct" | spmargin_impact = = "indirect") {//
        calculate direct and indirect impacts
                fh = fopen( st_local( "wmat"), "r")//get the weights matrix
                from a Mata file
                w = fgetmatrix( fh)
                fclose( fh)
                nw = rows( w)
        }
```

```
//calculate total impact by default
        E_tot = . //to take care of the fact that xlin, xdum, xlog, and
        sqx may be missing
        if( st_local( "deplog" ) = = "" ) {
                if( st_local( "mfx" ) = = "" ) {//calculate elastic-
                ities
                        if( nlin! =0 ) {
                                E_lin = ( blin: * xblin ):/
                                ( (1 - brho ) * ybar )//lin-
                                ear - linear
                                E_tot = E_lin
                        }
                        if( ndum! =0 ) {
                                E _ dum = bdum:/( 1 -
                                brho )//even if elasticities are
                                requested, marginal effects are
                                reported for dummies
                                E_tot = E_tot, E_dum
                        }
                        if( nlog! =0 ) {//linear - log
                                if ( st _ local ( " semi " ) =
                                = "" ) E_log = blog:/( ( 1 -
                                brho ) * ybar )//Calculate
                                elasticities
                                else E_log = blog:/( 100 *
                                ( 1 - brho ) )//Calculate
                                semi - elsaticities
                                E_tot = E_tot, E_log
                        }
                        if( nsqv! =0 ) {
                                E_sq = ( ( bsq: +2 * bsq2:
                                * xbsq ): * xbsq ):/( ( 1 -
                                brho ) * ybar )
                                E_tot = E_tot, E_sq
                        }
```

```
                }
                else{//calculate marginal effects
                                if(nlin! =0){
                                E_lin = blin:/(1 - brho)//
                                linear - linear
                        E_tot = E_lin
                        }
                                if(ndum! =0){
                                E _ dum = bdum:/(1 -
                                brho)
                        E_tot = E_tot,E_dum
                        }
                        if(nlog! =0){
                                E _ log = (blog:/xloglev-
                                bar):*(1/(1 - brho))//
                                linear - log
                                E_tot = E_tot,E_log
                        }
                        if(nsqv! =0){
                                E_sq = (bsq: +2 * bsq2:
                                * xbsq):/(1 - brho)
                                E_tot = E_tot,E_sq
                        }
                }
        }
        else{
                if(st_local("mfx") = = "") {//calculate elastic-
                ities
                        if(nlin! =0){//log - linear
                                if(st _ local("semi") =
                                = "") {
                                        E_lin = (blin: * xb-
                                        lin):/(1 - brho)
                                        E_tot = E_lin
                                }
```

```
                else{
                        if(st_local("exact")!="")
                        E_lin = 100 * (exp(blin):-1)/(1-brho)
                        else E_lin = (100:*blin):/(1-brho)
                        E_tot = E_lin
                }
        }
        if(ndum!=0){
                E_dum = 100 * (exp(bdum):-1):/(1-brho)//calculate semi-elasticity for dummies
                E_tot = E_tot, E_dum
        }
        if(nlog!=0){
                E_log = blog:/(1-brho)//log-log: constant elasticities
                E_tot = E_tot, E_log
        }
        if(nsqv!=0){
                if(st_local("semi")==""){
                        E_sq = ((bsq:+2*bsq2:*xbsq):*xbsq):/(1-brho)
                        E_tot = E_tot, E_sq
                }
                else{
```

```
                                        E_sq = 100 *
                                        (bsq: +2 * bsq2:
                                        * xbsq):/(1 -
                                        brho)
                                        E_tot = E_tot, E_sq
                                    }
                            }
                    }
                    else{//calculate marginal effects
                            if(nlin! =0){
                                    E_lin = (blin * ylevbar):/
                                    (1 - brho)//log - linear
                                    E_tot = E_lin
                            }
                            if(ndum! =0){
                                    E_dum = 100 * (exp
                                    (bdum): - 1)/(1 -
                                    brho)//calculate semi-elas-
                                    ticity for dummies no matter
                                    what
                                    E_tot = E_tot, E_dum
                            }
                            if(nlog! =0){
                                    if (st_local ("force")!
                                    ="")E_log = (ylevbar/(1
                                    - brho)): * (blog:/xlo-
                                    glevbar)//log - log
                                    else E_log = blog:/(1 -
                                    brho)//calculate elastic-
                                    ities rather than marginal
                                    effects when LOG - LOG
                                    encountered unless option
                                    force is specified
                                    E_tot = E_tot, E_log
                            }
```

```
                                    if( nsqv! =0) {
                                        E_sq = ( ylevbar * ( bsq: +
                                        2 * bsq2: * xbsq) ) :/( 1 -
                                        brho)
                                        E_tot = E_tot, E_sq
                                    }
                                }
                            }
        t_MFX_EST = select( E_tot, colmissing( E_tot) : = =0)
        //end of total impact
        if( spmargin_impact = = " direct" | spmargin_impact = = " indirect" ) {//
        calculate direct and indirect impacts
        / *  if( spmargin_tracecalmeth = =0) Di = CalcTraceAvg( w, brho)
                if( spmargin_tracecalmeth = =1) Di = CalcTraceAvg( w, brho,
                spmargin_invpower)
                if( spmargin_tracecalmeth = =2) Di = CalcTraceAvg( w, brho,
                spmargin_maxq, spmargin_niter)
*/
                if( spmargin_tracecalmeth = =1 | spmargin_tracecalmeth = =2) {
                        if( spmargin_tracecalmeth = =1) {
                        Rj = InvPowerMet( w, brho)
                        }
                        else if( spmargin_tracecalmeth = =2) {
                        Rj = InvPowerMet( w, brho, spmargin_invpower)
                        }
                        TRj = trace( Rj)
                        Di = TRj/nw
                }
                else if( spmargin_tracecalmeth = =3) Di = CalcTraceInv( w,
                brho, spmargin_maxq, spmargin_niter)
                E_Dir = .
                if( st_local( " deplog" ) = = " " ) {
                        if( st_local( " mfx" ) = = " " ) {//calculate elasticities
                                if( nlin! =0) {
```

```
                E_lin = Di * (blin: * xb-
                lin) :/ybar//linear - linear
                E_Dir = E_lin
            }
            if(ndum! =0){
                E_dum = Di * bdum//if
                even elasticities are reques-
                ted, marginal effects are re-
                ported for dummies
                E_Dir = E_Dir, E_dum
            }
            if(nlog! =0){//linear - log
                if(st_local("semi") ==
                ="")E_log = Di * blog:/
                ybar//Calculate elasticities
                else E_log = Di * blog:/
                100//Calculate semi-elsa-
                ticities
                E_Dir = E_Dir, E_log
            }
            if(nsqv! =0){
                E_sq = Di * ((bsq: +2 *
                bsq2: * xbsq): * xbsq) :/
                ybar
                E_Dir = E_Dir, E_sq
            }
        }
        else{//calculate marginal effects
            if(nlin! =0){
                E_lin = Di * blin//linear -
                linear
                E_Dir = E_lin
            }
            if(ndum! =0){
                E_dum = Di * bdum
```

```
                                E_Dir = E_Dir, E_dum
                        }
                        if( nlog! =0) {
                                E_log = Di * (blog:/xlo-
                                glevbar)//linear - log
                                E_Dir = E_Dir, E_log
                        }
                        if( nsqv! =0) {
                                E_sq = Di * (bsq: + 2 *
                                bsq2: * xbsq)
                                E_Dir = E_Dir, E_sq
                        }
                }
        }
        else{
                if(st_local("mfx") ==""){//calculate elasticities
                        if( nlin! =0) {//log - linear
                                if(st_local("semi") ==
                                ="") {
                                        E_lin = Di * (blin:
                                        * xblin)
                                        E_Dir = E_lin
                                }
                                else{
                                        if(st_local("ex-
                                        act")! =="")E_
                                        lin = Di * 100 *
                                        (exp(blin): -
                                        1)/(1 - brho)
                                        else E_lin = Di *
                                        100 * blin
                                        E_Dir = E_lin
                                }
                        }
                        if( ndum! =0) {
```

```
                E_dum = Di * 100 * (exp
                (bdum): -1)//calculate
                semi - elasticity for dum-
                mies
                E_Dir = E_Dir, E_dum
            }
            if(nlog! =0){
                E_log = Di * blog//log - log
                E_Dir = E_Dir, E_log
            }
            if(nsqv! =0){
                if(st_local("semi") ==
                ""){
                    E_sq = Di *
                    ((bsq: +2 * bsq2:
                    * xbsq): * xbsq)
                    E_Dir = E_Dir,
                    E_sq
                }
                else{
                    E_sq = Di * 100 *
                    (bsq: +2 * bsq2:
                    * xbsq)
                    E_Dir = E_Dir,
                    E_sq
                }
            }
        }
        else{//calculate marginal effects
            if(nlin! =0){
                E_lin = Di * (blin * ylev-
                bar)//log - linear
                E_Dir = E_lin
            }
            if(ndum! =0){
```

```
                                        E_dum = Di * 100 * (exp
                                        (bdum): -1)//calculate
                                        semi-elasticity for dummies
                                        no matter what
                                        E_Dir = E_Dir, E_dum
                                    }
                                    if(nlog! =0){
                                        if (st_local("force")!
                                        ="")E_log = Di * (ylev-
                                        bar): * (blog:/xloglev-
                                        bar)//log - log
                                        else E_log = Di * blog//cal-
                                        culate elasticities rather mar-
                                        ginal effects when LOG -
                                        LOG encountered unless op-
                                        tion force is specified
                                        E_Dir = E_Dir, E_log
                                    }
                                    if(nsqv! =0){
                                        E_sq = (Di * ylevbar): *
                                        (bsq: +2 * bsq2: * xbsq)//
                                        633
                                        E_Dir = E_Dir, E_sq
                                    }
                                }
                        }
                        d_MFX_EST = select(E_Dir, colmissing(E_Dir): ==0)
                        i_MFX_EST = t_MFX_EST - d_MFX_EST
                }
                if(ecmd == "spmlreg"){
                        bp = st_matrix(st_local("bp"))
                        kb = cols(b)
                        bp[,1..kb-1] = b[1,2..kb]
                        b = bp
                }
```

```
V = st_matrix( st_local( " Vmatn" ) )
        kx = cols( b )
FI = ( b ' : + cholesky( V ) * rnormal( kx , reps , 0 , 1 ) )'
        t_NFI = J( reps , c , . )
        if( spmargin_impact = = " direct" | spmargin_impact = = " indirect" ) {
                d_NFI = J( reps , c , . )
                i_NFI = J( reps , c , . )
        }
        if( ecmd = = " spmlreg" ) {
                FIs = J( reps , kb , . )
                FIs = FI[ , kx ] , FI[ 1. . . , 1. . kx - 2 ]
                FI = FIs
        }
        for( i = 1 ; i < = rows( FI ) ; i + + ) {
                brho = FI[ i , 1 ]
                if( nlin! = 0 ) blin = FI[ i , 2. . clin + 1 ]
                if( ndum! = 0 ) bdum = FI[ i , clin + 1 + 1. . clin + 1 + cdum ]
                if( nlog! = 0 ) blog = FI[ i , clin + 1 + cdum + 1. . clin + 1 +
                cdum + clog ]
                if( nsqv! = 0 ) {
                        bsq = FI[ i , clin + 1 + cdum + clog + 1. . clin + 1 +
                        cdum + clog + csq ]
                        bsq2 = FI [ i , clin + 1 + cdum + clog + csq +
                        1. . cols( FI ) ]
                }
                //Calculate total impact by default
                        E_tot = .
                        if( st_local( " deplog" ) = = " " ) {
                                if( st_local( " mfx" ) = = " " ) {//cal-
                                culate elasticities
                                        if( nlin! = 0 ) {
                                                E_lin = ( blin : *
                                                xblin ) :/( ( 1 -
                                                brho ) * ybar )//
                                                linear - linear
```

```
            E_tot = E_lin
        }
        if(ndum!  =0){
            E_dum = bdum:/
            (1  -  brho)//if
            even elasticities are
            requested, marginal
            effects are reported
            for dummies
            E_tot = E_tot,
            E_dum
        }
        if(nlog!  =0){//linear -
        log
            if(st_local("
            semi") = = "")
            E_log = blog:/
            ((1 - brho) *
            ybar)//Calculate
            elasticities
            else E_log = blog:/
            (100 * (1 -
            brho))//Calculate
            semi - elasticities
            E_tot = E_tot,
            E_log
        }
        if(nsqv!  =0){
            E_sq = ((bsq: +
            2 * bsq2: * xbsq):
            * xbsq):/((1 -
            brho) * ybar)
            E_tot = E_tot,
            E_sq
        }
```

```
                }
                else{//calculate marginal effects
                //calculate marginal effects"
                        if(nlin! =0){
                                E_lin = blin:/(1 -
                                brho )//linear-lin-
                                ear
                                E_tot = E_lin
                        }
                        if(ndum! =0){
                                E_dum = bdum:/
                                (1 - brho)
                                E _ tot = E _ tot,
                                E_dum
                        }
                        if(nlog! =0){
                                E _ log = ( blog:/
                                xloglevbar ): *
                                (1/(1 - brho))//
                                linear - log
                                E _ tot = E _ tot,
                                E_log
                        }
                        if(nsqv! =0){
                                E_sq = (bsq: +2 *
                                bsq2: * xbsq ):/
                                (1 - brho)
                                E _ tot = E _ tot,
                                E_sq
                        }
                }
        }
        else{
                if(st_local("mfx") = = "") {//cal-
                culate elasticities
```

```
                if(nlin! =0){//log-linear
                    if(st_local("semi")==""){
                        E_lin=(blin:*xblin):/(1-brho)
                        E_tot=E_lin
                    }
                    else{
                        if(st_local("exact")!=""){
                        E_lin=100*(exp(blin):-1)/(1-brho)
                        else E_lin=(100:*blin):/(1-brho)
                        E_tot=E_lin
                    }
                }
                if(ndum! =0){
                    E_dum=100*(exp(bdum):-1):/(1-brho)//calculate semi-elasticity for dummies
                    E_tot=E_tot,E_dum
                }
                if(nlog! =0){
                    E_log=blog:/(1-brho)//log-log
                    E_tot=E_tot,E_log
                }
                if(nsqv! =0){
                    if(st_local("semi")=
```

```
                                    =""){
                                        E_sq=((bsq:+2
                                        *bsq2:*xbsq):
                                        *xbsq):/(1-
                                        brho)
                                        E_tot=E_tot,
                                        E_sq
                                    }
                                    else{
                                        E_sq=100*
                                        (bsq:+2*bsq2:
                                        *xbsq):/(1-
                                        brho)
                                        E_tot=E_tot,
                                        E_sq
                                    }
                            }
                    }
                    else{//calculate marginal effects
                            if(nlin!=0){
                                    E_lin=(blin*ylevbar):/
                                    (1-brho)//log-linear
                                    E_tot=E_lin
                            }
                            if(ndum!=0){
                                    E_dum=100*(exp(bdum):
                                    -1):/(1-brho)//calculate
                                    semi-elasticity for dummies no
                                    matter what
                                    E_tot=E_tot,E_dum
                            }
                            if(nlog!=0){
                                    if(st_local("force")!
                                    =""))E_log=(ylevbar/
                                    (1-brho)):*(blog:/
```

```
                                        xloglevbar)//log - log
                                        else E_log = blog:/(1 -
                                        brho )//calculate elastic-
                                        ities rather marginal effects
                                        when LOG - LOG encoun-
                                        tered unless option force is
                                        specified
                                        E_tot = E_tot, E_log
                                    }
                                    if(nsqv! =0){
                                        E_sq = (ylevbar * (bsq: +
                                        2 * bsq2: * xbsq)):/(1 -
                                        brho)
                                        E_tot = E_tot, E_sq
                                    }
                                }
                            }
    t_NFI[i,] = select(E_tot, colmissing(E_tot): = =0)
//end of total impact
    if(spmargin_impact = = "direct" | spmargin_impact = = "indirect"){
    //calculate new trace based on new estimates
    /*  if(spmargin_tracecalmeth = =0) Di = CalcTraceAvg(w, brho)
        if(spmargin_tracecalmeth = =1) Di = CalcTraceAvg(w, brho,
        spmargin_invpower)
        if(spmargin_tracecalmeth = =2) Di = CalcTraceAvg(w, brho,
        spmargin_maxq, spmargin_niter)
    */
        if(spmargin_tracecalmeth = =1 | spmargin_tracecalmeth = =2){
            if(spmargin_tracecalmeth = =1) Rj = InvPower-
            Met(w, brho)
            else if(spmargin_tracecalmeth = =2) Rj = In-
            vPowerMet(w, brho, spmargin_invpower)
            TRj = trace(Rj)
            Di = TRj/nw
        }
```

```
else if( spmargin_tracecalmeth = = 3 ) Di = CalcTraceInv( w,
brho, spmargin_maxq, spmargin_niter)

E_Dir = .
if( st_local( "deplog" ) = = "" ) {
        if( st_local( "mfx" ) = = "" ) {//calculate elastic-
        ities
                if( nlin! =0 ) {
                        E_lin = Di * ( blin:
                        * xblin ) :/ybar//
                        linear-linear
                        E_Dir = E_lin
                }
                if( ndum! =0 ) {
                        E _ dum = Di *
                        bdum//if even elas-
                        ticities are reques-
                        ted, marginal effects
                        are reported for
                        dummies
                        E_Dir = E_Dir,
                        E_dum
                }
                if( nlog! =0 ) {//linear -
log
                        if ( st _ local ( "
                        semi" ) = = "" )
                        E _ log = Di *
                        blog:/ybar//Cal-
                        culate elasticities
                        else E_log = Di *
                        blog:/100//Cal-
                        culate semi-elsa-
                        ticities
                        E_Dir = E_Dir,
```

```
                E_log
            }
            if(nsqv!  =0){
                E _ sq  =  Di  *
                ((bsq: +2 * bsq2:
                * xbsq): * xbsq):/
                ybar
                E _ Dir = E _ Dir,
                E_sq
            }
        }
        else{//calculate marginal effects
            if(nlin!  =0){
                E_lin = Di * blin//
                linear-linear
                E_Dir = E_lin
            }
            if(ndum!  =0){
                E _ dum  =  Di  *
                bdum
                E _ Dir = E _ Dir,
                E_dum
            }
            if(nlog!  =0){
                E _ log  =  Di  *
                (  blog:/xloglev-
                bar)//linear-log
                E _ Dir = E _ Dir,
                E_log
            }
            if(nsqv!  =0){
                E_sq = Di * (bsq:
                +2 * bsq2: * xbsq)
                E _ Dir = E _ Dir,
                E_sq
```

```
                    }
                }
            }
            else{//dependent variable is logged
                if(st_local("mfx") == ""){//cal-
                culate elasticities
                    if(nlin! =0){//log - lin-
                    ear
                        if (st _ local ( "
                        semi") == "")
                        {
                        E _ lin = Di *
                        (blin: * xblin)
                        E_Dir = E_lin
                    }
                    else{
                        if(st_local("ex-
                        act")! = "")E_
                        lin = Di * 100 *
                        (exp (blin): -
                        1):/(1 - brho)
                        else E_lin = Di *
                        100 * blin
                        E_Dir = E_lin
                    }
                }
                if(ndum! =0){
                    E_dum = Di * 100 * (exp
                    (bdum): - 1)//calculate
                    semi - elasticity for dum-
                    mies
                    E_Dir = E_Dir, E_dum
                }
                if(nlog! =0){
                    E_log = Di * blog//log-log
```

```
                    E_Dir = E_Dir, E_log
                }
                if( nsqv! =0) {
                    if( st _ local ( " semi" ) =
                    ="" ) {
                        E _ sq = Di *
                        ((bsq: +2 * bsq2:
                        * xbsq): * xbsq)
                        E_Dir = E_Dir,
                        E_sq
                    }
                    else{
                        E_sq = Di * 100
                        * ( bsq: + 2 *
                        bsq2: * xbsq)
                        E_Dir = E_Dir,
                        E_sq
                    }
                }
            }
            else{//calculate marginal effects
                    if( nlin! =0) {
                    E_lin = Di * ( blin * ylev-
                    bar)//log - linear
                    E_Dir = E_lin
                }
                if( ndum! =0) {
                    E_dum = Di * 100 * ( exp
                    ( bdum) : - 1)//calculate
                    semi-elasticity for dummies
                    no matter what
                    E_Dir = E_Dir, E_dum
                }
                if( nlog! =0) {
                    if(st_local("force")! =""
```

```
                                        E_log = Di * (ylevbar): *
                                        (blog:/xloglevbar)//log-log
                                        else E_log = Di * blog//cal-
                                        culate elasticities rather mar-
                                        ginal effects when LOG -
                                        LOG encountered unless op-
                                        tion force is specified
                                        E_Dir = E_Dir, E_log
                                    }
                                    if(nsqv! =0){
                                        E_sq = Di * (ylevbar * (bsq:
                                        +2 * bsq2: * xbsq))
                                        E_Dir = E_Dir, E_sq
                                        }
                                    }
                                }
                                d_NFI[i,] = select(E_Dir, colmissing(E_Dir):
                                ==0)
                                i_NFI[i,] = t_NFI[i,] - d_NFI[i,]
                                }//end of direct and indirect impact
                            }//for the"for" branch
                        if(spmargin_impact == "total"){
                        mfxval = J(n1 = cols(t_NFI),6,.)
                                meanvar = quadmeanvariance(t_NFI,1)//calculate both the
                                mean and variance at the same time
                                meanmfx = meanvar[1,.]//get the mean
                                stdmfx = sqrt(diagonal(meanvar[|2,1\.,.|]))//Get the va-
                                riance
                                if(st_local("meanrep")! = "")t_mfx_est = meanmfx
                                else t_mfx_est = t_MFX_EST
                                mfxt = t_mfx_est':/stdmfx//mfxt = meanmfx':/stdmfx
                                mfxpv = 2 * (1: -normal(abs(mfxt)))
                                mfxval[1..n1,1..4] = t_mfx_est', stdmfx, mfxt, mfxpv
                    for(i = 1;i <= cols(t_NFI);i++){
```

```
                                        _sort(t_NFI,i)
mfxval[i,5] = t_NFI[lb,i]
mfxval[i,6] = t_NFI[ub,i]
  }
  st_matrix(st_local("mfks"),mfxval)
        }
        else{
//Direct impact
                mfxval_d = J(n1 = cols(d_NFI),6,.)
                meanvar1 = quadmeanvariance(d_NFI,1)//calculate both the
                mean and variance at the same time
                meanmfx1 = meanvar1[1,.]//get the mean
                stdmfx1 = sqrt(diagonal(meanvar1[|2,1\.,.|]))//Get the
                variance
                if(st_local("meanrep")!="") d_mfx_est = meanmfx1//
                mfxt = meanmfx':/stdmfx
                else d_mfx_est = d_MFX_EST
                mfxt1 = d_mfx_est':/stdmfx1
                mfxpv1 = 2*(1:-normal(abs(mfxt1)))
                mfxval_d[1..n1,1..4] = d_mfx_est',stdmfx1,mfxt1,mfxpv1
  for(i=1;i<=cols(d_NFI);i++){
                        _sort(d_NFI,i)
mfxval_d[i,5] = d_NFI[lb,i]
                        mfxval_d[i,6] = d_NFI[ub,i]
  }
  st_matrix("mfks1",mfxval_d)
//Indirect impact
                mfxval_i = J(n1 = cols(i_NFI),6,.)
                meanvar2 = quadmeanvariance(i_NFI,1)//calculate both the
                mean and variance at the same time
                meanmfx2 = meanvar2[1,.]//get the mean
                stdmfx2 = sqrt(diagonal(meanvar2[|2,1\.,.|]))//Get the
                variance
                if(st_local("meanrep")!="") i_mfx_est = meanmfx2/*
                use the mean of impacted values calculated with the simulated
```

```
                    coefficients
                    instead of the one calculated with the original coefficients * /
                    else i_mfx_est = i_MFX_EST
                    mfxt2 = i_mfx_est ':/stdmfx2
                    mfxpv2 = 2 * (1: - normal(abs(mfxt2)))
                    mfxval_i[1..n1,1..4] = i_mfx_est ', stdmfx2, mfxt2, mfxpv2
    for(i = 1;i < = cols(i_NFI);i + + ){
                                _sort(i_NFI,i)
                                mfxval_i[i,5] = i_NFI[lb,i]
                                mfxval_i[i,6] = i_NFI[ub,i]
    }
    st_matrix("mfks2",mfxval_i)
            }
    }
    real scalar CalcTraceInv(real matrix swm, real scalar rho, real scalar maxq, real
scalar nbiter)
    {
            //This function calculates trace of(I - rho * W)^ - 1 with no need to cal-
            culate the inverse first.
            real scalar rett
            w = swm
            nobs = rows(w)
            rv = rnormal(nobs,nbiter,0,1)
            trw = J(maxq,1,0)
    //      frho = J(maxq,1,0)
    //      brhok = 1
            vinit = rv
            for(i = 1;i < = maxq;i + + ){
                    vinit = w * vinit
                    trw[i] = mean(mean(rv: * vinit)')
    //              brhok = brhok * rho
    //              frho[i] = brhok
            }
            trw[1] = 0;trw[2] = sum(w': * w)/nobs
            trs = 1\trw//contains all the traces
```

```
        prho = 1::maxq
        frho = rho:^prho//calculate the powers of rho
        gi = 1\frho
        Gm = diag(gi)
        traceinv = trs' * Gm * J(maxq + 1,1,1)
        rett = traceinv[1,1]
        return(rett)//returns the trace of the inverse of(I - rho * W)
}
real matrix InvPowerMet(real matrix wghmat,real scalar brho,|real scalar qmax)
{
        real matrix invIRW
        w = wghmat
        nr = rows(w)
        if(args() = =2)invIRW = luinv(I(nr) - brho * w)//LU decomposition
        else if(args() = =3){//inverse power method
                prho = 1::qmax
                frho = brho:^prho
        //      brhok = 1
                wk = I(nr)
                invIRW = J(nr,nr,0)
                for(q = 1;q < = qmax;q + + ){
                        wk = wk * w
                        //brhok = brhok * brho
                        invIRW = invIRW + frho[q] * wk//brhok * wk
                }
                invIRW = I(nr) + invIRW
        }
        return(invIRW)
}
real scalar CalcTraceAvg(real matrix swmat,real scalar rho,|real scalar maxq,real
scalar iters)
{
        real scalar Avtrace
        w = swmat
```

```
        nw = rows(w)
        if(args() == 2|args() == 3){
                if(args() == 2) Rj = InvPowerMet(w,rho)
                else if(args() == 3) Rj = InvPowerMet(w,rho,maxq)
                TRj = trace(Rj)
                Avtrace = TRj/nw
        }
        else if(args() == 4) Avtrace = CalcTraceInv(w,rho,maxq,iters)
        return(Avtrace)
}
end
```

第4章　面板回归模型应用

——财政分权、公共服务与住宅价格空间分析

本章引入了（静态）面板空间模型的概念。基于我国城市的面板数据，运用空间面板模型方法对城市住宅价格的空间关联性进行了实证研究。这一章介绍了静态面板空间模型中四种常见的模型（空间滞后固定效应模型、空间滞后随机效应模型、空间误差固定效应模型、空间误差随机效应模型）的模型设定，估计方法，以及这几类面板空间模型选择的 LM 检验和 Hausman 内生性检验。本章最后部分给出了空间面板模型估计结果所使用的 STATA 程序。

4.1　引　　言

随着城市化进程的推进和住房市场化改革的深入，中国房地产投资规模持续扩大，住宅建设逐步成为国民经济新的增长点，房地产开发投资额占 GDP 的比重从 2000 年的 5.02% 一路上升到 2012 年的 13.83%，而房价上涨也成为学者、政府官员和百姓共同关注的焦点话题。2000～2012 年间，中国的城镇房价年均增长超过 10%，即使在受到金融危机影响的 2009 年，房价仍高涨 23.18%。从绝对数量来看，2000 年，全国商品房平均销售价格为 2111 元，到 2012 年，平均价格已涨到 5762 元。住宅建设的目的不是简单的创造 GDP，它更关系到社会问题、民生问题，日渐攀升的房价或将成为经济持续发展和社会和谐进步的隐患。如何控制高企的房价，实现“居者有其屋”是政府肩头上不可脱卸的责任与义务。自 2002 年以来，政府出台了一系列的措施试图降低房价，这些政策包括 2003 年的《中国人民银行关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》、2005 年的《关于切实稳定住房价格的通知》，2006 年的《关于调整住房供应结构稳定住房价格的意见》，及 2010 年的《国务院办公厅关于促进房地产市场平稳健康发展的通知》（“国十一条”）等。然而，部分城市房价依旧处于高位，房价调控措施收效甚微。为此，对房地产价格形成机制的深入研究显得十分重要。

目前国内外对房地产价格进行的大量研究多是应用标准房地产市场模型，从

供求和经济基本面因素、预期、投机和金融因素等出发来分析房价影响因素（Krainer，2005；梁云芳和高铁梅，2006，2007；董志勇等，2010）。诚然，现有的研究已经部分地揭示了房价上涨的谜底，但房价疯狂上涨与调控的恶性循环促使我们继续追寻答案。房地产市场的一个根本特征是区域性，商品住宅价格具有空间分异性，但这并不意味着区域或城市之间不存在房价的空间联动。有三大理由可以认定，我国不同城市的房价的确相互影响。首先，随着区域间资本流动的日渐顺畅，跨区域房地产投资加剧及城市化进程不断加快，房地产市场的区域化特征逐渐弱化，城市间房地产价格的相互作用和影响也越来越大。而且经济主体本身是可以流动的，市场一体化程度越强，劳动力流动障碍越少，房地产市场的空间关联性越强。此外，随着社会的进步与科技的发展，人们获取信息的途径变得多元和丰富，关于本地以及邻近城市的房价变化的信息交流更为频繁，资金持有者可以很便利地到处寻找套利机会，导致城市间的住房价格相互影响。很显然，中国不同城市的房价波动差异是很大的，在房价疯狂上涨的背后，不同地区间的相互依赖与空间溢出效应对房价上涨有着不可忽视的影响力。最近的一些研究已经注意到了房价的空间溢出性，周文兴和林新朗（2012）和王鹤（2012）基于省级地理单元的房价数据发现房价在空间上存在交互作用，但遗憾的是，相关文献还非常少，并且现有研究受到了非微观层面（市或县）数据的局限而不能准确测度省区内部房价的差异信息，因此无法揭示房价真实的空间相关性以及各解释变量的真实影响。本书试图弥补这方面的不足。

另外，高房价问题不是纯粹的经济问题，房价形成机制中的非经济因素不应该被忽略。近 20 年来，中国式的财政分权体制（纵向竞争）和地方竞争体制（横向竞争）成为我国地方政府重要的行为特征（吴群和李永乐，2010）。一般意义上的财政分权的优点在于其能够提供的公共服务能够更精确符合居民的不同偏好，但是中国当前的现实情况是不同地区提供的公共服务差异很大，教育差别、医疗差别、基础公共服务差别、基础设施差别、公共交通差别、保障差别明显地体现在生活的方方面面。根据 Tiebout（1956）模型，实行财政分权后，作为具有消费者和投票权双重角色的居民，会选择自己合意的支出水平和住房社会服务水平的组合，在预算约束下“用脚投票”搬迁到提供最理想服务水平的城市社区去居住生活。城市提供的公共服务越好，越能吸引更多的居民搬迁到此城市居住，城市住房需求的上升导致房价的上升；同时在预算约束的制约下高房价城市居民也可能选择搬迁到周边公共服务相对差一些的城市，引致周边城市住宅价格的上升。这是房价受到财政分权、公共服务影响和呈现一定空间相关性的直观逻辑。

目前为止，国内一些学者已经注意到公共服务和财政分权对房价的影响。梁若冰和汤韵（2008）的研究证明地方公共品变量对商品房价格存在显著的正向影响。陈硕（2010）支持了财政分权而不是集权将改善地方公共品供给水平的观

点。而关于财政分权对房价的影响，周飞舟（2006，2010）、梁若冰（2010）认为当前中国的财政分权模式导致了地方政府过度依赖土地财政，证实了地方政府有动力为增收而促进城市房价上涨。最近的一些文献也证实这个观点，认为分税制改革引致的扩大化的财政分权和地方政府竞争是导致房价持续过快上涨的不可忽视的制度性因素（宫汝凯，2012；杨君茹、邱晨，2012；李勇刚、李祥，2012）。

总的来说，已有的研究在房价形成机制方面给出了许多有价值的结论，但是仍存在如下不足：一是目前的相关研究较多地考虑房价的空间差异性，而忽视空间相关性；二是既有的研究较多地考虑“经济”因素，忽视“非经济”因素。而关于后者的研究或者分析到财政分权、分税制及土地财政是造成政府推高房价的主因，或者分析到城市公共服务对房价的影响，或者分析到财政分权与公共服务的关系，但缺乏将这几种关系和因素结合起来的分析。所以，我们认为，要研究我国城市住宅价格的上涨问题，首先要理解在不同城市的房价波动差异背后，不同地区间的相互依赖与空间溢出效应对房价上涨有着不可忽视的影响力。而财政分权和公共服务作为制度性因素，也必然对房价具有较强的空间溢出作用。从计量方法上说，忽略房价的空间相关性和公共服务的价值在计量分析上都会导致遗漏变量有偏估计问题，使得我们无法真正了解影响房价的因素。

本书在控制了收入、成本、宏观背景等因素下，把财政分权、公共服务水平和空间自相关性纳入一个经济系统，通过一系列空间模型比较的似然比检验、模型潜在的内生性检验及稳健性检验对城市房价的决定因素进行实证研究，以克服以往研究的缺陷。在空间计量模型的建立中明确引入财政分权和公共服务指标，从而使得我们能够估计“制度”在房价上涨中的影响大小。同时，正是由于财政分权和公共服务指标的引入，也使得我们能够将城市间的空间溢出效应与房价的空间相关性有效关联起来进行考察，进而为我国制定有效的区域政策组合对不断攀升的房价进行调控提供科学依据。

全章结构安排如下：4.2 节运用探索性空间数据分析方法研究了 2002～2010 年城市房价的分布格局及空间变动的特征，4.3 节设定计量分析模型和交代数据来源，4.4～4.6 节报告实证结果、模型内生性及稳健性检验结果并分析。4.7 节概括文章主要结论及政策建议。

4.2　城市房价的探索性空间数据分析

4.2.1　城市房价的空间自相关检验

从房价分布来看，2010 年平均房屋销售价格超过 10000 元/平方米的城市有

6 个，分别是深圳、北京、上海、杭州、广州和宁波，不足 4500 元/平方米的城市有 10 个，包括西安、长沙、贵阳、重庆、兰州、呼和浩特、石家庄、银川、昆明和西宁。高房价城市和低房价城市既存在显著的空间分异，又呈现显著的空间聚集。本节运用空间自相关莫然（Moran）指数及其散点图来深入分析房价在空间上是否存在集群现象。莫然散点图可表示空间每个单元对于空间自相关的贡献，其拟合直线斜率即莫然指数。莫然指数的取值范围是［-1，1］，接近 1 时，表示地区间呈现空间正相关，接近 -1 时，表示呈现空间负相关，接近 0 时表示地区之间不存在空间相关性。莫然指数散点图可以将各城市的房价集群分为四个象限的空间关联模式：第一象限（HH）代表高房价城市被同是高房价的其他城市所包围；第二象限（LH）代表低房价城市被高房价的其他城市所围绕；第三象限（LL）代表低房价城市被同是低房价的其他城市所包围；第四象限（HL）则代表高房价城市被低房价城市所围绕。第一、三象限体现出正的空间自相关性，第二、四象限体现出负的空间自相关性。样本为 35 个大中城市 2002 ~ 2010 年数据，这 35 个城市是：北京、上海、杭州、广州、深圳、厦门、天津、大连、南京、宁波、福州、济南、青岛、武汉、海口、成都、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、长春、哈尔滨、合肥、南昌、郑州、长沙、南宁、重庆、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川和乌鲁木齐。

城市房价的莫然散点图（图 4 - 1）结果显示大部分城市位于第一象限（HH）和第三象限（LL）。在住宅价格的集聚检验中，2002 有 12 个城市位于第一象限，有 15 个城市位于第三象限，合计占样本总数的比重为 77. 14%；2010 年有 10 个城市位于第一象限，有 16 个城市位于第三象限，合计占样本总数的比重为 74. 28%。莫然指数散点图表明房价存在显著的空间正相关性，呈现一定程度上的聚集效应，高房价城市被高房价的邻近城市所围绕，低房价的城市被低房价的邻近城市所围绕。

从中可以看出，同一象限中汇集的城市几乎都是在地理上较为接近的城市，如天津、大连、上海、南京、杭州、宁波、广州、深圳等高房价城市集聚在长三角、珠三角地区，贵阳、昆明、西安、兰州等低房价城市集中分布在中、西部地区。而北京则由于房价最高被包围在邻近较低房价的城市区域的中心，位于第四象限。2002 ~ 2010 年间 Moran 指数统计值渐趋提升，说明随着时间推移，这种空间正自相关的显著性有着逐渐加强的趋势。比较图 4 - 1 中左右两图，可以进一步发现城市房价的空间动态跃迁过程。雷伊（2001）采用的时空跃迁测度法分为四种类型。类型 0 指城市及其邻居保持了相同水平的情况，2002 年和 2010 年所在象限保持不变的城市有 26 个，占总体的 74. 28%，可见我国城市房价存在高度的空间稳定性，各城市房价要脱离自己原来所在的空间集群有一定的难度。类型 1 是相对位移跃迁类型，由 HH 象限迁移到 LH 象限的只有沈阳，从 LH 象限迁移

到 HH 象限的有济南、青岛和海口，由 LL 象限到 HL 象限的只有太原，由 HL 象限跃迁到 LL 的只有南宁，说明这些城市及其邻近城市的住房价格的相对波动变化较大。类型 2 描述的是相关空间邻近城市的跃迁，由 LH 象限迁移到 LL 象限的城市只有哈尔滨，由 LL 象限跃迁到 LH 象限的只有长沙。类型 3 属于某城市及其邻居均跃迁到其他不同的城市的变迁，由 HH 象限迁移到 LL 象限的城市只有长春。

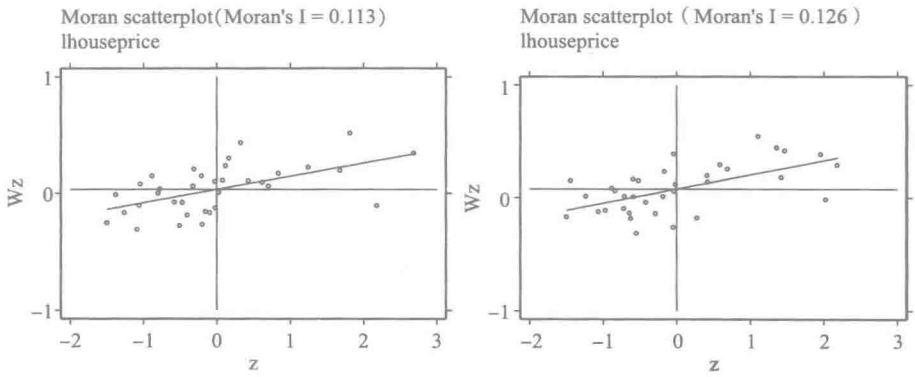


图 4－1　2002 年（左）及 2010 年（右）中国 35 个大中城市住房价格的 Moran 散点图

4.2.2　城市房价的空间关联局域指标分析

上述 Moran 指数散点图测度了全域范围内各城市间房价的空间相关性。结果表明随着时间的推移，全域性的相关性越来越强烈。安瑟林（1995）指出，地区间空间关联的局域分布可能会出现全域指标所不能反映的“非典型”情况，甚至出现局域空间关联趋势与全域趋势相反的情况，因此有必要使用空间关联局域指标 LISA 来分析空间关联的局域特性，以检验局部地区高值或低值是否在空间上趋于集聚（LISA 示意图略）。该指标与 Moran 散点图配合使用能够对局域相关的格局和特征给予较为清晰的刻画。

总的来说，一方面，存在着全域范围内的正的空间相关性，并且这种相关性随着时间的推移在增大；另一方面，局域相关也显示出房价在空间分布上并不是随机散布的，中国局域性的空间集聚特征越来越明显。城市房价在空间分布上表现出明显的高—高集聚和低—低集聚特征，并且高低集聚区域分化明显。东、中、西部区域之间房价存在显著差异，但区域内部城市之间房价联系紧密。具体来说，住房价格相对较高的城市相对地趋于和较高住房价格的城市相邻近，以北京、上海为中心，与周边东部城市天津、大连、南京、杭州、宁波、福州、厦门、广州、深圳、海口共同组成了高房价集聚区，作为房价的辐射中心，位于此

区域的城市带动了周边城市房价的上涨。住房价格相对较低的城市相对地趋于和较低房价的城市相邻近，呼和浩特、郑州、武汉、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐等中西部城市组成了低房价集聚区。具有非典型观测值的城市即房价与周围城市房价存在着负相关的城市在2002年有7个，在2010年降到了5个，并且发生变动的3个城市济南、青岛、海口全部移动到第一象限。这种变化趋势表明，城市房价的空间集聚特征越来越明显，具有较高房价的城市被更多的同样高房价的城市所包围；同时，较低房价的城市被更多较低房价的城市所围绕，而相异房价的城市，即高房价与低房价相邻的城市减少了。

Moran散点图和LISA集群示意图揭示不同城市房价间全域性的空间相关性与局域性的空间相关紧密相连，空间效应对房价一定起着不可忽视的作用，而且这种地区之间的空间溢出更大程度上是局域性的空间溢出。为了进一步揭示空间相关性的诱发机制，识别是由被解释变量（房价）抑或是由随机干扰项引发的空间效应，接下来我们首先通过一系列计量检验确定最终的空间计量模型，分析城市房价的决定因素及检验城市房价的空间交互效应。然后，我们做进一步检验分析以确保文章主要结果的稳健性。最后，本书尝试使用工具变量的分析方法来检验和处理模型潜在的内生性问题。

4.3 空间面板模型简介

传统的不考虑空间效应的线性面板回归模型可以写成紧凑模式如下，

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{4.1}$$

其中，Y 是 $nt \times 1$ 维被解释变量，X 是 $nt \times k$ 维解释变量，β 是待估的 $k \times l$ 维未知系数向量，扰动项 ε 是 $nt \times k$ 维向量，在时间和横截面两个维度上都是独立同分布的，均值为0，方差为 σ^2。

在一般的面板模型中引入空间效应便得到了空间面板模型，变量之间不同的空间影响机制便会得到不同的空间面板模型。具体来讲，通过将空间滞后因变量相关项或空间误差相关项引入到面板模型中，从而将面板模型扩展到空间计量经济学中来，并将面板分析中用到的四种常见的面板模型：固定效应、随机效应、固定系数和随机系数模型。埃尔霍斯特（2010）对上述四种常见空间面板模型的设定和估计问题进行了详细阐述。实证研究中应用最多的当属于固定效应和随机效应模型。

4.3.1　空间面板模型设定

4.3.1.1　固定效应空间滞后模型

传统的考虑空间效应的线性面板回归模型可以写成紧凑模式如下，

$$Y=\rho(I_T\otimes W_N)Y+X\beta+(\iota_T\otimes\alpha)+\varepsilon,\ \varepsilon\sim N(0,\ \sigma^2 I_{NT}) \tag{4.2}$$

其中，Y 是 $nt\times 1$ 维被解释变量，X 是 $nt\times k$ 维解释变量，β 是待估的 $k\times l$ 维未知系数向量，ρ 是空间自相关系数，扰动项 ε 是 $nt\times k$ 维向量，在时间和横截面两个维度上都是独立同分布的，均值为0，方差为 σ^2。ι_T 是 $k\times l$ 维元素为1的列向量，α 是 $n\times l$ 维省份固定效应，$\otimes$是 Kronecker 乘积，W 是空间权重矩阵。

由于模型中 Wy 所引起的内生性问题，安瑟林等（2006）用 MLE 估计固定效应空间滞后面板模型，模型（4.2）对应的对数似然函数为：

$$\begin{aligned}
L &= T\sum_{i=1}\ln|1-\rho W|-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma_\varepsilon^2)-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2}\sum_{i=1}\varepsilon'\varepsilon\\
\varepsilon_i &= (1-\rho W)[(Y_i-\overline{Y})-(X_i-\overline{X})\beta]\\
\overline{Y} &= (\overline{Y}_1,\cdots,\overline{Y}_N)'\\
\overline{X} &= (\overline{X}_1,\cdots,\overline{X}_N)'
\end{aligned} \tag{4.3}$$

安瑟林和赫达克（Hudak，1992）给出了用 MLE 估计法得到参数 β，ρ 和 σ 的步骤：

（1）将观测值的离差形式先按时间顺序再按个体顺序堆积起来，得到 NT 维列向量 Y^*（即 $Y^*=Y-\overline{Y}$），$(I_T\otimes W)\ Y^*$ 以及 $NT\times k$ 阶外生变量矩阵 X^*；

（2）让 Y^* 分别对 $(I_T\otimes W)\ Y^*$ 进行 OLS 回归，b_0 和 b_1 是对应回归的参数估计值向量，e_0 和 e_1 是对应回归的残差向量，于是估计 ρ 的紧凑型似然函数为：

$$L=C+T\ln|I_N-\rho W|-\frac{NT}{2}[(e_0^*-\rho e_1^*)'(e_0^*-\rho e_1^*)]\ （C\text{ 为某一常数}）\tag{4.4}$$

（3）根据上述得到的 ρ 的数值解，可以计算出 β 和 σ^2 的估计量为，

$$\begin{aligned}
\beta &= b_0-\rho b_1=(X^{*\prime}X^*)^{-1}X^{*\prime}[Y^*-\rho(I_T\otimes W)\ Y^*]\\
\sigma^2 &= \frac{1}{NT}(e_0^*-\rho e_1^*)'(e_0^*-\rho e_1^*)
\end{aligned} \tag{4.5}$$

最后，推导出 β，ρ 和 σ^2 的方差协方差矩阵，以进行统计推断（标准误和 t 值等），具体分析步骤可参考埃尔霍斯特和弗雷瑞特（Fréret，2009）和埃尔霍斯特（2014）。

4.3.1.2 固定效应空间误差模型

固定效应空间误差模型写成紧凑模式如下，

$$Y=\iota_T\alpha+X\beta+\mu,\ \mu=\lambda(I_T\otimes W_N)\mu+\varepsilon \tag{4.6}$$

其对数似然函数为，

$$\begin{aligned}
&L=T\sum_{i=1}\ln|1-\rho W|-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma^2)-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}\varepsilon'\varepsilon\\
&\varepsilon_t=(1-\rho W)[(Y_t-\overline{Y})-(X_t-\overline{X})\beta]\\
&\overline{Y}=(\overline{Y}_1,\ \cdots,\ \overline{Y}_N)'\\
&\overline{X}=(\overline{X}_1,\ \cdots,\ \overline{X}_N)'
\end{aligned} \tag{4.7}$$

给定参数 λ，最大化上述似然函数并根据一阶条件得到 β 和 σ^2 的估计量为，

$$\begin{aligned}
&\beta=\{[X^*-\lambda(I_T\otimes W)\ X^*]'\ [X^*-\lambda(I_T\otimes W)\ X^*]\}^{-1}*\\
&\quad[X^*-\lambda(I_T\otimes W)\ X^*]'\ [Y^*-\lambda(I_T\otimes W)\ Y^*]\\
&\sigma^2=\frac{e(\lambda)'e(\lambda)}{NT}\\
&e(\lambda)=Y^*-\lambda(I_T\otimes W)Y^*-[X^*-\lambda(I_T\otimes W)\ X^*]\ \beta
\end{aligned} \tag{4.8}$$

关于参数 λ 的似然函数为 $\ln L=T\ln|I_N-\lambda W|-\frac{NT}{2}\ln\ [e(\lambda)'e(\lambda)]$，给定参数 β 和 σ^2 最大化该函数则得到 λ 的 MLE 估计量。最后，再推导出 β，λ 和 σ^2 的方差协方差矩阵，以进行统计推断。

4.3.1.3 随机效应空间滞后模型

假设空间效应是随机的，则模型（4.2）中模型的对数似然函数为，

$$\begin{aligned}
&L=\frac{N}{2}\ln\theta+T\ln|\kappa|-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma_\varepsilon^2)-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2}e'\ [I_{NT}-\frac{1}{T}\ (1-\theta)(i_Ti_T')\ I_N]\ e\\
&\kappa=I_N-\rho W\\
&\theta=\frac{\sigma_\varepsilon^2}{T\sigma_\mu^2+\sigma_\varepsilon^2}\\
&e=Y-\rho(I_TW)-X\beta
\end{aligned} \tag{4.9}$$

通过轮流估计参数 θ 和参数 β，σ^2，ρ，多次迭代以后直至参数收敛，则得到估计量 β，σ^2，ρ 和 θ 的估计量。这样一种估计方法融合了固定效应空间滞后面板模型的估计方法和非空间面板随机效应模型的估计方法。同样我们可以写出参数 β，σ^2，ρ 和 θ 的渐进方差协方差矩阵。

4.3.1.4 随机效应空间误差模型

假设空间效应是随机的（Anselin，1988；Elhorst，2003；Baltagi，2005），则

模型（4.6）的对数似然函数为，

$$L=(T-1)\ln|\xi|-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma_\varepsilon^2)-\frac{1}{2}\ln|\eta TI_N+(\xi'\xi)^{-1}|-$$

$$\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2}e'\left\{\frac{1}{T}i_Ti_T'\left[\eta TI_N+(\xi'\xi)^{-1}\right]^{-1}\right\}e-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2}e'\left[(I_T-\frac{1}{T}i_Ti_T')(\xi'\xi)\right]e$$

$$\xi=I_N-\lambda W,\ \eta=\sigma_\mu^2/\sigma_\varepsilon^2,\ e=Y-X\beta \tag{4.10}$$

随机效应空间误差模型的估计相比于其他模型的估计更为复杂，关于参数 λ，η，β，σ^2 的 MLE 估计及其渐进方差协方差矩阵的计算，可参考巴尔塔基等（Baltagi et al.，2007）和埃尔霍斯特（2014）。

4.3.2　空间面板模型检验

4.3.2.1　空间面板数据下的 Hausman 检验

空间面板模型中关于模型随机效应对固定效应的检验，同普通面板模型中的方法是类似的，巴尔塔基（2005）给出了 Hausman 设定检验，对于普通面板数据模型而言，原假设为 H_0：$h=0$，其中，

$$h=(\widehat{\beta}_{FE}-\widehat{\beta}_{RE})'\left[\widehat{\sigma}_{RE}^2\ (X^{0\prime}X^0)^{-1}-\widehat{\sigma}_{FE}^2\ (X^{*\prime}X^*)^{-1}\right]^{-1}(\widehat{\beta}_{FE}-\widehat{\beta}_{RE}) \tag{4.11}$$

该检验统计量服从自由度为 K 的 χ^2 分布，其中 K 为不包含常数项的解释变量的个数。Hausman 设定检验同样可以对 SAR 模型和 SEM 模型做随机效应对固定效应的检验，以面板 SAR 模型为例，较普通面板多了解释变量 Wy，那么式（4.11）中方括号中的表达式应该翻转过来，同样可以得到一个检验统计量，服从自由度为 $K+1$ 的 χ^2 分布。如果原假设被拒绝，那么我们拒绝随机效应模型，倾向于接受固定效应模型。

值得一提的是，李龙飞和虞吉海（2012）正式地推导了用于一般空间面板数据模型的 Hausman 检验，在现有的文献中它嵌套了不同的空间面板数据模型。此外，当使用 IV 方法而不是 MLE 方法来估计固定效应和随机效应模型时，穆特尔（Mutl）和法菲玛（2011）推导了空间计量模型的 Hausman 检验的方法。

4.3.2.2　空间面板数据下的 LM 检验

为了检验横截面数据中的空间相关性，伯里奇（1980）和安瑟林（1988）构造了一系列针对空间滞后因变量和空间误差自相关的 LM 检验方法，安瑟林等（1996）提出了稳健的 LM 检验。对于面板数据下的空间交互效应检验，安瑟林等（2006）提供了如下 LM 检验统计量，

$$LM-lag=\frac{[\hat{e}'\ (I_T\otimes W)\ y/\hat{\sigma}^2]^2}{J}$$

$$LM-error=\frac{[\hat{e}'\ (I_T\otimes W)\ \hat{e}/\hat{\sigma}^2]^2}{TT_W}$$

$$J=\frac{1}{\hat{\sigma}^2}[((I_T\otimes W)\ X\hat{\beta})('M(I_T\otimes W)X\hat{\beta})+TT_W\hat{\sigma}^2]$$

$$M=I_{NT}-X(X'X)^{-1}X'$$

$$T_W=trace(WW+W'W) \tag{4.12}$$

其中是没有任何空间或时间效应的混合回归模型的残差值，或者是有空间和（或）时间固定效应的面板数据模型的残差值。

类似的，埃尔霍斯特（2010b）给出了空间面板回归模型下的这些 LM 检验的稳健形式，

$$LM-lag=\frac{[\hat{e}'(I_T\otimes W)y/\hat{\sigma}^2-\hat{e}'(I_T\otimes W)\hat{e}'/\hat{\sigma}^2]^2}{J-TT_W}$$

$$LM-error=\frac{[\hat{e}'(I_T\otimes W)\hat{e}/\hat{\sigma}^2-(TT_W/J)\hat{e}'(I_T\otimes W)y/\hat{\sigma}^2]^2}{TT_W(1-TT_W/J)} \tag{4.13}$$

用于具有空间固定效应的空间面板数据模型的这些检验的数学推导可参考迪巴兹（Debarsy）和尔特（Ertur，2010）。

4.3.2.3 空间面板数据下的 LR 检验

需要指出的是，用 LM 检验来选择模型，横截面数据模型或是面板数据模型，具有一定的局限性。这些 LM 检验通常被用于在空间滞后模型和空间误差模型之间比较，如果基于（稳健的）LM 检验拒绝了非空间的模型而支持用 SAR 或 SEM 模型，则采用这两种模型或是其他相对复杂的某一类模型（空间混合模型、空间德宾模型或广义嵌套空间模型等）的哪一种我们需要特别小心。勒沙杰和佩斯（2009）建议首选 SDM 模型，原因可以从两个方面来解释。首先，可以使用通过估计 SDM 模型的参数所获得的结果来检验 SDM 能否简化成 SAR，SEM，或者 OLS 模型；其次，通过比较各类误设模型导致的系数估计和统计推断结果我们可以发现使用 SDM 的潜在优点。具体来讲，（1）如果真正的数据生成过程（data generating process，DGP）是 SEM 的话，使用 SAR、SAC 和 SDM 模型然能得到无偏的、但无效的系数估计；（2）如果 DGP 是 SAR 的话，SEM 模型会产生有偏的估计量，SAR、SAC 和 SDM 能得到无偏估计、无效的系数估计；（3）如果 DGP 是包含空间滞后因变量和空间滞后自变量的 SDM 模型时，由于 SEM、SAR、SAC 模型没有包含空间空间滞后自变量，这些模型会产生遗漏变量有偏，SEM 模型因为没有考虑空间滞后因变量这项还会产生额外的偏误；（4）如果 DGP 是

SAC 模型时，SAR 和 SDM 模型会得到无偏估计量，SEM 模型的系数则是有偏的。在上述四种可能情况下，SDM 模型是唯一得到无偏系数估计的模型。

简言之，要在 SAR，SEM，SDM 等空间模型之间进行比较，或是在单向固定效应或双向固定效应模型之间的比较等模型比较问题上，我们均宜应采用似然比（LR）检验。

4.4　空间面板德宾房价模型

传统的计量方法是建立在独立观测值假定的基础上，但现实中我国各个城市的房价存在差异的同时也在空间上有一定关联性，因此对于现实中各城市房价影响因素的研究，我们引入空间计量方法。类似于第 3 章的思路，采取一般到具体的空间计量模可以型方法，此外，将此模型纳入面板数据的范畴，即我们设定了一种无约束的空间面板德宾房价模型，这个模型既包括了因变量（房价）也包括了所有解释变量的空间滞后项。具体地，我们设定模型如下：

$$Y_{nt}=\rho W_n Y_{nt}+X_{nt}\beta+\theta W_n X_{nt}+\alpha+\mu_n+\upsilon_t+\varepsilon_{nt},\ n=1,\ \cdots,\ N;\ t=1,\ \cdots,\ T \tag{4.14}$$

其中，Y_{nt}是 $nt\times1$ 维被解释变量，X_{nt}是 $nt\times k$ 维解释变量，ε_{nt}为服从均值为 0、方差 σ^2 的独立同分布随机误差向量。μ_n 为 $n\times1$ 维城市固定效应列向量；υ_t 为 $t\times1$ 维时间固定效应列向量。α，β 和 θ 是我们需要估计的参数。ρ 是空间滞后参数，它的系数符号及显著与否将直接反映本书所研究的不同城市房价是否存在空间相互影响。若 ρ 为正，表明房价分布存在正向的相互作用；否则，为反向的相互作用。W 是 $nt\times nt$ 维空间权重矩阵，设置如下，

$$W=\begin{bmatrix}\widehat{W}_{2002} & 0 & 0\\ 0 & \ddots & 0\\ 0 & 0 & \widehat{W}_{2010}\end{bmatrix} \tag{4.15}$$

矩阵中的元素用以反映经济体（如城市）之间的空间相关度，其中，$\hat{W}_{2002}$到 $\hat{W}_{2002}$是 9 个 35×35 的分块矩阵空间权重矩阵。由于 35 个大中城市在地理空间上的相对位置保持不变，因此各分块 $\hat{W}_{2002}=\cdots=\hat{W}_{2010}$。

在实证分析时，采用 MLE 方法估计空间面板德宾房价模型，通过 LR 检验来判断 SDM 模型是否可以简化成 SAR 模型（如果 $\theta=0$），SEM 模型（如果 $\rho=-\theta\beta$），同样，通过 LR 检验来判断城市固定效应抑或是时间个体效应联合显著。最后，通过适用于空间面板数据的 Hausman 检验方法（Lee and Yu，2012）来检验固定效应还是随机效应模型合适。

由于 MLE 方法只能处理因滞后因变量造成的内生性问题，不能处理由其他自变量产生的内生性问题，因此，在本章的实证分析部分，我们将采用工具变量的分析方法来检验和处理潜在的由自变量产生的内生性问题。同时，我们也尝试设置不同的空间权重矩阵来检验实证结果的稳健性。

4.5 数据介绍

本书利用我国 35 个大中城市 2002～2010 年样本观测个数为 315 的面板数据。被解释变量（HOUSING）为 35 个大中城市历年的房屋销售价格的对数。房价数据来源于 2003～2011 年《中国统计年鉴》。解释变量分为本书重点关注的财政分权、公共服务变量和其他控制变量两组。除非特别说明，所有解释变量数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

财政分权变量（DECENTRAL）：财政分权是中央赋予地方政府一定的税收和支出权限，表示地方政府财政自主程度。实证分析对财政分权存在多种定义，张晏、龚六堂（2006）认为各省预算内本级财政支出与中央预算内本级财政支出的比值可以作为对事实分权的一种衡量。结合研究目的和城市层面数据可得性，本书以市本级支出除以市小计来衡量城市财政分权程度。比例越高的地方，分权程度越高。这两个数据来自历年的《中国地市县财政统计资料》。

城市公共服务方面的解释变量为：

（1）教育（COLLEGE）：表示高等院校和普通中学的师生比率，反映当地的教育资源丰裕程度。教育是居民购房的重要考虑因素之一，更丰裕的教育资源对本身和子女的长远发展都有帮助，附带更优质教育享有权的房屋需求也更高。因此预测 COLLEGE 回归系数为正。

（2）医疗（BED）：人均医院卫生院床位数的对数值，反映当地医疗条件。更好的医疗条件提升居民的健康保障、生活质量，使当地房产实际价值更高。回归系数预测为正。

（3）交通（TRANSPORT）：年度客运总量的对数值，衡量该城市交通运输方面的发达便利程度。居民在具有更发达的交通系统的城市居住出行、工作、活动更方便，因此这样的城市住房需求大，预测其回归系数为正。

（4）环保（ENVIRONMENT）：城市生活污水处理率。选取该指标来反映当地环境保护绩效和污染治理重视程度。在更好的环境居住增加愉悦感和健康度，故本书预测其回归系数为正。

（5）现代化条件（URBAN）：城镇化率，非农人口占年末总人口比例。严格意义上城镇化率的计算公式为城镇人口占总人口比例，其中的总人口不仅仅指户

籍人口，而是指常住人口，城镇人口也不完全等同于农业人口。但是由于我国城镇人口统计项目随城市和年份有所不同，笔者选用非农人口占比来近似替代。URBAN 更高的城市体现更高的现代化水平，而更符合多数居民的偏好，故预测回归系数为正。

其他控制变量有代表需求方收入约束、供给方成本、融资成本、经济结构与产业比重等影响房价的因素。具体为：

（1）收入约束（INCOME）：居民实际人均可支配收入的对数值，用以衡量各城市购房需求居民面临的收入约束，同时由于通常更发达的地区居民通常收入水平更高，该变量也可以反映当地经济发达程度。INCOME 值越高表示更高的购房支付能力和更发达的经济条件。本书预测其回归系数为正。

（2）供给成本（COST）：房屋建造成本的对数值，衡量房屋供给者的供给成本。利用 2003～2011 年《中国房地产年鉴》上 35 个大中城市每年房地产开发投资总额除以施工房屋总面积计算得出。由于单位土地购置价格数据获取上的局限性，这里的房屋成本没有包含土地价格，建造成本也是一个近似处理。更高的供给成本由于压缩利润空间最终往往通过更高售价的形式转嫁给消费者，因此本书预测其回归系数为负。

（3）借贷成本（RATE）：际利率水平，选取央行 5 年以上房屋抵押贷款基准利率做名义值，数据来源于中国人民银行网站，经 CPI 调整成实际值。其中名义利率一年中有变动的情况下，采取一年中的平均加权值作为当年名义利率。RATE 衡量房地产市场的借贷成本，更高意味着紧缩的市场环境，融资约束抑制购房和投资需求，本书预测其回归系数为负。

（4）工业结构（INDUSTRY3）：第三产业产值占当地 GDP 的比重，反映了当地的经济结构。并且因为第三产业中绝大部分为服务业，该变量还可反映城市民间服务水平。经济结构上通常第三产业发达的地区更容易提供就业和利于信息的传播，会吸引更多的居民来到这个城市居住；同时更高水平的民间服务给居住附加效用。因此需求和房价随之上涨，预测其回归系数为正。文章所用变量的描述性统计量见表 4－1。

表 4－1　　变量描述性统计

变量	变量含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
HOUSING	房价的对数	元/平方米	8.139	0.486	7.275	9.704
解释变量						
财政分权 DECENTRAL	市本级支出/市小计支出	1	0.506	0.182	0.144	0.988
城市公共服务						

续表

变量	变量含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
COLLEGE	高等院校师生比	1	0.064	0.012	0.037	0.135
BED	人均医院卫生院床位数的对数	张/万人	3.783	0.343	1.310	4.844
TRANSPORT	年客运总量的对数	万人	9.394	0.912	7.671	11.96
ENVIRONMENT	城市生活污水处理率	1	0.624	0.208	0.060	0.992
URBAN	城镇化率	1	0.546	0.168	0.232	1.000
其他控制变量						
INCOME	人均可支配收入的对数	元/人	9.447	0.359	8.755	10.318
COST	房屋建造成本的对数	元/平方米	6.873	0.303	6.159	7.862
RATE	5年期贷款利率	1	0.068	0.010	0.057	0.099
INDUSTRY3	第三产业GDP占比	1	0.484	0.075	0.285	0.755

4.6 实证结果

4.6.1 基本结果

表4-2第1列给出了基于距离倒数构建的空间矩阵（W_1）的空间模型主要结果。SDM模型与SAR模型（零假设$\theta=0$下$p>0.10$）、SAR模型与SEM模型（$p<0.01$）的似然比检验结果表明我们应该选用空间滞后模型。进而豪斯曼检验结果及固定效应的LR检验结果显示加入双向固定效应的空间滞后模型为最终的理想模型。

空间滞后模型的回归结果表明房价之间存在空间上正的相关性，空间滞后参数ρ为正且在1%的显著水平下显著。说明一个地区房价变化与周边地区房价变化的总影响方向一致。房价容易受到周边地区房价上涨的影响而随之上涨。具体地，我们可以发现周边城市房价水平提高1%，本市房价将提高约0.457%。这种空间上的关联性使得我国城市房价上涨过程中出现的“连锁效应”和“聚集效应”得到了解释，因此在研究房价影响因素中把空间相关性考虑进来可以减少结果的偏差。这种正的相关性主要来自于各城市居民、地方政府等参与者的策略行为，比如房价上涨导致居民的迁移行为，地方政府为吸引人才和资本的城市优化行为以及投资者的投机行为。

表4-2　　计量回归结果（因变量：住宅价格的对数值）

	SAR面板模型（空间权重矩阵W_1基于距离倒数）	SAR面板模型（空间权重矩阵W_2基于距离平方的倒数）
ρ（空间滞后参数）	0.457***（3.76）	0.250***（4.26）
DECENTRAL（财政分权）	0.326*（1.84）	0.178*（1.71）
城市公共服务		
COLLEGE（教育）	3.962***（4.35）	3.845***（4.27）
BED（医疗）	0.176***（3.81）	0.178***（3.89）
TRANSPORT（交通）	0.047***（3.31）	0.046***（3.26）
ENVIRONMENT（环境）	0.140**（2.37）	0.139**（2.38）
URBAN（城市化）	0.363***（3.83）	0.343***（3.65）
其他控制变量		
INCOME（需求收入）	0.772***（12.80）	0.728***（11.46）
COST（供给成本）	0.143***（3.70）	0.142***（3.72）
RATE（融资成本）	-11.146**（2.29）	-12.293**（2.55）
INDUSTRY3（经济结构）	0.023（0.15）	-0.006（0.04）
常数项	-4.866***（5.00）	-2.730***（4.28）
观测值	315	315
N（城市）	35	35
T（年份）	9	9
城市固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
LR检验（SDM对SAR）	[0.2301]	[0.2181]
LR检验（SAR对SEM）	[0.0009]	[0.0045]
Hausman检验（固定对随机效应）	[0.0342]	[0.0022]
LR检验（城市固定效应）	[0.0000]	[0.0000]
LR检验（时间固定效应）	[0.0951]	[0.0984]

注：***、**、*表示1%、5%、10%的显著性；圆括号内值为t绝对值；方括号内值为p值。

4.6.1.1　财政分权程度与城市房价

财政分权对房价的影响在10%的统计水平上显著为正，表明在财政分权程度的提高能够引起房价上涨。在第二种模型设置中，财政分权对房价的影响下降，但是仍然对房价产生正向影响。自1994年分税制改革以来，地方政府发展经济的积极性被充分地调动起来，使得地方政府之间的经济实力和财政实力大大增强，改善了经济资源的配置效率，促进了中国经济的快速增长，地方政府之间

形成了“为增长而竞争”的局面。但分税制改革对地方政府的激励作用产生了一定程度的扭曲，通过影响地方政府竞争行为，对全国层面的房价产生了正向的显著影响。

4.6.1.2 城市公共服务与城市房价

平均总效应的计算结果表明，一个城市的房价水平与公共服务显著相关，并且各条件变量都普遍与之呈正相关。代表城市教育（COLLEGE）、医疗（BED）、交通（TRANSPORT）、环境治理（ENVIRONMENT）、现代化（URBAN）以及年均气温（TEMPERATURE）的变量都在5%水平下显著且系数为正。相对来讲更高质量的城市条件可以为居民带来更高的城市生活质量，所以房价也相应更高。在社会服务方面，一个城市如果能提供更好的教育资源、医疗条件、交通便利、环境治理等社会服务，能够显著提高居民购买房屋后的实际消费效用，因为这些社会服务都是与日常生活息息相关，所以该城市房屋所具有的内在价值也更高，最终这种高效用价值就会包含在房价中被反映出来，这也是市场经济的正常竞争结果。这样的结果说明城市社会服务水平的提高更可能支撑房价上涨或维持高水平：其中一个作用机制就是宜居环境条件更好的城市会吸引更多的居民来到这座城市学习、工作、生活、定居，城市房屋的需求显著上升，而我国住房需求拉动作用较强，同时伴随着这部分实际的刚性需求上升的还有投资者理性预期下的投机性需求的上浮，房价上涨。城市的现代化水平对房价的作用也是显著为正，说明现代文明更发达的地区更符合现代多数人的选择偏好，因为在城市化水平更高的地区居民可能获得工作、学习、生活、发展等更多的机会和便利，所以房价可能更高。总之，城市公共服务与房价显著正相关。

4.6.1.3 其他控制变量与城市房价

居民人均可支配收入（INCOME）与房价呈正相关，这与本书的预测相符，并且都通过了1%的显著性水平检验，说明我国房价水平与居民收入水平相关性较大。人均可支配收入上升后，由于房屋对绝大部分人来说都是正常品，因此收入上升导致房屋的需求提高，而由于受到土地的限制房屋的供给弹性一般小于需求的供给弹性，所引致的供给增加赶不上需求本身增加速度，这样就直接导致了房价的上升。房屋建造成本（COST）也都是在1%的显著性水平下显著且回归系数为正，建造成本的上升会压缩房地产开发商的利润空间，因此他们会通过提高商品房销售价格的方式转嫁成本的上升。因此人均可支配收入的变动对房价的影响更大，我国房价上升是需求拉动作用为主，超过成本推动的作用。利率（RATE）对房价有负的影响，且系数在5%水平下显著。利率对住房需求和房产投资都起到了抑制作用，对房地产市场是紧缩的信号，因此使得房价趋于下降。

第三产业占比（INDUSTRY3）在模型中系数不显著，所以可认为房价和经济结构以及民间服务水平相关性不大，比起民间服务水平房价更显著依赖的是社会服务水平等。

4.6.2　稳健性检验

本节我们对表4－2第1列的结果做两类稳健性检验。首先，鉴于权重矩阵不需要估计，它的设置具有一定的随意性。为此我们设置一种新的权重矩阵（W_2），矩阵中的元素为两两城市间距离的平方的倒数，用此新的矩阵来检查表2第1列结果的稳健性。总的来讲，我们可以发现，第二列基于新的矩阵得到的空间分析结果跟第一列的计量结果是一致的，显示之前结果的稳健性。主要体现在：（1）似然比检验表明理想的模型仍然是SAR模型；（2）城市房价呈现出显著的空间关联性（空间自相关系数统计显著且为正）；（3）基于新的空间权重矩阵，我们同样发现城市宜居条件显著影响城市房价。此外，我们也尝试设置一个随机生成的空间“荒谬矩阵”（absurd matrix）来检验我们上述分析得到的空间计量结果是否只是个统计（程序）现象。检验结果显示，无论Moran I检验还是（稳健的）LM检验，对应的检验统计量p值都远超过5%，所以，基于随机荒谬矩阵的分析，我们发现空间互动效应不存在。这个结果表明我们的实证结果不是统计现象。

4.6.3　内生性检验

对于上述的空间实证分析，也可能存在一些潜在的内生问题。例如，更好的城市宜居条件可能导致更高的房价；但另一方面，更高的房价也可能给地方政府提供了更多的收入，可以通过提高社会服务水平等方式改善城市宜居条件；又比如，一方面，建造成本的上升可能抑制房价的上升；但同时，也可能是房价的上升导致下游产业提供商的提价进而抬高了建造成本。如果上述的假定成立的话，本书的模型就存在着内生性问题，进而导致上述计量估计有偏性和非一致性。对于内生性问题通常采用工具变量法来进行处理。

本书参考凯利健和普鲁哈（1998，2010）和阿雷兹等（2010）的思路，分别采用两组工具变量进行IV分析，结果见表4－3。从表中可以看出，对于第一组工具变量（W_1X）满足工具变量的相关性，但不满足工具变量的外生性条件，表明模型是识别不足（或无法识别）的；第二组工具变量（W_1X，W_1^2X）也满足工具变量的相关性，但不满足外生性条件，同样表明模型是无法识别的。因此，基于这两组工具变量的工具变量分析不具有参考意义，在此不报告*IV*分析结果。

本书对于空间矩阵 W_1 的计量分析就保持表 4 - 2 的分析。同样，基于两种矩阵（W_1，W_2）创建的工具变量在分析检验中都是无法识别的，所以模型可能存在的潜在内生性问题暂未能解决。

表 4 - 3　　基于空间权重矩阵（W_1，W_2）的 IV 检验结果

	基于空间权重矩阵（W_1）		基于空间权重矩阵（W_2）	
	第一组工具变量（W_1X）	第二组工具变量（W_1X，W_1^2X）	第一组工具变量（W_1X）	第二组工具变量（W_1X，W_1^2X）
第一阶段 F 检验	38.26	50.95	28.62	34.67
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0024]	[0.0000]
Anderson canonical correlation LR（识别不足）检验	2.216	122.768	2.578	92.725
	[0.6427]	[0.0000]	[0.1077]	[0.0000]
Sargan over-identification（过度识别）检验		22.857		27.881
		[0.0113]		[0.0019]

注：a. 第一组工具变量与潜在内生变量数目相等，因此只报告 Anderson canonical correlation LR（识别不足）检验；第二组工具变量数目大于潜在内生变量的数目，因而同时报告 Sargan 过度识别检验；b. 方括号内为 p 值。

4.7　结论及政策启示

房价的增长不仅受经济基本面和供求的影响，而且在很大程度上也受本地公共服务和邻近地区所提供的公共服务的影响。因此，对中国房价上涨的研究，必须从空间溢出视角对包括财政分权指标和公共服务指标在内的影响因素进行全面衡量。

第一，本书使用探索性空间数据分析工具研究了 2002 ~ 2010 年 35 个大中城市房价的空间分布格局与特征。结果显示，一方面，存在着全域范围内的正的空间自相关性；另一方面，从地区局域相关的角度看，房价与临近城市房价呈显著正相关的城市数也在不断增加。然后，本书使用空间计量的分析方法考察了城市房价的主要影响因素，并着重研究财政分权和城市公共服务对房价的影响。相比传统的计量模型，本书使用的空间双向滞后回归模型更适用城市数据特征，得到的实证结果也更为稳健可靠，显示出来基本面板数据模型所无法发现的结果：中国城市房价与周围城市房价的随机冲击有着密切的关联，而且影响一个城市房价的其他因素还对周围城市的房价上涨具有扩散效应，我们称之为间接的空间溢出效应。总之，从这种直接与间接空间溢出效应的角度看，进入 21 世纪以来，城市间的空间溢出效应在中国城市房价上涨中起到了不可忽视的作用。

总结本书的研究结果如下：第一，房价水平存在空间上显著的正相关性，并且空间依赖性在一定程度上起到决定住房价格的作用。房价在空间传导上存在同向的“连锁效应”，甚至导致空间分布上的一些“聚集效应”。在全国范围来说，由于各地区城市发展的不平衡，城市条件有明显的地域差别，比如中西部城市条件普遍落后于远东部沿海发达城市，因此房价的高低聚集区区分明显且差距悬殊。这对政府调节我国房价过高，尤其是房价局部区域过热问题有着深刻政策含义。应将城市间的空间相关性纳入到房价政策制定过程中，采取更为有效的区域政策组合针对最具辐射影响力的一线重点城市进行房地产市场价格调控，这样既可有效地平抑整个区域房地产价格的上涨，同时有助于控制全国房地产市场的波动，进而使房价维持在一个相对合理的区间范围之内。在必要的条件下，也可以给予地方相关管理部门更多的房地产调控政策自主权，充分考虑其区域效应，允许不同城市的政策方案存在较大的差别。

第二，空间计量的回归结果还表明，传统房地产竞争模型仍适用于对房价上涨的解释。从需求和供给层面来说，人均可支配收入和房屋建造成本都与房价显著正相关。一方面，随着居民支付能力的提高，居民对住房数量和质量的需求都有所提高，这直接推动了房价的上涨。房价的收入弹性相对更大，这反映我国住房市场的实际情况：由于人口数量大，城市化进程加快，因此住房需求尤其是城市住房需求往往是刚性的；同时购买力提高下居民投资意愿加强，住房投机性需求也上升，尤其是在其他投资渠道缺乏的情况下，结果是人均可支配收入增加支撑了房价的上涨。在各地房价水平不一致的背后，各地居民的人均可支配收入也差异较大，因此不能单纯比较各地的房价水平。另一方面，供给成本的上升也会使得房价上升，但是上升幅度不如需求影响大，整体上需求拉动对成本推动对我国房价的作用更大。因此，我国要治理高房价问题，更多应从需求角度入手，减少住房投机性需求。具体来说，在居民收入水平上升的背景下，引导居民理性投资，出台实业投资优惠政策，引导民间资本进入实体经济，帮助我国实体经济稳定发展；完善我国的金融体系和资本市场，拓宽居民的有效投资渠道。地区实际信贷融资成本对房价显著的负向影响。实际借贷利率高，抑制了房地产市场的消费和投资，从而遏制了房价的上涨，这表示政府利用货币政策来进行房价的调节有一定的可行性。利率市场化是改善我国整个货币政策调控房价效应的中心环节，要继续推进利率市场化，充分发挥利率渠道调控作用。

第三，当我们控制了基本面的影响后，我们发现环境、教育、医疗等城市公共服务对房价有着合乎理论预期和经济直观的显著影响。一般认为，地区的公共服务特征品质是一种正常商品或奢侈品，亦即对它们的需求会随着收入水平的提高而增加。相对于发达国家，我国城市居民的平均工资水平较低，因此，消费者

环境特征品质对城市工资和房价的影响可能不如国外强烈。但本书发现，城市公共服务已经成为影响房价的重要因素。更好的教育、医疗、交通和环境保障，更成熟的现代文明，更好的自然禀赋都增加了住房的实际价值，提高了城市的吸引力。表明房地产市场发展进程之中的区域性背离，其中一个重要原因在于各地区公共服务水平的失衡。因此，一个直接的政策启示是，调控不同区域房价的基础是建立更加公正、合理的社会保障机制。通过财政倾斜、政策扶持等方式提高欠发达地区的社会服务水平，加强公共服务投入，重新引导住房需求在地区间的合理均匀分配，通过疏导过热需求来平抑高房价，避免出现由公共服务差异造成“用脚投票”，进而推高局部地区房价的现象。

第四，本研究所关注的另一个重要问题是财政分权对房价的影响，我们控制了相关因素后进行的计量分析表明，房价与预算内财政分权确实存在着相关关系，分税制改革后我国公共服务的差异可能是房价呈现出跨时差异和地区差异的重要原因之一。财政分权指标系数在两种模型中均为正，且通过了10%的显著性检验，这进一步证明财政分权制度设计下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响。地方政府在分税制改革后拥有更加强烈的激励扩大具有软约束性质的预算外收入，从而引致房价的过快增长与高位行走。对我们的政策启示是改革财税体制，调整中央与地方间财政关系，努力使地方政府的财权、税权、事权三者相互匹配，使地方政府有足够的预算内收入对其支出负责；改革对地方官员的评价制度，不再以经济增长为中心，而将重点放在改善当地民生上，规避地方官员短视性的机会主义行为，降低地方政府的一次性投资冲动。

4.8 本章小结

本章基于2002～2010年我国35个大中城市的面板数据，运用空间滞后双向固定模型方法对城市住宅价格的空间关联性进行了实证研究。结果显示，我国城市房价存在显著的空间正相关性，空间依赖性在一定程度上决定了房价，并且这种空间交互作用还显著影响了邻近城市的住房价格。本章进一步分析了财政分权程度和城市公共服务对房价的影响。结果显示，财政分权下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响，并且由教育、医疗、交通、环保等社会服务以及现代化程度等因素所决定的城市公共服务与房价存在显著的正向联系，在房地产市场发展进程中区域性背离的一个重要原因在于各地区公共服务水平的失衡。

4.9　STATA 软件操作

/*空间面板模型 SAR、SEM、SAC、SDM、GS2SLS 估计程序*/

*1. Geographic distance

use "F:\housing.dta"

keep if year==2011

spmat idistance housewgt longitude latitude, id(index) dfunction(dhaversine)/*Use dhaversine when your coordinate variables are in degrees*/

use "F:\housing.dta",replace

tsset index year

xsmle HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3, fe model(sdm) wmat(housewgt) type(both,leeyu) norm(norm) hausman noeff /*SDM FE MODEL*/

* Hausman test alternative: estimates store sdm_fe ··· estimates store sdm_re... hausman

* estat ic

xsmle HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3, re model(sdm) wmat(housewgt) type(both,leeyu) norm(norm)/*SDM RE MODEL*/

xsmle HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3,wmat(housewgt)/*SAR MODEL*/

xsmle HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3,fe model(sem)emat(housewgt)/*SEM MODEL*/

xsmle HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3, fe model(sac) wmat(housewgt) emat(housewgt)/*SAC MODEL*/

*Obtain the log-likelihood value from each model and then calculate the LR test statistics

* Generalized Spatial Panel 2SLS Models

gs2slsarxt HOUSING DECENTRAL COLLEGE BED TRANSPORT ENVIORNMENT URBAN INCOME COST RATE INDUSTRY3,nc(35)wmfile(housewgt2)order(1)mfx(lin)

第5章　动态面板回归模型

——经济增长对碳排放强度的影响分析

本章介绍了较为复杂的一类空间计量模型——动态面板空间模型（dynamic spatial panel data model），这类模型拓展了静态面板空间模型的特征并包括以下一个或多个变量和/或误差项：被解释变量在时间和/或空间上的滞后项、解释变量在时间和/或空间上的滞后项、误差序列自相关、误差空间自相关、特定的时间和/或空间效应。本章就上述模型设定、估计方法、模型的平稳性问题和模型推断进行了总结。本章的另外一个内容则是通过选取国30个省、直辖市和自治区的面板数据并结合合适的动态空间面板计量模型研究了本地经济增长对碳排放强度区域差异的影响。本章最后部分给出了动态空间面板模型估计结果所使用的STATA程序。

5.1　引　　言

以1978年改革开放为开端，中国经济的高速增长已延续了34年，虽然持续增长动力充沛，但也面临着日益严峻的能源与环境压力。党的十八大报告首次把三大发展理念“推进绿色发展、循环发展、低碳发展”写入党代会报告，凸显解决发展与能源、环境之间矛盾的紧迫性。作为国际上碳排放总量和增量都是最大的国家，中国碳减排的国际压力很大，而对于处在经济成长期的我国来讲，降低工业二氧化碳排放强度是实现碳减排目标的有效途径。根据我们的测算，中国碳排放强度分布表现出极大的区域不平衡性。1998～2010年间，中国平均碳强度最低的六个省（广东、海南、福建、北京、广西、浙江）的碳强度分别为1.111、1.152、1.161、1.345、1.539、1.581吨/亿元；而平均碳强度最高的六个省（甘肃、青海、内蒙古、宁夏、贵州、山西）的碳强度分别为5.333、5.363、5.651、6.646、7.062、10.341吨/亿元。并且，中国省际碳排放强度还表现出从东部沿海向中西部地区逐渐激增的空间分布特征。那么省际间碳排放强度差异是由哪些因素决定的？分省的碳排放强度是否具有空间相关性？西部地区在努力缩小同东

部发达地区的经济差异的过程中，其碳排放强度差异是在提高还是降低？对这些问题的研究，对于中国有针对性地制定并实施科学、合理的区域减排政策，充分考虑我国不同地区的碳排放体征和区域差异，实现碳排放空间的公平分配至关重要。

已有关于二氧化碳排放强度的研究主要集中在两个方面。一是基于随着格罗斯曼（Grossman）和克鲁格（Krueger，1991）、帕纳约托（Panayotou）（1993）、史马兰奇等（Schmalensee et al.，1998）、弗里德尔（Friedl）和格士纳（Getzner，2003）、蔡昉（2008）、林伯强和蒋竺钧（2009）等提出的环境库茨涅茨曲线（EKC）检验污染物的排放总量与人均收入的长期关系的实证研究。鉴于二氧化碳这一最重要的温室气体已经成为全球气候变化的主要推动因素，近年来，有关EKC理论的文献从一般的对环境产生污染的排放物的研究，扩展到二氧化碳的排放研究。罗伯茨（Roberts）和格姆兰斯（Grimes，1997）和贡斯坦蒂尼（Costantini）和阿比亚（Arbia，2006）修正了EKC模型，研究了全球不同收入国家碳排放强度的变化轨迹和影响因子。但经典的EKC模型没有考虑经济增长以外的其他因素对污染排放的影响，从而难以全面解释碳排放机制。另外，EKC假说忽略了时间和空间相关性，不考虑相邻地区的碳排放对本地区的潜在影响。达斯古普塔等（Dasgupta et al.，2002），丁道（Dinda，2004）和斯特恩（Stern，2004）批判性地综述了EKC研究，认为现有的经验证据是不稳健的，并不能很好地支持这一假说，促进减排需要考虑更多的影响因素和政策。

近几年利用分地区数据来研究中国的碳排放强度问题的文献开始增多。陈诗一（2011）对改革开放以来中国工业两位数行业二氧化碳排放强度变化的主要原因进行分解，发现能源强度降低或者能源生产率的提高，是二氧化碳排放强度波动性下降的主要且直接的决定因素，能源结构和工业结构调整也有利于碳排放强度降低。虞义华等（2011）利用29个省市自治区1995～2007年的面板数据，研究了中国各地区碳排放强度的空间相关性，然而模型仅含两个自变量，即经济规模和经济结构变量，无法全面解释中国区域碳排放强度的变化。曾贤刚和庞含霜（2009），岳超等（2010），杜官印等（2010），赵云泰等（2011），刘华军和赵浩（2012）等采用不同定量方法，均发现二氧化碳排放强度在地区分布上呈现明显的非均衡特征。范定祥和刘会洪（2012）进一步分析了碳排放强度的行业分布。

但是，国内外研究文献中缺乏对中国不同地区人均GDP差异的变化趋势与这些地区碳排放强度差异的变化趋势之间的关系研究，关于经济增长对碳排放强度的影响研究还缺少确定性的结论。如果忽略了经济发展、碳排放强度客观存在的空间依赖，容易导致模型设定出现偏误，使得研究结论解释力不足。因此，在这篇文章里，我们试图利用近年来新发展起来的动态空间面板数据回归方法，重点讨论碳排放强度的空间相关特征以及中国地区经济增长对碳排放强度差异产生

的溢出效应，为我国实现2020年碳排放强度比2005年下降10%到45%的减排目标提供科学的理论依据和数据支持。

本章结构如下：5.2节介绍中国二氧化碳排放强度的分布特征。在接下来的5.3～5.6节交代空间计量模型设定、所需的数据及数据来源。5.7节报告实证结果，讨论经济发展水平、产业结构、科技投入等因素与碳排放强度之间的关系。5.8节总结全文并提出降低中国的整体碳排放强度相关政策建议。

5.2 中国省际碳排放强度分布特征

中国各省碳排放强度在1998～2010年间的变化情况见图5－1所示。



图5－1 1998～2010年省际二氧化碳排放强度分布

资料来源：国家统计局：《中国统计年鉴2014》，中国统计出版社2014年版。

从图5－1中我们可以直观地看出，中国二氧化碳排放强度地区分布呈现显著的非均衡特征，总体表现出东低西高的特征，其变化在不同时期有所不同。东部地区二氧化碳排放强度较小，西部地区的二氧化碳排放强度则普遍高于中部和东部地区。此外，二氧化碳排放强度在不同省份之间存在较大差异。1998～2002年，碳排放强度较低的省份有四川、海南、福建、广东、浙江、广西；处于中间的省份有江苏、上海、北京、江西、湖南、山东、河南、湖北、安徽、天津、重庆、山西、新疆、宁夏、河北；较高的省份有云南、黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、甘肃。1998～2002年，年均碳排放强度最高的4个省份（市、区）是山西、贵州、甘肃和内蒙古；年均碳排放强度最低的四个省份（市、区）是海南、四川、广东和北京。从全国来看，1998～2002年、2003～2007年这两个时间段碳排放下降幅度不大，但是从2008年开始全国的碳排放有较大程度的下降，说明中国工业的二氧化碳减排这十年来还是卓有成效的，中国的工业化事实上正处于

低碳化进程之中。

从碳排放强度的变化趋势来看，表现出了一定的空间集聚和相关的特征。北京、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南因为初始排放量不高，所以降幅不大。东部地区的排放一直低于中部地区和西部地区。中部地区省份中的湖南、四川、重庆、江西、山东、河南的碳强度位于中间位置。云南、安徽、湖北、山西、黑龙江、吉林、辽宁没有明显的下降。新疆的碳强度一直较高，下降趋势不明显，十几年来降幅有限。上海、江苏的碳排放强度下降幅度最大，降幅超过了50%。山西的碳排放强度下降幅度也很大，但由于基数太高，下降后仍是全国碳强度最高的省份，贵州、内蒙古、宁夏的下降幅度不大。东部省份内部碳排放强度的差异在逐渐缩小，呈现出了低能耗强度省份的集聚。虽然西部省份内部的碳排放强度差异仍比较大，但部分与东部距离相对较近的省份，碳排放强度有向东部靠拢的趋势，而离东部较远的省份，该趋势并不明显。中西部地区高耗能产业比重远远高于东部地区，是导致中西部地区碳强度远远高于东部地区的重要原因。

5.3　理论框架

根据约翰（Johan）等（2002），碳排放量的基本公式为：

$$C = E_i C_i = E_i \frac{E_i}{E} \frac{C_i}{E_i} \frac{E}{GDP} \frac{GDP}{P} P \tag{5.1}$$

其中，C 为碳排放量，C_i 为 i 种能源的碳排放量；E 为一次能源的消费量；E_i 为 i 种能源的消费量；GDP 为国内生产总值，P 为人口。参照徐国泉等（2006），上式可以分解为能源结构因素（E_i/E）；各类能源排放强度（C_i/Ei）；能源效率因素（E/GDP）；经济发展因素（GDP/P），人口因素（P）。

能源结构因素（E_i/E）：即 i 种能源在一次能源消费中的份额，不仅受到经济系统的影响，包括经济总量（GDP）、产业结构（$SEC2$），还受到节能政策的影响（范德成等，2012）。电力工业能耗占全国三分之一，二氧化硫排放占全国一半。小火电产生的二氧化硫和烟尘占整个电力工业三分之一和一半。关停能耗高、污染重的小火电，是政府“十一五”期间节能减排的重大举措，发改委的数据显示，从 2007 年初国务院下发《关于加快关停小火电机组若干意见的通知》，到 2011 年 6 月，全国已累计关停小火电机组 7700 万千瓦。

各类能源排放强度（C_i/Ei）：科尔等（Cole et al.，2003）首次指出，一国技术水平与能源排放强度（C_i/Ei）内在关联，先进的节能手段、开发清洁能源和高效经营运转的能力可以降低单位产出的能量消耗。而在开放经济条件下，一国的技术进步既依赖于本国自主创新的 R&D 投入，也受益于国际技术溢出。目

前关于中国国际技术溢出的研究主要集中于外商直接投资与国际贸易两个渠道，为了简化研究，本书选择外商直接投资（FDI）渠道为国际技术溢出主要来源。

能源效率（E/GDP）：据国际能源署数据，中国2010年消耗了相当于22亿5000万吨石油的油当量能源（一次能源），成为全球最大能源消耗国，中国工业能源消耗占社会总能源消耗的70%，中国重工业能耗约占中国总能源消耗的56%（钢铁、水泥、玻璃、铝等六大高耗能行业为各行业单位增加值能耗最大的），那么衡量能源效率E/GDP时可以用重工业比重（*SEC*2）来表示。整理后可得到计量方程：

$$Intensity = \frac{C}{GDP} = f\left(PGDP,\ SEC2,\ \frac{RD}{GDP},\ \frac{FDI}{GDP},\ P,\ YR07\right) \tag{5.2}$$

上式实际上衡量了影响碳强度的多个因素，它依赖于能源消耗、收入、贸易开放度、自主创新、国际技术溢出、技术转化、环境政策等因素的综合影响。碳排放强度是将碳排放总量除以GDP，反映了一个国家（地区）经济发展与碳排放之间的强度关系，即每创造一个单位的社会财富的碳排放数量。一是直接反映经济发展与碳排放的相关程度。二是间接反映产业结构状况、技术水平、能源消费构成和利用效率等多方面内容。从影响单位GDP能耗的因素可以看到，单位GDP能耗的大小也或多或少地间接反映了这些方面的内容。

5.4 空间动态面板模型简介

过去的十年间，越来越多的空间计量经济学文献讨论空间动态面板模型的设定和估计。原因就在于空间横截面单方程模型在相当长时间里处于主导地位，并已扩展到了空间面板数据模型。比较理想的情况应该是，一个动态模型应该处理：（1）每个空间个体的观测值在时间上序列相关性；（2）每个时间点上的空间单元之间空间依赖性；（3）观测不到的空间效应和（或）时期效应；（4）一个或多个回归子的内生性。第一个问题已经在时间序列计量经济学里面得到了详尽的阐述（Hamilton，1994；Enders，1995；Hendry，1995），第二个问题已经在空间计量经济学文献中有所讨论（Anselin，1988；Anselin etal.，2008；LeSage and Pace，2009），最后两个问题属于面板数据计量经济学（Hsiao，2003；Arrelano，2003；Baltagi，2005）。

5.4.1 空间和时间上的广义动态模型

安瑟林（2003）对面板数据的动态空间计量模型进行了系统的分类，总结了

如下四种动态空间计量模型：

（1）纯空间迭代型（pure space-recursive），即被解释变量的前期的空间因素的影响一直持续到当期，此时只包含空间滞后项：

$$Y_{it} = \gamma[WY_{t-1}]_i + f(x) + \varepsilon_{it} \tag{5.3}$$

（2）时间－空间迭代型（time-space recursive），即被解释变量的前期值和前期的空间因素对当期都有影响，此时同时包含空间和时间滞后项：

$$Y_{it} = \gamma[WY_{t-1}]_i + \theta Y_{it-1} + f(x) + \varepsilon_{it} \tag{5.4}$$

（3）时间－空间即时型（time-space simultaneous），即同时包含时间滞后项和空间因素即时项：

$$Y_{it} = \rho[WY_{t-1}]_i + \theta Y_{it-1} + f(x) + \varepsilon_{it} \tag{5.5}$$

（4）时间－空间动态型（time-space dynamic），即被解释变量的所有形式都包含：

$$Y_{it} = \rho[WY_t]_i + \gamma[WY_{t-1}]_i + \theta Y_{it-1} + f(x) + \varepsilon_{it} \tag{5.6}$$

将前面的模型进一步扩展，让模型同时包含个体效应和时间效应等因素，我们可以建立一个在时间和空间上的广义动态模型。当把时间 t 上的横截面观测值写成向量的形式时，这个最一般的模型是：

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \delta WY_t + \eta WY_{t-1} + X_t\beta_1 + WX_t\beta_2 + X_{t-1}\beta_3 + WX_{t-1}\beta_4 + Z_t\pi + \nu_t \tag{5.7a}$$

$$\nu_t = \rho\nu_{t-1} + \lambda W\nu_t + \mu + \xi_t\iota_N + \varepsilon_t \tag{5.7b}$$

$$\mu = \kappa W\mu + \zeta \tag{5.7c}$$

其中，Y_t 是一个时间向量，由时间 $t(t=1, \cdots, T)$ 上的样本中每个空间单位（$i=1, \cdots, N$）的因变量的一个观测值所构成；X_t 是 $N \times K$ 维外生解释变量矩阵，Z_t 为 $N \times L$ 维内生解释变量矩阵。$N \times 1$ 维列向量 υ_t 反映模型的误差项设定，假定它存在时序相关和空间相关；ρ 是序列相关系数，λ 是空间自相关系数。和式（5.7a）不一样的是，式（5.7b）中没有包含误差项的空间时间滞后项 $W\upsilon_{t-1}$，现有文献并不常见。$N \times 1$ 维的向量 $\mu = (\mu_1, \cdots, \mu_N)^T$ 包含了特定的空间效应 μ_i，且意味着它可以用来控制所有特定空间效应以及非时变变量，如果省略这些变量就会导致传统的横截面模型估计存在偏误（Baltagi，2005）。如果省略这些变量就会导致传统的时间序列模型估计存在偏误。类似地，$\xi_t(t=1, \cdots, T)$ 表示特定的时间效应，其中 ι_N 为元素值均为1的列向量，用来控制所有的特定时间效应以及不随空间单元变化而变化的变量，如果省略这些变量就会导致传统的时间序列模型估计存在偏误。这些特定的空间效应和时间效应可以看做固定效应或随机效应。除此之外，可以把这些空间固定效应假设为空间自相关的，空间自相关系数为 κ。最后，$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \cdots, \varepsilon_{Nt})^T$ 和 ζ 均为独立同分布扰动项向量，其元素均值为零且有限方差分别为 σ^2 和 σ_ζ^2。

应该指出的是，这个广义的动态模型可能无法识别，对实证研究者而言不可用。然而，如果将上述模型纳入一个框架中且对它们的相互关系进行证明，且取决于某一特定的实证研究目的，它将有助于帮助我们识别最可能合适的一个时空模型。

5.4.2 模型的平稳性

为了得到动态空间面板数据模型的平稳性，需要对模型的参数和空间权重矩阵做些限定。李龙飞（2004）认为，像式（5.7c）的横截面方程中，矩阵 $I_N - \kappa W$ 应该是非奇异的，矩阵 $(I_N - \kappa W)^{-1}$ 的特征根应该在单位元内。对于对称矩阵 W，只要 κ 在区间 $(1/\omega_{min}, 1/\omega_{max})$ 内，上述条件就可以满足，分别为的最小和最大实数特征根。如果 W 进行了行标准化处理，上述区间可写为 $(1/\omega_{min}, 1)$，因为经过行标化处理后的矩阵 W，其最大特征根为 1，有可能会出现复数根。如果行标准化之前是非对称的，就会出现复数特征根。最后，下面两个条件中之一必须得到满足：(i) 在对 W 进行行标准化之前，当 $N\to\infty$ 时，W 与 $(I_N - \kappa W)^{-1}$ 的行和及列和在绝对值上应该一致有界（Kelejian and Prucha，1998，1999）；(ii) 在对 W 进行行标准化之前，W 的行和或列和不能以等于或快于 N 的速度收敛于无穷大（Lee，2004）。

类似地，埃尔霍斯特（2008a）说明了在方程（5.8b）中，$\rho(I_N - \lambda W)^{-1}$ 的特征根应该落于单位圆内。因为该矩阵的最小，最大特征根分别为 $\rho/(1 - 1/\omega_{min})$ 和 $\rho/(1 - 1/\omega_{max})$，反之亦然，时间上的平稳性要求：

$$|\rho| < 1 - 1/\omega_{max} \quad (若\ \lambda \geq 0) \tag{5.8a}$$

$$|\rho| < 1 - 1/\omega_{min} \quad (若\ \lambda < 0) \tag{5.8b}$$

埃尔霍斯特（2001）推导出矩阵 $(\tau I_N + \eta W)(I_N - \lambda W)^{-1}$ 的特征根位于单位圆内的条件为：

$$\tau > 1 - (\eta + \delta)\omega_{max} \quad (若\ \eta + \delta \geq 0) \tag{5.9a}$$

$$\tau > 1 - (\eta + \delta)\omega_{min} \quad (若\ \eta + \delta < 0) \tag{5.9b}$$

$$-1 + (\eta - \delta)\omega_{max} < \tau \quad (若\ \delta - \eta \geq 0) \tag{5.9c}$$

$$-1 + (\eta - \delta)\omega_{min} < \tau \quad (若\ \delta - \eta < 0) \tag{5.9d}$$

如果模型是非平稳的，即参数估计值不能满足平稳性条件，李龙飞和虞吉海（2010a）建议模型（5.7a）中的每个变量用空间滞后值的利差代替，数学上等价于用矩阵 $I_N - W$ 去乘式（5.7a），式（5.9a）和式（5.9c）中的最大特征根 ω_{max} 将被空间权重矩阵 W 的第二大特征根 ω_{max-1} 代替。因为这些新的限制条件比原来的限制条件稍显宽松，所以空间一阶差分模型可能是平稳的。埃尔霍斯特等（2010a）的研究分别估计了一个水平动态空间面板数据模型和空间一阶差分面板

数据模型，结果发现第一个模型的因变量系数是非平稳的，第二个模型的因变量系数是平稳的。

总之，式（5.8）和式（5.9）中关于空间和时间参数的平稳性条件超越了时间序列模型中的 $|\tau|<1$ 以及空间模型中的 $1/\omega_{min}<\delta<1/\omega_{max}$。

在面板数据模型中，对矩阵 W 施加的平稳性条件由虞吉海等（2008）给出，对于 $\rho=\delta$，λ 的矩阵 $I_N-\rho W$ 应该是非奇异的，当 $N\to\infty$ 时，W 与 $(I_N-\rho w)^{-1}$ 的行和及列和在绝对值上应该一致有界。另外，$\sum_{h=1}|[(I_N-\delta W)^{-1}(\tau I_N+\eta W)^{-1}]^h|$ 也应该一致有界。用 $\omega_i(i=1,\cdots,N)$ 表示 W 的特征根，R_N 表示对应的标准化特征向量组成的 $N\times N$ 矩阵，上述条件可表示为 $\sum_{h=1}|(R_N D_N R_N^{-1})^h|$，$D_N$ 是主对角线元素为 $(\tau+\eta\omega_i)/(1-\delta\omega_i)(i=1,\cdots,N)$ 的对角矩阵。在横截面模型设定中，假设在对 W 进行行标准化之前，W 的行和或列和不能以等于或快于的速度收敛于无穷大，而在横截面模型设定中并没有明显提到过这种假设。这方面的一些研究开始关注等权重空间权重矩阵，所有非对角线元素定义为 $l/(N-l)$。李龙飞（2004），凯利健和普鲁哈（2002）和埃尔霍斯特（2010c）证明了在横截面模型设定中，这种矩阵或导致参数的非一致性估计，因为当 $N\to\infty$ 时，$(N-1)/N$ 收敛于1而不是0。而在面板数据模型设定中，只要不包括时期固定效应，就不会出现这种问题（Kelejian and Prucha，2002；Kelejian et al.，2006）。这种等权重矩阵从理论上有助于理解非平稳性条件，但在经验分析中，几乎没有这种矩阵。

5.4.3　动态非空间面板数据模型

对于没有空间效应和动态效应的静态面板数据模型来说，如果空间个体效应 μ 被当做固定效应，可用最小二乘虚拟变量估计法（LSDV）估计模型参数；如果空间个体效应 μ 被设定为随机效应，可用广义最小二乘法（GLS）估计模型参数（Hsiao，2003；Baltagi，2005）。最严重的问题是模型包含因变量的时间滞后项 Y_{t-1}，这种情况下，如果 T 固定，不管 N 的大小如何，上述两种估计方法得到的估计值都是非一致的（Hsiao，2003；Arrelano，2003；Baltagi，2005），因为方程右边的 Y_{t-1} 与空间个体效应 μ 相关，违背了回归分析的经典假定条件。解决这个问题有两种方法。

第一种方法是广义矩估计（GMM），通过定义并解一组有关待估参数的矩条件，得到一组与 Y_{t-1} 相关，与误差项正交的外生变量，将其作为 Y_{t-1} 的工具变量，艾瑞莱若（Arrelano）和邦德（Bond，1991）先对模型进行一阶差分以消除空间个体效应，然后基于矩条件得到一阶差分 GMM 估计量，差分变量 ΔY_{t-1} 通

常将 Y_1，Y_2，…，Y_{t-2}及 X_1，X_2，…，X_{t-2}（$t \geqslant 3$）作为其工具变量，实际上，差分 GMM 估计量容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计结果。为了克服弱工具变量的影响，布伦德尔（Blundell）和邦德（1998）提出了另外一种更加有效的方法，即系统 GMM（System GMM）估计方法。其具体做法是将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计，在这种估计方法中，时间滞后变量 Y_{t-1} 通常将 ΔY_{t-1}，ΔY_{t-2}及 ΔX_2，ΔX_{t-1}（$t \geqslant 3$）为其工具变量。

第二种方法是基于模型无条件似然函数的极大似然法，包含时间滞后一期的变量的回归方程通常以第一个观测值为条件进行估计。纳洛夫（Nerlove，1999）指出，以那些初始值为条件的估计量的性质不理想，特别是面板数据的时间维度很短时。如果样本期的数据生成过程是平稳的，初始值包含该过程的大量信息，因为初始值反映了数据生成过程的过去情况。利用每个时间序列的初始值的密度函数，得到无条件似然函数。这种估计方法已经成功应用到随机效应动态面板数据模型中（Bhargava and Sargan，1983）。但是当这种估计方法应用到固定效应模型时，即使没有外生解释变量，其对应的无条件似然函数也不存在，原因在于固定效应系数的个数随着 N 的增加而增加，其系数不能得到一致性估计。通过对 Y，X 进行离差变换以消除回归方程中固定效应的标准方法也不起作用，因为这种方法会导致与离差形式的误差项相关。只有当 $T \to \infty$ 时，这种非一致性才会消失。萧政等（Cheng Hsiao et al.，2002）提出另外的方法估计固定效应动态面板数据模型，通过一阶差分消除空间个体效应，然后考虑每个横截面单元观测值的二阶差分的密度函数得到一阶差分模型的无条件似然函数。这种似然函数依赖固定的参数个数，满足正则性条件，这样得到的 ML 估计量不管 T 的大小，当 $N \to \infty$ 时，总是一致且渐进正态分布的，而且比 GMM 估计量更加渐进有效（asymptotically efficient）。

5.4.4 空间非动态面板数据模型

对于空间非动态面板数据模型前面章节已做过一些介绍，这里再阐述和归纳空间面板（非动态）模型的一些估计问题。对式（5.7a）施加约束条件 $\tau = \eta = \theta = 0$和 $\beta_3 = \beta_4 = 0$，就得到 SDM 模型：

$$Y_t = \delta W Y_t + X_t \beta_1 + W X_t \beta_2 + \nu_2 \tag{5.10}$$

当 $\beta_2 = 0$，SDM 模型就转化为 SAR 模型，当 $\beta_2 + \delta\beta_3 = 0$ 时 SDM 就转化为 SEM 模型。

埃尔霍斯特（2003，2010a）和李龙飞和虞吉海（2010a，2010b）对静态空间面板数据模型估计方法进行了深入讨论，埃尔霍斯特（2003，2010a）给出了空间滞后模型的固定效应和随机效应的 MLE 估计量。将解释变量 X 用 $[X, WX]$

代替，SDM 模型就可以用 SAR 模型来估计。固定效应空间滞后模型的响应参数可以通过去除平均值的方法得到，在包含空间个体固定效应，而无时间固定效应的模型中，对原始变量进行离差处理后得到的方程可以通过 MLE 估计法进行估计，离差处理的表达形式为：$D_t - 1/T \sum {}_t D_t$（D_t 分别为 Y_t，WY_t，X_t，WX_t）。类似的，对随机效应空间滞后模型进行估计之前，先要将每个变量进行准离差处理 $D_t - (1-\psi)/T \sum {}_t D_t$，$\psi$ 是一添加的需要估计的参数。李龙飞和虞吉海（2010b）指出了埃尔霍斯特（2003，2010a）文献中存在的问题：（1）当大 N 小 T 时，用 MLE 法去估计固定效应空间滞后模型，参数的方差 σ^2 估计量是非一致性的，（2）当大 N 大 T 时，用 MLE 法估计个体和时期固定效应空间滞后模型，所有参数的估计量都是非一致性的。李龙飞和虞吉海（2010b）针对此问题提出了相应的修正办法。

空间计量经济学一个重要的应用是估计空间模型中解释变量的直接效应、间接效应和总效应。用 SDM 模型来解释说明计算过程：

$$Y = (I - \delta W)^{-1}(X\beta_1 + WX\beta_2) + (I - \delta W)^{-1}\nu \tag{5.11}$$

Y 对 X 的第 k 个解释变量求偏导数后的矩阵为：

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \quad \cdots \quad \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}}\right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial y_N}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \delta W)^{-1}$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{1k} & w_{12}\beta_{2k} & \cdots & w_{1N}\beta_{2k} \\ w_{21}\beta_{2k} & \beta_{1k} & \cdots & w_{2N}\beta_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\beta_{2k} & w_{N2}\beta_{2k} & \cdots & \beta_{1k} \end{bmatrix}$$

$$= (I - \delta W)^{-1}(\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \tag{5.12}$$

式（5.12）表明：i）如果空间个体的某个解释变量发生变化，不仅自身的因变量会跟着改变，其他空间个体的因变量也会发生变化，分别称之为直接效应和间接效应。ii）如果 $\beta_{2k} \neq 0$，那么产生的间接效应称之为局域效应，与之相对应的是，如果 $\delta \neq 0$，那么产生的间接效应称之为全域效应。局域效应因其只来源于相邻个体单元而得名，全域效应来源于相邻个体单元之外。因为不同空间个体的直接效应和间接效应是不相同的，所以勒沙杰和佩斯（2009）建议用主对角线元素的算术平均来表示直接效应，非主对角线元素之和的平均表示间接效应。

SDM 模型的优势在于在估计间接效应的时候不需要附加先验的限制条件，在非空间模型或 SEM 模型中，由于结构关系，空间溢出效应都为零，在 SAR 模型

中，和间接效应相连的空间溢出效应的大小对每个解释变量都是一样的（Elhorst，2010c），这些限制条件清楚地表明在实证研究中 SDM 模型更适合些。

当静态空间面板数据模型扩展到包含空间误差自回归项（$\rho \neq 0$），或内生回归变量 Z_t，就会出现模型设定问题。不同空间个体的相关变量在某个时间点上观测值的 Moran I 统计量经常指支持一种观点：相邻地区的观测值比其他位置的观测值更相似。如果变量之间互相联系，那么误差项之间无空间相关性的虚拟假设通常被拒绝。补救的办法是假设模型的误差项由一阶自回归过程生成，对其进行重新估计。但是这种方法受到批判，伯里奇（1981）认为，预期对初始模型进行修改，还不如开始的时候设定一个包含一系列简单模型的更一般模型。伯里奇（1981）和勒沙杰和佩斯（2009）都推荐 SDM 模型，遗漏因变量或自变量的空间依赖性所造成的后果比遗漏误差项的空间依赖性要高些，因为计量经济学文献已经指出，如果回归方程中省略了一个或多个相关的解释变量，余下变量的系数估计值是有偏且非一致的。但是，如果忽视了本应存在的扰动项的空间依赖性，只会导致效率的损失。而且，当真实的数据生成过程是空间滞后模型或空间误差模型，SDM 模型仍然可以给出参数的无偏估计。另外，空间计量经济学已经开始构建空间自关相稳健性协方差矩阵（Driscoll and Kraay，1998）以及空间自相关、异方差相稳健性协方差矩阵（Kelejian and Prucha，2010），这种矩阵影响模型解释变量的统计显著性推断。

如果一个或多个解释变量是内生的（Z_t），需要寻找工具变量。实际上，方程右边出现内生性变量司空见惯，内生性可能来源于解释变量的测量误差，遗漏相关的解释变量或者存在未知的联立结构方程。现在最好的估计方法是（Fingleton and LeGallo，2008）提出的 IV/GMM 估计法，和传统的空间 MLE 估计法相比，IV/GMM 估计法能够解决内生性解释变量问题，后者则不能。

5.4.5 估计方法

文献中有三种方法来估计模型空间和时间上的混合动态性。一种方法是 ML 偏误修正法，或叫准极大似然估计法（QML），一种方法是工具变量法或广义据估计法（IV/GMM），第三种方法是贝叶斯马尔科夫链蒙特卡罗法（贝叶斯 MCMC）。

对于包含变量 Y_{t-1}，WY_t，WY_{t-1}的固定效应空间动态面板数据模型来说，虞吉海等（2008）构造出偏误修正估计量。李龙飞和虞吉海（2010c）将其扩展到包含时期固定效应，他们首先利用埃尔霍斯特（2003，2010a）针对空间个体和时间固定效应 SAR 模型推导出的 ML 估计量估计扩展后的模型，估计量叫做 LSDV，基于模型的条件对数似然函数，即以每个空间单元回归变量 Y_{t-1}，WY_{t-1}的

初始值为条件。其次，他们给出了LSDV估计量的稳健性渐进理论以及偏误修正LSDV(BCLSDV)，需要的条件是，当$N\to\infty$且$T\to\infty$时，N/T的极限存在且有界，即$0<lim(N/T)<\infty$。李龙飞和虞吉海（2014）认为该条件意味着在$T\to\infty$时，T相对N来说不能太小。对于误差修正的推导，当假定误差项服从正态分布式，使用的是ML估计法；当误差项不依赖于正态性假定时，使用的是QML估计法。当模型中删除变量Y_{t-1}或WY_{t-1}时，BCLSDV估计方法仍能使用。

埃尔霍斯特（2010d）研究了这种BCLSDV估计量的小样本性质。为此，他扩展了萧政等（2002）的无条件ML估计量，使得模型包含变量WY_t。为了确定样本一阶差分观测值的期望和方差，需要得到无条件对数似然函数。在埃尔霍斯特（2005）的工作基础之上，他将巴尔加瓦（Bhargava）和萨根（Sargan）近似（Bhargava and Sargan，1983）应用到包含Y_{t-1}，$W\varepsilon_t$的动态面板数据模型中，得到的结论之一是，当使用这种无条件ML估计的时候，变量的系数的估计值仍然有较大的偏误。如果变量WY_t的空间自回归参数δ还是使用BCLSDV估计法，其他的参数在δ已知的情况下使用无条件ML估计法，这种ML/BCLSDV混合估计量在T值较小（$T=5$）的情况下，比虞吉海等（2008）的BCLSDV估计效果要好些。科尼蒂斯（Korniotis，2010）针对包含变量Y_{t-1}，WY_{t-1}固定效应空间动态面板模型构建了BCLSDV估计量，也是假定$0<lim(N/T)<\infty$，该偏误修正不同于虞吉海等（2008）的工作，因为没有考虑内生性相互作用效应WY_t。

有几篇文献在艾瑞莱若和邦德（1991）和布伦德尔和邦德（1998）工作的基础上开始考虑IV/GMM估计量。埃尔霍斯特（2010d）将艾瑞莱若和邦德（1998）的工作扩展到包含内生相互作用效应，发现估计量还是存在严重偏误，特别是变量WY_t参数δ的估计。力和俞（Lee and Yu，2014）给出了这种偏误的解释。他们发现，艾瑞莱若和邦德的GMM估计量是基于变量Y_{t-1}，WY_{t-1}，X_t，WX_t构造的，类似这种变量的2SLS估计由于存在过多的矩条件而不具有一致性，和变量Y_{t-1}相比，变量WY_t的内生性带来的偏误才是主要的。为了避免这些问题，他们提出了基于线性矩条件的优化GMM估计量，这些矩条件都是标准的二次矩条件，来源于变量WY_t。他们证明了这种GMM估计量是一致的，在T相对N来说较小的情况也是如此。

库克诺瓦（Kukenova）和蒙泰罗（Monteiro，2009）和雅各布斯等（Jacobs et al.，2009）考虑了包含Y_{t-1}，WY_t的动态面板模型并且将布伦德尔和邦德（1998）的系统GMM估计量扩展到包含内生相互作用变量WY_t，前者也考虑了内生解释变量Z_t，后者考虑了误差项的空间自相关$W\varepsilon_t$。和传统的空间ML估计量相比，GMM估计量可以用外生解释变量作为工具变量。这两篇文献的研究发现，系统GMM估计量实质性的减少了变量WY_t参数估计的偏误，与艾瑞莱若和邦德的差分GMM估计量相比，系统GMM估计量表现更好。上述研究意味着李龙飞

和虞吉海（2014）在理论上发现的偏误可以大大减少，实践中变得可以接受。雅各布斯等（2009）发现的参数 δ 的偏误平均来说达到参数真值的 0.5%，蒙特卡洛模拟实验只限于有限的次数，因此结果不具有一般性。库克诺瓦和蒙泰罗（2009）是考虑了 WY_t 系数 δ 的正值的情况。而且，两篇文献也发现在某些情形下偏误也比较大。

帕伦特（Parent）和勒沙杰（2010，2011）指出，贝叶斯 MCMC 方法考虑某个参数以其他参数为条件的条件分布，可以简化计算量。埃尔霍斯特（2001，2005，2010d）在使用巴尔加瓦和萨根（1983）近似逼近的时候，将初期横截面观测值看成是内生的，发现内生变量初始值的正确设定很重要，特别是 T 较小的情形。因为虞吉海等（2008）和埃尔霍斯特（2010d）发现，最大化对数似然函数导致 WY_t 系数 δ 的有偏估计，前者的对数似然函数以横截面初期观测值为条件，后者考虑的是无条件对数似然函数。

5.5 空间动态面板碳排放模型

这章实证研究采用空间动态面板模型，该模型区别于以往传统面板模型在于它同时考虑了碳排放强度的动态和空间效应。近十年来动态空间面板模型受到越来越多学者的欢迎，原因在于它既考虑了时间序列计量经济学（处理个体上的时间序列相关性），空间计量经济学（处理个体间的空间相关性），又考虑了面板计量经济学（处理个体及时间的固定效应问题）这三大范畴的内容。正如埃尔霍斯特（2012）在他的动态空间计量模型文献综述里提到“动态非空间的，抑或是空间非动态的面板数据模型都会产生有偏的估计量”。

动态空间面板滞后模型（Elhorst，2010；Lee and Yu，2010；Zheng et al.，2013）通常设定如下，

$$y_{it}=\alpha+\theta y_{i,t-1}+\rho\sum_{j=1}Wy_{jt}+\sum_k x_{it}^{(k)}\beta_k+\mu_i+\upsilon_t+\varepsilon_{it},\ i=1,\cdots,N;\ t=1,\cdots,T \tag{5.13}$$

其中，i 代表不同的地区，t 代表不同的时期，y_{it} 是被解释变量二氧化碳排放强度，x_{it} 是影响碳排放强度的一系列因素，W 是反映地区 i 和 j 之间碳强度相关性的空间权重矩阵，本书使用基于距离的空间权重矩阵。α 为常数项，系数 θ 反映碳排放强度的动态特征。ρ 是我们最关心的空间自相关（或空间滞后）系数，它的系数符号及显著与否将直接反映本书所研究的不同地区的碳排放强度是否存在空间相互影响。ρ 为正，表明碳排放强度分布存在正向的相互作用；否则，为反向的相互作用；μ_i 是省份固定效应，υ_t 是时间固定效应，ε_{it} 为服从均值为 0、

方差 σ^2 的独立同分布随机误差向量。当 $\rho=0$ 时，式（5.5）简化成传统的动态面板模型，当 $\theta=0$ 时，式（5.5）简化成静态空间面板模型。

模型估计方面，对于没有空间效应和动态效应的静态面板数据模型来说，如果空间个体效应 μ 被当做固定效应，可用 LSDV 法估计模型参数；如果空间个体效应 μ 被设定为随机效应，可用 GLS 估计模型参数（Hsiao，2003；Baltagi，2005）。然而，当模型扩展为加入因变量时间滞后项 Y_{t-1} 成为动态模型后，如果 T 固定，不管 N 的大小如何，上述两种估计方法得到的估计值都是非一致的（Hsiao，2003；Arrelano，2003；Baltagi，2005），因为方程右边的 Y_{t-1} 与空间个体效应 μ 相关，违背了回归分析的经典假定条件。最受欢迎的去除非一致性的方法当属 GMM 方法。通过定义并解一组有关待估参数的矩条件，得到一组与 Y_{t-1} 相关，与误差项正交的外生变量，将其作为 Y_{t-1} 的工具变量，艾瑞莱若和邦德（1991）先对模型进行一阶差分以消除空间个体效应，然后基于矩条件得到一阶差分 GMM 估计量，差分变量 ΔY_{t-1} 通常将 Y_1，Y_2，…，Y_{t-2} 及 X_1，X_2，…，X_{t-2}（$t\geqslant 3$）作为其工具变量，实际上，差分 GMM 估计量容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计量。特别是当因变量和内生自变量近似于随机游走时，滞后变量几乎不包含差分后变量的任何信息，差分 GMM 将面临严重的弱工具变量问题。为了克服弱工具变量的影响，布伦德尔和邦德（1998）提出了另外一种更加有效的方法，即系统 GMM（System GMM）估计方法。系统 GMM 在差分 GMM 的基础上引入了水平方程，将水平回归方程和差分回归方程联立起来进行估计，并增加了差分变量的滞后期（ΔY_{t-1}，ΔY_{t-2} 及 ΔX_2，ΔX_{t-1}）作为水平方程相应变量的工具变量，提高了估计结果的有效性和一致性（Blundell and Bond，1998）。

布伦德尔和邦德（1998）文章发表后的十年，库克诺瓦和蒙泰罗（2009）和雅各布斯等（2009）将空间效应纳入布伦德尔和邦德（1998）提出的系统 GMM 模型上。较之于传统的（非动态）空间计量模型所用的极大似然估计法，他们的方法的优越性在于考虑空间效应的系统 GMM 方法能够处理除了 Y_{t-1} 和 WY_t 之外的自变量引发的内生性问题。更重要的是，他们的研究发现空间系统 GMM 估计法能够显著的降低空间自回归参数（ρ）的有偏性，因而优于空间差分 GMM 方法。因此在本部分的实证分析中，我们采用加入空间效应的系统 GMM 估计方法。

为了更好地运用空间系统 GMM 方法，有必要注意以下几点前提条件，以保证该方法的适用性：（1）GMM 估计适用于观测单位较多而观测期间较短的样本，避免因观测期间过长而产生过多的工具变量；本书的观测单位为 30 个省市自治区，观测期间为 1998～2010 年，短时段、短截面的面板数据对本书的实证分析可能会有问题。（2）为了能保证工具变量和内生变量不相关，要求残差项一阶序列相关，但是二阶及以上序列不相关（即 $AR(1)=0$；$AR(2)=0$）。艾瑞莱若和

邦德（1991）提供了检验特质残差项序列相关的方法，如果无法满足该假设，则存在模型误设的风险，补救措施是在自变量中加入更靠后的滞后因变量。（3）工具变量是外生的，Hansen 检验能稳健地检验过度识别约束，以此来确认所有工具变量是否整体外生。在实证分析中我们将报告这些检验。（4）在做动态空间（Blundell – Bond 型）系统 GMM 回归之前，有必要检验空间交互作用。为了检验横截面数据中的空间相关性，伯里奇（1980）和安瑟林（1988）构造了一系列针对空间滞后因变量和空间误差自相关的 LM 检验方法，安瑟林等（1996）提出了稳健的 LM 检验。安瑟林等（2006）提供了面板数据下对应的 LM 检验统计量，且埃尔霍斯特（2010b）给出了空间面板回归模型下的这些 LM 检验的稳健形式。用于具有空间固定效应的空间面板数据模型的这些检验的数学推导可参考迪巴兹和尔特（2010），在零假设条件下，这些检验服从自由度为 1 的卡方分布。

5.6 变量与数据来源

为科学地识别我国地区经济发展对碳排放强度差距的影响关系与路径，包括直接影响和地区间的空间溢出效应，能够为制定科学合理的减排政策提供科学的理论依据和数据支持，本书选取 1998 ~ 2010 年间 30 个省、直辖市和自治区的面板数据，运用合适的空间计量模型进行参数估计，实证检验我国地区经济发展对碳排放强度的直接影响，以及邻近区域之间的空间溢出效应。

被解释变量为二氧化碳排放强度（INTENSITY）。对各省的二氧化碳排放强度的计算是本书研究的基础。目前对二氧化碳排放量的计算均是通过估算得到。本书中我国各省 1998 ~ 2010 年各年的 CO_2 排放量来自中国人民大学能源经济中心数据库（http：//rucee. ruc. edu. cn）。其计算方法参考政府间气候变化专门委员会（IPCC）提供的方法，利用各种能源消耗总量、能源的热值含量、各种燃料消耗的碳含量、碳氧化率及 CO_2 对碳的分子量比值等信息加以计算。

根据现有文献研究和本书理论框架，影响碳排放强度的因素主要包括：

人均 GDP：影响碳排放的一个重要因素是 GDP，而且两者之间可能存在着非线性关系。就我们所知，罗伯茨和格姆兰斯（1997）是为数不多的研究二氧化碳排放强度和人均 GDP 关系的文献。他们的研究表明，二氧化碳排放强度与人均 GDP 间存在倒 U 型关系。换句话说，即便没有采取额外的碳排放政策来降低排放强度，经济发展达到某一个阶段之后，碳排放强度也会下降。当然，两者之间的非线性关系并不一定是仅仅表现在倒 U 型一种形式，而有可能呈现出其他关系。梅特卡夫（Metcalf，2008）用美国州立数据通过实证模型分析了碳排放强度的影响因素并且发现了碳排放强度与经济发展之间的三次函数关系。沿用他的实

证模型设定思路，我们同样在模型的右边设定碳排放强度与 GDP 之间的三次函数形式。如果计量统计结果表明第三次项不显著而二次项显著，那么这个模型就可以简化成二次函数。

重工业比重（SEC）：用重工业总产值占工业总产值的比重来衡量，这是反映产业结构的重要变量。自改革开放以来，重工业在我国工业增加值的构成中比例不断上升，出现了显著的“产业结构重型化”趋势，由此带了来能源消费量的大幅增加和碳排放量的急速上升。因而，预期重工业比重的系数为正。

人口规模（POP）：人口因素是影响碳排放的重要因素之一。人口越多，直接和间接使用和消耗的能源越多，所产生的二氧化碳排放量越大。历史数据显示，全球人口增长与碳排放量的增长是同步的，人口增加需要更多的能源消耗。其次，人口增长不可避免地改变自然生态环境，导致生态系统碳汇功能降低。再其次，人口的城市化，也将使得能耗增加，对碳排放产生了间接的促进作用。因此，一般来说，人口规模对碳排放强度具有正向影响。我国作为一个人口大国，人口总量对碳排放的影响尤为突出。

单位 GDP 的外商直接投资强度（FDI）：使用各省区 FDI 占其 GDP 的比重来衡量。本书按当年平均汇率将美元计价的 FDI 本转换人民币计价。目前研究 FDI 和二氧化碳排放量因果性的文献相对较少。霍夫曼等（Hoffman et al.，2005）通过用不同类型国家 FDI 流入和二氧化碳排放量的数据进行研究得出了不同的结论：对于高收入国家，两者没有关系；对于中等收入国家，FDI 流入显著增加了二氧化碳排放量；对于低收入国家，二氧化碳排放水平会影响 FDI 流入。牛海霞、胡佳雨（2011）通过对我国 28 个省市面板数据实证研究得出，FDI 与我国二氧化碳排放正相关。而一些学者对于中国对外贸易对二氧化碳排放的影响却得出了相对一致的结论，如韦伯等（Weber et al.，2008）的研究均得出中国的出口促进了中国二氧化碳的排放。

单位 GDP 的科技投入（R&D）：本书科技投入变量选取科技经费支出额（包括大中型企业、科研院所、高校等机构）占 GDP 的比重来衡量。科技进步是应对气候变化的核心和关键，在研究科技投入对能源效率的影响上，以科技经费支出反映的科技创新，对碳排放有两方面的影响：一方面，根据内生增长理论，技术进步会提高自然资源利用率，使资源得以大量节约和循环利用，低碳技术的发展也有利于碳排放的减少，因此科技创新对于降低碳排放强度有积极作用；另一方面，科技创新增加了碳排放量，我国经济一直以来粗放发展，科技创新更多地关注产出的增加，而很少关注碳排放。因此，不预判科技水平（R&D）变量的符号。

本书使用的 GDP、人口、第二产业数据来自历年《中国统计年鉴》，研发支出数据来自历年《中国科技统计年鉴》，外商直接投资数据来自 CEIC 中国经济

数据库。西藏由于部分变量数据严重缺失，我们将其从样本中剔除，最终我们使用690个数据作为样本。文章所用变量的描述性统计量见表5-1。

表5-1 变量定义与描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量：					
INTENSITY	二氧化碳排放强度（吨/亿元）	33087.320	25966.710	15.635	183962.500
解释变量：					
GDP	人均国内生产总值（万元/人）	1.975	2.428	0.235	7.454
GDP2	GDP的平方	9.781	43.735	0.055	55.562
GDP3	GDP的立方	112.245	978.586	0.013	419.161
SECT	重工业比重（%）	46.409	7.422	19.800	61.500
POP	人口（万人）	4206.466	2651.257	252.000	10440.960
RD	研发支出占GDP比值（%）	0.010	0.009	0.001	0.055
FDI	外商直接投资（美元）	2883.916	4509.359	0.000	31580.000

5.7 实证结果

5.7.1 空间相关性检验结果

首先尝试用2010年的数据，运用Moran散点图揭示碳排放强度的空间相关性。Moran散点图用于研究局域空间的异质性，其表现形式为笛卡尔直角坐标系，其横坐标为各单元标准化处理后的属性值（碳排放强度），纵坐标代表经过标准化处理过的周围地区属性值的平均值。散点图的四个象限按其性质分为“高高”（第一象限）、“低高”（第二象限）、“低低”（第三象限）、“高低”（第四象限）。“高高”表示某一空间单元和周围单元的属性值都较高，该单元和周围单元组成的子区域即为通常所说的热点区，“低低”（盲点区）的含义与此相反，落入这两个象限的空间单元存在较强的空间正相关，即有均质性；“高低”表示某一空间单元属性值较高，而周围单元较低，“低高”则刚好与此相反，落入这两个象限的空间单元表明存在较强的空间负相关，即异质性突出。

Moran散点图结果（图5-2）显示大部份省份位于第一和三象限，也就是碳排放强度高被高包围、低被低包围的省份居多，也就是碳排放强度呈现空间上的聚集效应。更直观发现，同一象限中汇集的省份几乎都是地理上较为接近，如长三角、珠三角部分地区，甘肃、宁夏、内蒙古、新疆地区。

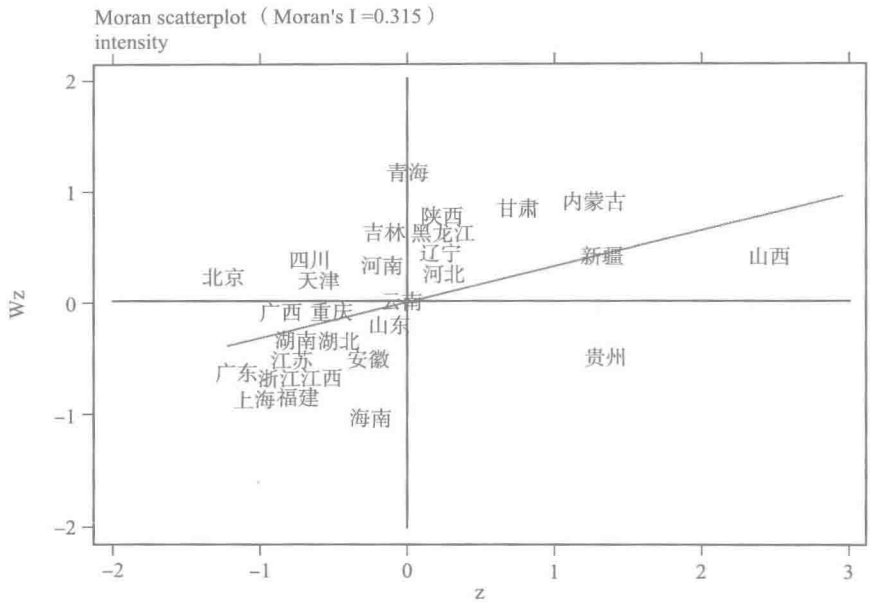


图5－2　碳排放强度 Moran 指数散点图（2010）

5.7.2　实证计量结果

表5－2首先给出了静态面板的回归结果，Hausman 检验统计量（21.38，$p=0.000$）表明固定效应优于随机效应模型。回归系数结果表明 GDP 的一次项、二次项和三次项在1%的水平下均统计显著，符号依次为负，正和负。这个结果意味着碳排放强度跟 GDP 之间存在既不是线性也不是 U 型的非线性关系，而是一种“N”型关系。FDI 和 RD 系数在5%统计水平上不显著。SECT2 的系数在1%水平下统计显著且系数为负，表明重工业的比重越高带来的 CO_2 排放强度越低。显然，这个结果与预期不符。这可能因为固定效应模型既没有考虑个体或时间上的异质性问题，也没有考虑碳排放强度动态变化特征，没有考虑碳排放的空间溢出性等行为或模型潜在的内生性问题，导致系数估计有偏和不可靠。

其次，我们转到动态面板模型（系统 GMM）结果。系统 GMM 模型考虑了内生性问题，但忽略了区域间在碳排放强度问题上的空间互动关系。相对来讲，系统 GMM 模型比固定效应模型更可靠，这个可以从自相关检验和 Hansen 过度识别诊断检验来判断。此外，碳强度时间滞后参数符号为正，且统计上显著，表明碳排放（强度）存在动态特征。GDP 系数比固定效应模型估计得到的结果相比（在绝对值上）稍小。第二产业结构和人口规模与碳排放强度正相关，而 R&D 与碳排放强度负相关。这些结果是符合预期的。但是类似于固定效应模型，系统

GMM 模型存在模型设定问题。具体的，系统 GMM 模型面临由于忽略空间溢出效应（或空间滞后因变量）而产生的遗漏变量有偏问题，从 Moran I 和稳健的 LM 检验结果可以加以证明。

表 5-2　　中国省际碳排放强度影响因素（被解释变量：碳排放强度）

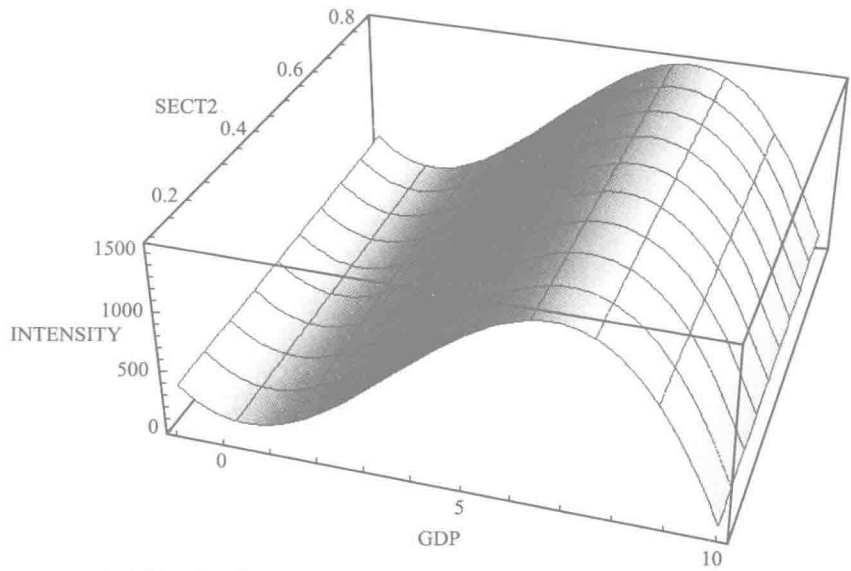
变量	静态面板固定效应模型	系统 GMM 模型	空间系统 GMM 模型
θ（动态因素）		0.613***	0.432***
		(10.35)	(5.07)
ρ（空间滞后因素）			0.034***
			(12.10)
GDP	-111.653***	-49.501***	-93.092***
	(4.67)	(4.92)	(12.95)
GDP2	947.861***	617.861***	99.587***
	(3.74)	(3.25)	(8.51)
GDP3	-22.687***	-18.749**	-9.622***
	(3.06)	(2.38)	(6.13)
SEC	-499.476**	116.834**	130.842***
	(2.04)	(2.32)	(4.51)
POP	-2.439	-3.543**	-1.283***
	(0.97)	(2.03)	(6.71)
RD	-141487.115	172590.853	-38387.180
	(0.33)	(0.73)	(0.62)
FDI	0.804*	1.009	0.226*
	(1.85)	(1.57)	(1.78)
常数项	80965.100***	29313.953***	17234.700***
	(5.58)	(3.05)	(10.76)
省份虚拟变量	Y	Y	Y
R^2	0.341		
观测值	390	390	390
省的个数	30	30	30
Hausman 检验	21.38 [0.000]		8.97 [0.000]
空间面板检验			
LM - error 面板检验			[0.111]
稳健的 LM - error 面板检验			[0.125]
LM - lag 面板检验			[0.023]
稳健的 LM - lag 面板检验			[0.057]
System - GMM 检验			
AR（1）检验		[0.007]	[0.068]
AR（2）检验		[0.403]	[0.279]
Hansen 过度识别检验		[0.998]	[0.999]

注释：（i）***、**、*表示在 1%、5%、10% 水平上显著；（ii）圆括号内值为 t 绝对值；（iii）方括号内值为 p 值。

最后，表5－2最后一列给出了空间系统GMM的回归结果。残差项一阶序列相关和二阶序列相关检验，及Hansen过度识别检验表明系统GMM模型不存在模型误设问题，选取的工具变量满足外生性。值得一提的是，经济理论很难告诉我们因变量滞后期数（Y_{t-1}，Y_{t-2}）多少合适，这个主要取决于实证研究结果。既然模型诊断通过了所有的检验，取滞后一期足以得到一致估计量。当然，我们也尝试了取滞后期为2来估计模型，其似然函数值比滞后一期的似然值偏小，这个结果也从另外一方面揭示取滞后一期的合理性。空间系统GMM主要结果总结如下：

（1）空间自相关系数ρ为正值且在1%的水平上统计显著，即一个省份的碳排放强度受到周边省份碳排放强度的正向影响。我们可以发现周边省份碳强度提高1%，本省碳强度将提高约0.03%。

（2）碳排放强度跟GDP之间存在一种“N”型关系见图5－3所示。具体地讲，碳排放强度随着GDP的提高先有一个以递减的速度下降再过渡到以递增的速度急剧下降的趋势。这个结果同时也表明碳排放强度跟GDP之间不存在EKC关系。但随着GDP的不断提高，环境质量（碳排放强度）最终将得以改善，这一点跟EKC模式吻合。碳排放强度与经济发展之间的这种型关系与木莫（Moomaw）和昂鲁（Unruh，1997）、杜婷婷等（2007）及虞义华等（2011）的研究发现是一致的。值得一提的是，空间系统GMM估计得到的GDP系数比前面两个非空间计量模型（固定效应模型和动态面板模型）估计得到的结果相比（在绝对值上）稍小。



注释：GDP为实际国内生产总值（1995＝100），INTENSITY为单位国内生产总值二氧化碳排放，SECT2为第二产业构成

图5－3　碳排放强度随GDP和产业结构变化趋势图

进一步的，根据表 5 -2 的空间系统 GMM 模型估计结果，我们写出碳排放强度和 GDP、产业结构之间的关系如下：

$$INTENSITY = 17234.7 - 93.1GDP + 99.6GDP^2 - 9.6GDP^3 + 130.8SECT2$$
$$(10.76)\quad (12.95)\quad (8.51)\quad (6.13)\quad (3.74)\quad (5.14)$$

根据式（5.14），我们用碳排放密度 INTENSITY 对人均 GDP 取偏导数得到，得到曲线“∩”部分的拐点为 8.18（图 5 -3），即当人均 GDP 小于 5.4 万元的时候，随着人均 GDP 的增加，碳排放强度缓慢增加，但当人均 GDP 超过 5.4 万元时候，随着人均收入的增加，碳排放强度将呈现快速下降趋势。在本章的样本内，2010 年我国各省 GDP 取值范围为［1.2，7.5］（大部分省份 GDP 小于 5.4 万元），重工业产业比重位于［0.24，0.57］之间，由此表明，我们的经济整体还没有达到拐点，也就是我们的经济现在仍然处于一个“人均 GDP 增加、碳强度增加”状态。

1978 年以来，中国人均 GDP 年平均增长率达 8.1%，按照此数据，计算出中国将在 2025 年到达碳强度随经济增长下降的拐点。进一步，根据全国各省、市及自治区 2010 年人均 GDP 值，拐点位置所在的人均 GDP 值，及年均 GDP 增长率，我们计算出各省市自治区到达拐点所需时间，然后根据所需的时间跨度大致划分为三个阶段（快速、中速及缓速阶段），如表 5 -3 所示。

表 5 -3　　我国各省区到达碳排放强度下降拐点所需时间跨度分类

阶段	特征	省区
快速阶段	到达拐点时间小于 10 年，这个阶段碳排放强度增速放缓	北京、福建、广东、江苏、上海、天津、浙江
中速阶段	到达拐点历时 10 ~ 20 年，这个阶段碳排放强度以较快速度增加	海南、河北、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、辽宁、山东、重庆
缓速阶段	到达拐点历时长于 20 年，这个阶段碳排放强度随经济增长而快速增加	安徽、甘肃、广西、贵州、江西、内蒙古、宁夏、青海、陕西、山西、四川、新疆、云南

我国不同省份经济发展的异步性非常突出，因此在确定各省区碳减排政策时，应当针对各省区特定的发展阶段和发展趋势决定政策的实施力度。安徽、甘肃等 13 个省份在经济增长的过程中碳强度在迅速提高，在这个阶段要结合当地情况，注重移植东部及沿海发达地区能源使用效率较高的产业，重视发展能耗低的产业；海南、河北等 10 个省市区在人均 GDP 增长过程中，碳强度增加速度放缓，要在能源效率的技术提升和产业结构的低碳化方面采取有力的政策措施，推动抵达拐点阶段；北京等 7 个省市区在经济增长同时，碳强度增速放缓，接近曲线“∩”部分的拐点，在这个阶段起到碳排放的示范和表率作用。值得注意的

是，这些省区都是经济较发达，发展较快的地区，在产业转移和升级过程中，要重点防止因产业转移给落后地区带来的碳排放的区域转移。

（3）另外一个值得注意的变化是 FDI 的系数变化。FDI 在空间系统 GMM 模型中与碳排放强度正相关，且统计上显著。前面提到过，理论上，FDI 对碳排放强度的影响是不确定的，FDI 促进某省技术进步和能源使用效率的提高进而降低碳排放强度，但另一方面，国际上一些高能耗产业转移可能增加该省的工业能源消耗总量进而增加其碳排放强度，从而抵消由 FDI 带来的生产率提高而降低的碳排放强度。本书实证分析表明 FDI 的第二种效应主宰第一种效应使得 FDI 系数为正，这个与余华义（Huayi Yu，2012）得到的结果是吻合的。

（4）R&D 的系数在 10% 水平下仍然不显著。表明以 RD 活动内部经费支出占 GDP 比重衡量的科技创新对碳排放强度没有影响。这个结果与我们的预期不符合，可能原因有三：一是我国的科技投入仍然是以政府行政为主导，科技成果并没有真正转化为生产力；二是以 RD 活动内部经费支出占 GDP 比重衡量是一个差的代理变量，它不能反映科技创新；三是我国经济发展仍处于粗放型阶段，科技创新更多的关注产出的增加而很少关注碳排放，这使得科技创新增加了碳排放量进而提高碳排放强度。

（5）类似与系统 GMM 估计，SECT2 的系数在 1% 水平下统计显著且系数为正，表明重工业的比重越高带来的 CO_2 排放强度越高。这个结果符合我们的预期，在我国，钢铁和铝的冶炼、水泥、基础化工和交通运输等能源强度高的行业属于重工业和交通运输业，其在国内所占的比重越大，说明其碳排放强度将越高。但是，在空间系统 GMM 模型中人口规模对碳排放强度的负向作用小很多（从 3.54 到 1.28），表明未考虑空间效应的系统 GMM 模型高估了人口因素的负向作用。从静态固定效应模型到动态面板模型，再到空间动态模型所带来的系数的显著变化均表明碳排放强度模型中需要考虑碳排放强度的动态性、内生性、空间相关性和空间异质性。

5.8　结论与政策含义

过去有关中国碳强度的文章很少考虑空间相关性和空间差异性。本书在对二氧化碳排放强度影响因素的理论分析基础上，运用较新的空间面板数据计量方法，构建了一个空间统计描述—影响因素回归—空间溢出的分析框架，研究了中国省际碳排放强度的影响因素及其空间效应，并重点关注经济增长对碳排放的影响路径。本书研究选取了 1998～2010 年间中国 30 个省、直辖市和自治区的面板数据，选择空间计量模型实证检验了我国地区经济发展水平对碳排放强度差异的

影响，并从空间溢出效应的角度分析了本地和相邻地区经济发展对碳排放的影响关系。主要研究发现如下：

应用空间 GMM 模型对区域碳排放强度的空间溢出效应进行的分析检验证实了邻近地区的碳排放影响到本地区的碳排放，具有很强的溢出效应。中国省际碳排放强度存在显著的非均衡特征和空间关联性，碳强度由东到西逐渐增加，且东、西部有明显的分块特征。各省之间的碳排放强度总体呈正相关，且逐渐增强。Moran 散点图结果显示碳排放强度呈现空间上的聚集效应，具有相对较高碳排放强度的省区倾向于接近其他具有较高碳排放强度的省区，具有相对较低碳排放强度的省区趋向于和其他具有较低碳排放强度的省区相邻近。并且同一象限中汇集的省份几乎都是地理上较为接近，如长三角、珠三角部分地区的碳排放强度属于低—低类型集聚，甘肃、宁夏、内蒙古、新疆地区等西部省份的碳排放强度属于高—高类型集聚。碳排放强度不仅受到本地区经济增长的影响，在其他条件不变的情况下，相邻地区的经济增长也会影响本地区碳排放强度。这个传导效应来自两个方面，一方面，相邻的省份之间在空间上存在着密切的经济联系，经济增长有相互溢出效应，那么邻近地区经济增长会影响本地区经济增长，继而影响本地碳排放；另一方面，邻近地区经济增长影响当地碳排放，而大气空间是均质的，一旦排放就均匀扩散到大气层中，影响到邻近地区的碳排放，这种天然所具有的空间外溢性在很大程度上决定了碳排放的空间关联。例如，上海的经济发展不仅对本地区的碳排放带来直接影响，也必然对其相邻的长三角的经济发展和碳排放产生一定程度的溢出效应。

考虑空间依赖性，地区经济增长和碳排放强度呈现“N”型关系。随着人均收入的提高，碳排放强度呈增长趋势，拐点为人均收入等于 8.18 万元。进一步计算了我国各省区的人均碳排放拐点，发现各地区人均碳排放拐点在时间路径上存在明显差异性。东部地区多数省区较早到达拐点，而中西部地区经历较长地时间才能达到碳强度随经济增长下降的拐点，要鼓励和引导各地区充分利用能源禀赋以及碳排放的差异进行合作，走能源节约型的可持续的区域平衡增长道路。

在面对二氧化碳排放量快速增长和国际减排压力的双重背景下，能否制定行之有效的二氧化碳减排政策成为目前亟待解决的问题。根据本书的研究，在制定二氧化碳减排政策过程中，要将省区的空间依赖性纳入到人均碳排放的分析与政策制定，并充分考虑到各个地区的实际发展情况，一方面要充分推动各省区各行业进行整体减排；另一方面要着重针对降低碳强度的重点地区、重点行业和关键因素，在能源效率的技术提升和产业结构的低碳化方面采取有力的政策措施。

5.9　本章小结

本书选取1998～2010年间我国30个省、直辖市和自治区的面板数据，通过选择合适的空间面板计量模型实证研究本地经济增长对碳排放强度区域差异的直接影响，以及相邻地区经济增长对本地碳排放强度区域差异的空间溢出效应。实证结果表明：中国省际碳排放强度存在显著的非均衡特征和空间关联性，碳强度由东到西逐渐增加，且东、西部有明显的分块特征；我国地区经济增长和碳排放强度呈现“N”型特征，地区经济增长对碳排放强度区域差异是积极影响或消极影响取决于地区经济增长的不同阶段和政策路径选择；各省市区碳排放强度曲线“∩”部分的拐点存在明显阶段差异性，因此在确定各省区碳减排政策时，应当针对各省区特定的发展阶段和发展趋势决定政策的实施和力度。

5.10　STATA软件操作

```
/*空间动态面板估计程序*/
clear all
clear matrix
use "F:\co2intensity.dta",clear
sum intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi
*Non-spatial resutls
reg intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi
xtreg intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi,fe
outreg2 using co2table
xtreg intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi,re
outreg2 using co2table
xtabond2 intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi yr1-yr12,gmm
(l.intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec)iv(yr1-yr12)robust twostep orthog
outreg2 using co2table,bdec(3)tstat alpha(0.01,0.05,0.1)symbol(***,**,
*)level(95)excel
*Spatial resutls
```

```
* drop if l_intensity = =.
spregdpd intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi, nc(30) wmfile
(F:\weight_binary_nostand) model(sar) run(xtabond) test
outreg2 using co2table
spregdpd intensity gdpper gdpper2 gdpper3 sec popdens rdratio fdi, nc(30) wmfile
(E:\weight_binary_nostand) model(sar) run(xtdpdsys) twostep tests endog(gdpper gd-
pper2 gdpper3 sec)
outreg2 using co2table
/* 四象限空间相关制图 */
use "F:\ weight_binary_nostand. dta", clear
spcs2xt var1-var30, matrix(W) time(13) /* using 30x30 weight matrix to creat
390x390 panel weight */
spatwmat using "F:\weight_binary_nostand_panel. dta", name(W2) standardize
use "F:\co2intensity. dta", clear
spatlsa intensity, weights(W2) moran graph(moran) symbol(id) id(prov)
```

第6章　未来展望：空间计量经济学若干前沿发展方向

本章提出了对空间计量经济学理论与实证发展的若干方向，包括内生空间权重矩阵、模型的检验与选择、非平稳空间模型、动态空间联立方程组、空间非线性模型、空间非参（半参）模型及空间计量软件发展问题研究。

6.1　空间权重矩阵的内生性及选择

目前，在建立空间计量模型进行分析时，一般要用空间权重矩阵来表达经济体之间的空间相互作用。在实际的计量分析中，空间权重矩阵的设定一般都是基于作者的主观判断，即假定矩阵的设定是外生的，不需要通过模型估计得到它。例如，在分析我国空气污染的空间相关性问题时，考虑到北京市容易受到河北、天津、山西或内蒙古空气污染的影响，用基于邻近概念或距离的空间权重矩阵是个较好的选择，同时能够满足矩阵与模型解释变量之间不相关这一外生性条件；但在分析我国省市 FDI 的空间相关性问题时，考虑到经济发展水平越类似的地方（如北京、上海、广东）相关性越大，FDI 水平也就更接近。因而用一些经济指标（如 GDP 或财政收入等变量）来构建空间权重矩阵可能是个更好的选择。但是，基于经济距离的权重设定会产生一些额外的问题。首先，内生性问题。基于 GDP 等经济指标构建的空间权重矩阵不再是外生的，它与 FDI 回归模型的解释变量具有相关性，而现有国内外文献几乎没有触及到权重矩阵的内生性问题。在最新的一篇研究中，瞿茜（Xi Qu）和李龙飞（2015）首先尝试解决这个问题。他们构建了一个带有内生性空间权重矩阵的 SAR 模型，并提供 2SIV，QMLE 和 GMM 三种模型估计方法。其次，零距离问题。例如在研究 FDI 分布的决定因素时，两个区域的 GDP 或财政收入相等时，我们可能需要构建另外一种经济距离权数。最后，动态变化问题。当所估计的样本是面板数据类型时，由于各地 GDP 等经济变量会随着时间的变化而变化，因此权重矩阵在时间上不是固定的，这个属性是经济权重矩阵与地理权重矩阵的一个重要区别之处。这给空间计量研究带

来了干扰，通常的也是简单的做法是采用各地区历年 GDP 变量的算术平均值来构建空间权重矩阵。最近已有一些学者开始尝试在空间面板模型中引入具有时变特征的空间权重矩阵形式，李龙飞和虞吉海（2012）考虑了具有时变特征的空间面板权重矩阵并提供了对应的空间模型估计方法。他们指出，当权重矩阵随着时间有较大的变化时，再设置不变的空间权重矩阵将导致较大的估计偏差。

简而言之，目前空间计量研究仍然以基于预定的空间权重矩阵为主（Pinkse et al.，2012；Bhattacharjee and Jensen-Butler，2013 等除外），基于经济距离方法的研究到目前尚不成熟。文献中出现的邻接矩阵、反距离矩阵、经济距离矩阵或嵌套矩阵等权重矩阵的设定几乎都是基于作者的主观判断，且没有一种固定的评判标准，使用同样的样本数据而采用不同空间矩阵就有可能得到不同的估计结果。此外，不合适的空间矩阵可能导致模型的错误设定，导致参数估计严重偏离真实值，对空间相关效应的估计失真。因此，如何准确设定空间权重矩阵并检验其有效性、如何对带有内生性的空间权重矩阵回归模型进行估计是空间计量经济学未来发展的重要方向之一。

对于前者，已涌现出一批研究，如勒沙杰和费舍尔（Fischer，2008）依据最小化赤池信息准则（Akaikeinfomation Criterion，AIC）的方法寻找使得各种空间模型拟合度最好的权重矩阵；科斯托夫（Kostov，2010）提出利用自相关和偏相关函数分布图来选择不同的空间邻接矩阵。此外，一些学者（Gumprecht et al.，2009；Vázquez，2011）借助于其他方法（空间滤波法、搜寻演算法以及熵技术法等）进行空间权重矩阵的选择；对于后者，瞿茜和李龙飞（2015）可能是首篇尝试将内生空间矩阵模型纳入到空间计量模型进行分析的研究。而无论哪种情况，最为重要的出发点可能是要求我们深入了解经济体间的空间——时间交互效应形成的微观机制。

6.2 模型检验及选择

空间计量研究备受关注的另外一个重要问题是模型的选择问题。为了检验横截面数据中的空间相关性，早在 30 年前，伯里奇（1980）就提出了用于检验非空间模型还是 SEM 模型的 LM 检验，而安瑟林（1988）则提出了比较非空间模型与 SAR 模型的 LM 检验，随后安瑟林等（1996）提出了 SAR 模型和 SEM 模型的稳健 LM 检验。近年来，对于面板数据下的空间交互效应检验，安瑟林等（2006）和埃尔霍斯特（2010b）提供了对应的 LM 检验。空间计量模型的选择方法固然很多，但这些传统方法都有其针对性和局限性。首先，基于 OLS 估计残差的 Moran I 指数检验并不能给出具体的空间相关性模型，基于 OLS 估计残差的

LM 检验主要针对 SAR 和 SEM 模型的选择有效，特别地，当 LM 检验的判别准则无法给出结论时，应该寻找其他的空间计量模型选择方法。在非空间模型中，其他常见的模型选择方法有：基于对数似然函数值的 LR 检验、AIC、施瓦茨准则（Schwartz Criterion，SC）等，在空间计量中检验原理相同，但在计算上更加复杂。即便如此，基于似然函数值的三大信息准则，对于空间计量模型的选择来说，也存在不能准确判断的情况。其次，上述检验方法的有效性是基于两个重要的前提假设，一是线性模型的误差服从正态分布且互相独立，二是样本必需足够大，即大样本假设。但在现实中，这两大前提条件往往很难同时满足，因而检验方法的性能往往难以完全令人满意。

鉴于传统方法的上述局限性，空间相关检验方法未来的发展方向将主要体现在以下几个方面。

首先，放宽模型误差项独立同分布、同方差或线性等假设，考察模型的空间相关性检验。在最新的研究中，金飞（Fei Jin）和李龙飞（2015）用 Bootstrap 的方法考察了误差项在不服从正态分布和线性形式的情况下空间相关性 Moran I 检验的有效性问题；多甘（Doğan，2015）则考察了 SAC 模型中误差项存在异方差（移动平均）形式下得到 MLE 一致估计量的必要条件。其研究表明，如果误差项存在异方差，则 MLE 估计参数（包括空间滞后参数和空间误差参数）都不具一致性。

其次，放宽大样本假设，考察各种检验方法在有效样本下的检验效力问题，并将其他计量手段引入到检验统计量的构建。贝叶斯（Bayes）理论被认为是解决大样本条件不满足时比较理想的数理分析方法。在小样本情况下，也具有良好的统计性质，这一点与传统空间计量模型的检验形成显著区别。贝叶斯后验模型概率方法相比于传统的检验方法的优点在于，它不仅适宜于空间计量模型集中单纯的嵌套模型或者非嵌套模型的筛选，也同样适宜于空间计量经济中的嵌套模型和非嵌套模型并存情形下的模型选择，而 LR 检验是不能应用于非嵌套（不同权重矩阵）模型选择的。空间计量框架下的贝叶斯理论方法的提出最早可追溯到赫普勒（Hepple，1979）和安瑟林（1988）以及最近的赫普勒（1995a，1995b）和勒沙杰（1997，2000）。随后，贝叶斯空间计量方法被应用于各个学科热点问题中，如米勒（Mueller）和卢米斯（Loomis，2010）和惠勒等（Wheeler et al.，2014）用贝叶斯空间计量方法分别研究了美国南加州和加拿大多伦多房价的影响因素；穆索勒兹等（Musolesi et al.，2013）用国家层面的面板数据及贝叶斯方法对碳排放环境库兹涅茨曲线（EKC）进行了验证；赛亚等（Seya et al.，2012）应用贝叶斯 SDM 探索了日本人收入的 σ 和 β 收敛问题。最近几年，陆续涌现出相关贝叶斯空间计量研究用以甄别合适的空间模型设定。例如，韩晓祎（Xiaoyi Han）和李龙飞（2013）用贝叶斯方法估计和比较不同阶空间权重矩阵的空间误

差德宾模型；勒沙杰（2014）用贝叶斯模型比较方法识别空间德宾模型和空间德宾误差模型。可以预见，鉴于贝叶斯较传统检验方法（Moran I，LM，LR，AIC，SC 等）具有的突出优势，贝叶斯方法与空间计量的结合是目前，也是未来的热门方向。

6.3 非平稳空间计量经济学

计量经济学的建模方法通常基于“经济变量平稳”这一假设条件，随着经典计量经济学的发展，格兰杰（Granger）和纽博尔德（Newbold，1974）及菲利普斯（Phillips，1986）基于变量的非平稳性开创性地提出了伪回归（spurious regression）的概念，给主流计量经济学的发展带来了一场革命，该革命提出的一个重要研究思路是单位根（unit root）理论（Dickey and Fuller，1987）和协整（cointegration）理论（Engle and Granger，1987），该理论随后引起了越来越多研究者的兴趣，无论在对纯时间序列数据还是对面板数据的非平稳研究上，都建立了相对完善的理论分析框架。非平稳计量已经成为了计量经济学研究的主流之一。伴随而来的自然是对空间计量模型平稳性问题的研究。进年来，越来越多的空间计量文献开始关注 SAR 模型的非平稳性问题，例如，芬格尔顿（Fingleton，1999），劳里德森（Lauridsen）和克斯菲德（Kosfeld，2006，2007），阿尔格伦（Ahlgren）和杰克曼（Gerkman，2007），虞吉海和李龙飞（2010），马特罗斯欧（Martellosio，2010，2011，2012），巴尔塔基等（2013），费尔森斯顿等（Felsenstein et al.，2013），李龙飞和虞吉海（2013），宾斯多科（Beenstock）和费尔森斯顿（2010，2015）等。

早在 15 年前，芬格尔顿（1999）开创性的探讨了空间单位根、空间协整理论和空间误差修正模型，蒙特卡罗模拟结果表明空间单位根会导致空间伪回归，且普通 OLS 方法对空间误差修正模型的估计不能得到一致性估计量。随后，基于他的研究，米尔（Mur）和查韦斯（Trívez，2003）探讨了在空间趋势非平稳框架下的空间单位根和伪回归问题。芬格尔顿（1999）提出“很高的” Moran I 值意味着空间非平稳性和空间伪回归，但没有提供如何区分平稳的正自相关和非平稳的解决方法，劳里德森和克斯菲德（2006）提出的两步 LM 检验解决了这个问题，并以此检验程序来检验空间协整，蒙特卡罗模拟结果表明 LM 检验的小样本性质良好。李龙飞和虞吉海（2013）研究了横截面数据且因变量的空间滞后系数接近一时的 SAR 模型情形下，待估参数的 QML，2SLS 和线性化 QML 估计量的渐近特性。总体结果表明估计量都具有渐近正态性，QML 和线性化 QML 估计量比 2SLS 估计量更有效率。巴尔塔基等（2013）则研究了 SEM 模型存在单位根情

形下的 OLS、广义最小二乘法（GLS）、可行性广义最小二乘法（FGLS）三种估计量的渐近特性以及相应的 Wald 检验统计量。上述文献仅考察了空间横截面情形，并没有涉及空间面板模型。虞吉海和李龙飞（2010）考察了动态空间面板模型不平稳情形下 QML 估计量的渐进性质，虞吉海等（2012）从理论上探讨了当个体数和时间跨度大（小）时的空间动态面板模型参数的 QML（2SLS/GMM）的渐进性质。

总体而言，目前空间单位根和空间协整理论的发展尚不完善，特别是目前空间协整理论的检验及参数估计方法，理论上尚待进一步完善。非平稳空间计量经济学的理论分析框架已经逐步建立起来，但几乎没有相关实证应用研究（Beenstock 和 Felsenstein，2010，2015 例外）。目前国内也鲜有文献研究空间非平稳问题。非平稳空间计量经济学是空间计量经济学未来发展的重点和难点问题。

6.4　空间联立方程组的理论研究

目前，大部分空间计量模型都是单方程模型，在考虑变量的内生性时很少有研究者分析结构性空间变量的内生性问题。雷伊和保尔纳特（Boarnet，2004）给出了空间联立方程模型的一个系统框架。对联立方程的 OLS、2SLS、空间 2SLS 和 KRP（Kelejian - Robinson - Prucha）的估计偏差和一致性进行了蒙特卡罗模拟，发现 2SLS 偏差较小并具有一致性，其小样本性质在很多方面优于其他估计量且相当稳定，基于他们的工作引发了一系列的研究（Bhandari et al.，2007；Gebremariam et al.，2010；Jeanty et al.，2010；Allers and Elhorst，2011；李胜兰等，2014；Baltagi and Deng，2015）。

这里，我们以区域城市经济学中著名的罗森（Rosen，1979）和罗贝克（Roback，1982）工资 - 房价空间均衡模型为基础，引入空间交互作用，将 Roback 模型拓展为空间联立方程组模型加以论述。空间联立模型设定如下：

$$wage_{it} = \lambda_1 W^* wage_{it} + \gamma_1 rent_{it} + X_{it}\beta_1 + \mu_{1i} + \nu_{1t} + \varepsilon_{1it},\ \varepsilon_{1it} = \rho_1 W^* \varepsilon_{1it} + e_{1it}$$

$$rent_{it} = \lambda_2 W^* rent_{it} + \gamma_2 wage_{it} + X_{it}\beta_2 + \mu_{2i} + \nu_{2t} + \varepsilon_{2it},\ \varepsilon_{2it} = \rho_2 W^* \varepsilon_{2it} + e_{2it}$$

$$\phi = \mathrm{var}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{pmatrix} \tag{6.1}$$

空间面板联立方程模型（6.1）存在以下几个问题：（1）联立方程组一方面可能产生“联立内生性”——wage 和 rent 同时互相决定，导致普通 OLS 估计量失去一致性；另外一方面，这两个内生变量可能同时受到其他因素影响，两方程的误差项存在相关性，导致估计量失去有效性；（2）被解释变量（误差项）都存在空间相关性，导致 OLS 估计量失去一致性（有效性）；（3）面板数据的个体

和时间异质性问题。为克服空间面板联立方程模型估计中的上述问题，得到一致、有效的估计量，本部分将根据凯利健和普鲁哈（2004）对空间横截面联立方程模型给出的一致且渐近正态分布的广义空间三阶段最小二乘（generalized spatial three-stage least square，GS3SLS）估计方法使用面板数据固定效应设定对模型进行估计，具体估计步骤如下：

第一步，不考虑误差项的结构，使用2SLS或GMM方法分别对wage方程和rent方程进行估计。先将各个方程的各内生变量（wage，rent，W * wage，W * rent）对凯利健和普鲁哈（2004）建议的IV集（X，WX，W^2X）回归得到预测值，其中X为影响工资或房价的解释变量（包括人口、自然环境等）；再将被解释变量对预测值和外生控制变量回归，得到变量系数λ、γ、ϕ、β的一致估计，并计算残差$\hat{\varepsilon}$。

第二步，利用第一步得到的残差$\hat{\varepsilon}$，使用*GMM*方法分别对两个方程的误差项空间自回归系数ρ和ϕ进行估计得到一致估计量$\hat{\rho}$和$\hat{\phi}$；利用$\hat{\rho}$对各方程进行Cochrane－Orcutt变换，分别得到去除误差项空间自相关的模型方程。

第三步，考虑误差项的方程间同期相关，对去除误差项空间自相关的模型方程再次进行2SLS估计，其步骤为：首先将经过Cochrane－Orcutt变换的所有解释变量对IV集回归得到预测值；再将经过Cochrane－Orcutt变换的被解释变量对预测值做GLS估计，得到变量系数λ、γ、ϕ、β的一致、有效估计量。

本章最后一节提供了估计式（6.1）空间联立方程组的STATA程序，供感兴趣的学者参考。

6.5 空间非线性（受限因变量等）模型

目前的文献大多关注了线性模型的空间效应问题，而较少涉及非线性模型或限制因变量模型。然而，在现实的经济运行中，变量之间的非线性关系比比皆是。这就需要学者们更多地考虑除线性以外的模型空间效应问题。比如，将空间效应引入受限因变量，其中最具代表性的是空间概率模型（spatial probit model）、空间有序logit模型、空间Tobit模型等。国外的研究包括卡斯（Case，1992），迈克米伦（McMillen，1992，1995），布洛克（Brock）和达洛夫（Durlauf，1995），品科斯（Pinkse）和斯莱德（Slade，1998），勒沙杰（2000），贝龙等（Beron et al.，2003），默多克等（Murdoch et al.，2003），卡斯特罗等（Castro et al.，2012），卢米斯和米勒（2013），杰尼斯（Jenish，2015），徐星柏（Xingbai Xu）和李龙飞（2015）等。国内有学者朱钧钧等（2012）、郭峰（2014）。对于此类非线性空间模型（空间概率模型、空间Tobit模型、空间时间持续模型（spatial

duration model）、空间计数模型（spatial count data model）的理论与实证发展比较滞后，更不用提在此基础上拓展到面板及动态面板的情形。

以空间动态面板计数模型（spatial dynamic panel count data，SDPCD）为例说明这类新型模型在理论发展上的复杂性和难点。我们既要考虑因变量的离散计数数据（count data）特征（非负整数值特征），又要考虑面板模型的个体异质性和因变量的动态性特征，同时还要考虑经济体之间的空间依赖性。现有空间计量经济学理论中并没有对应的模型和方法可供直接使用，需要将空间动态面板模型和计数数据的特点结合起来，并给出计数面板数据模型的理论估计方法和统计推断。由于现有文献研究中对于在计数模型中如何设定动态过程和空间效应存在多种方法（见 Cameron and Trivedi，2013），但是并没有一种设定被普遍接受并使用，我们主要考虑其中一种相对使用较多的设定方式——线性反馈模型（linear feedback model）。模型表述如下：记 $\mu_{it}=E(y_{it}\mid Y_{-i,t},\ Y_{n,t-1},\ X_{it},\ \alpha_i)$，其中 $Y_{-i,t}=(y_{1t},\ \cdots,\ y_{i-1,t},\ y_{i+1,t}\cdots,\ y_{nt})'$，$Y_{nt}=(y_{1t},\ \cdots,\ y_{nt})'$。在该模型中，我们假设 μ_{it} 具有如下的形式：$\mu_{it}=py_{i,t-1}+\delta\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{jt})+\gamma\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{j,t-1})+\alpha_i\exp(X'_{it}\beta)$，其中等式右边第一项表示的是自身的一阶动态影响，第二和第三项表示的是当期和滞后一期的空间影响，α_i 代表了个体 i 的固定效应。上述的设定来源于泊松自回归模型。对于没有空间效应的动态计数模型，布伦德尔等（2002）考虑了 μ_{it} 的类似设定并与其他设定形式做了比较。值得一提的是，直觉上更加简单的设定是将动态效应、空间效应和 X_{it} 同时纳入指数函数。但是，这样的设定要求 $\rho\leqslant 0$，$\delta\leqslant 0$，$\gamma\leqslant 0$，否则系统是不平稳的。此外，这种设定的模型解释变得更加复杂。

对于上述模型，和伍德里奇（Wooldridge，1997）、张伯伦（Chamberlain，1992）、布伦德尔等（2002）一样，我们也考虑 GMM 估计。其基本思想为，首先对模型做变换，消除固定效应，然后寻找合适的工具变量构造矩条件，从而估计模型。具体的，定义，

$$s_{it}=\{y_{it}-\rho y_{i,t-1}-\delta\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{jt})-\gamma\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{j,t-1})\}\exp(X'_{i,t-1}\beta)/\exp(X'_{it}\beta)-\{y_{i,t-1}-\rho y_{i,t-2}-\delta\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{j,t-1})-\gamma\sum_{j=1,\neq i}(w_{ij}y_{j,t-2})\}$$

当模型中的 X_{it} 具有严格外生性时，根据期望迭代定律（law of iterated expectation），我们有如下的等式：$E(s_{it}\mid Y_{n,1},\ \cdots,\ Y_{n,t-2},\ X_{i1},\ \cdots,\ X_{iT})=0$。当模型中 X_{it} 是预定的，上述等式可以改写为 $E(s_{it}\mid Y_{n,1},\ \cdots,\ Y_{n,t-2},\ X_{i1},\ \cdots,\ X_{i,t-1})=0$。基于该表达式，我们可以构造出未知参数的 GMM 估计量，并推导出该估计量的大样本性质，并通过蒙特卡罗模拟来验证该估计量的有限样本性质。

此外，作为上述 GMM 估计方法的一个备选，我们也可以考虑上述模型的前样本均值（presample mean）估计量的理论性质并通过蒙特卡罗模拟来考察该估计量的有限样本性质。

简言之，SDPCD 理论估计与统计推断方面至少存在以下几处难点：（1）模型中引入动态效应和空间效应。无论是线性反馈模型，还是指数反馈模型，或者是指数 - 对数反馈模型，每一种设定都有一定的缺陷。不论在计量经济理论中，还是在实证应用研究中，没有哪一种设定能受到普遍的接受。寻找恰当的模型设定是比较有困难的。（2）模型的识别问题。和空间动态面板数据模型一样，我们需要找出相应的关于 δ、γ、ρ 的约束条件。（3）在 GMM 估计中面临的一个问题是如何选取矩条件或者工具变量。尤其是在空间面板的设定下，可供选择的工具变量很多，如何选取有效的矩条件也将成为该 SDPCD 研究的难点。（4）计量模型运算问题。为了考察新模型估计量和检验统计量的有限样本性质，需要采用蒙特卡洛模拟方法做重复试验。可以预知，这需要耗费大量的时间，尤其是模型设定检验部分涉及 bootstrap。如果没有有效的计算实现程序，这部分提出的方法的有效性将无从验证，从而导致提出的方法失去应有的意义和作用。因此，在计算机速度限制的情况下，如何进行有效快速的计算模拟，简化计算过程，增强其实现的程序化水平，都将是空间计量经济学未来需要解决的问题。

6.6 其他空间计量问题

其他待发展的问题包括：（1）具备因子结构特征的空间计量模型。（2）大数据和模型运算等计算问题。（3）空间模型的重复抽样问题。（4）空间模型的强相关和弱相关问题。（5）空间期望模型。（6）空间异质性和变结构模型的处理问题。已有的空间计量经济学理论和方法基本上是围绕空间相关性展开讨论的，较少涉及空间异质性的处理方式。目前，处理空间异质性的主要方法是地理加权回归模型（geographically weighted regression，GWR）。但是，GWR 只讨论模型的变系数问题，对模型的结构变化却无能为力。由于问题的复杂性，GWR 模型虽然经过了近十年的发展，其理论研究仍然较为薄弱，许多问题有待解决。（7）空间经济模型预测（Baltagi 和 Li，2006；Kelejian 和 Prucha，2007；Fingleton，2009）。

相对其他空间计量问题而言，上述研究一直是空间计量研究较弱的领域。对于上述模型的设定、检验和估计方法的研究将是空间计量经济学另一发展方向。

6.7　空间计量软件的发展

随着空间计量经济学理论和实证的快速发展，学者对经济统计及空间计量软件的需求也越来越强烈，空间计量经济学相关软件也得到了不断地更新和突破，各种统计、计量软件应运而生。

卢克·安瑟林于1993年开发了一款主要为统计设计的GeoDa软件，主要用于自相关性统计和异常值指示等空间数据分析（可免费下载于http：//geoda-center. asu. edu）。相比于GeoDa软件，第二款空间分析软件，ArcGIS，功能更加强大和全面，除了用于统计分析外，还包括很多模块，如空间分析模块、3D分析模块、地统计分析模块等。第三款常用的分析软件是R。R是一个免费的、由志愿者管理的软件。R软件包括3个主要空间计量模块：sp、spdep和splm。sp主要用于构建空间权重矩阵，spdep主要用于空间自相关分析和横截面数据的空间计量分析，splm用于面板数据空间计量。简单来讲，横截面数据估计程序R命令见表6-1。空间计量的R软件应用更多可参考http：//www. r-project. org，（Bivand，2002，2006），Piras（2010）和Bivand et al.（2013）。

表6-1　　**空间计量模型R语句**

函数	分析功能
lm	非空间线性模型
lagsarlm	横截面SAR模型
errorsarlm	横截面SEM模型
lagsarlm + type = “mixed”	横截面SDM模型
spfelm + effects = “spfe”	空间面板个体效应模型
spfelm + effects = “tpfe”	空间面板时间效应模型
spfelm + effects = “sptpfe”	空间面板双向固定效应模型
spreml + errors = “semssre”	空间面板随机效应模型

第四款被广泛用于空间计量分析的软件为Matlab。已经开始有一些研究者如詹姆斯·勒沙杰、保罗·埃尔霍斯特、唐纳德·拉康姆、尼古拉斯·迪巴兹利用Matlab开发出一些相关的程序。詹姆斯·勒沙杰开发了适用于横截面数据和面板数据的Matlab模块，可以在其个人网页http：//www. spatial-econometrics. com免费下载。主要估计程序见表6-2。

表 6 - 2 空间计量模型 Matlab 语句

函数	分析功能
ols (y, X)	非空间线性模型
sar (y, X, W)	横截面 SAR 模型
sem (y, X, W)	横截面 SEM 模型
sac (y, X, W1, W2)	横截面 SAC 模型
sem_panel_FE (y, X, W1, W2, T)	面板空间固定效应模型
sem_panel_RE (y, X, W1, W2, T)	面板空间随机效应模型

保罗·埃尔霍斯特同样开发了用于空间计量的 Matlab 模块，其功能更加强大，除了对上述模型的分析之外，还包括了对动态空间面板模型及两区制空间面板模型等的估计程序，面板不平稳性和空间协整分析等程序。这些程序包可以在其个人网页免费下载（http：//www. regroningen. nl/elhorst/software. shtml）。主要估计程序见表 6 - 3。

表 6 - 3 空间计量模型 Matlab 语句

函数	分析功能
sar_panel_FE/f_sarpanel/f2_sarpanel	静态 SAR 固定效应模型
sar_panel_RE/f_sarpanel/f2_sarpanel	静态 SAR 随机效应模型
sem_panel_FE/f_sempanel/f2_sempanel	静态 SEM 固定效应模型
sem_panel_RE/f_respat/f2_respat	静态 SEM 随机效应模型
sarregime_panel/f_sar2_panel/f2_sar2_panel	两区制空间面板固定效应模型

最后一款为我们常见的软件 STATA。用于空间计量分析的 STATA 模块主要见表 6 - 4。

表 6 - 4 空间计量模型 STATA 语句

函数	分析功能
spatreg	SAR、SEM 模型
spmlreg	SAR、SEM、SAC、SDM 模型
spautoreg	SAR、SEM、SDM、SAC、GS2SLS 等模型
xsmle	SAR、SEM、SAC、SDM 模型（固定或随机效应）
spregdhp/spregdpd	线性动态空间面板 SAR/SDM 模型 (Han - Philips/Arellano - Bond 型)
gs2slsxt	面板 GS2SLS 模型
sptobitsar/sptobitsdm/sptobitsac/sptobitsem	Tobit SAR/SDM/SAC/SEM 模型（横截面数据）
sptobitsarxt/sptobitsdmxt/sptobitsacxt/sptobitsemxt	Tobit SAR/SDM/SAC/SEM 模型（面板数据）

总而言之，这些软件的开发为空间计量经济学实证研究提供了丰富的分析工具，促进了空间计量经济学的快速发展。然而由于空间计量是最近发展起来的，相应的计量软件发展仍比较滞后。在比较常用的计量软件如 STATA 中，目前还缺乏一套系统、全面的分析程序包。STATA 空间计量模块主要面临以下几个问题：缺乏对直接效应、间接效应及总效应的分析；缺乏一些用于模型比较的必要检验等（如空间 Hausman 检验），这给空间计量学者带来了比较大的限制。詹姆斯·勒沙杰、保罗·埃尔霍斯特等开发的 Matlab 工具箱，对横截面数据或面板数据的分析相对而言更加成熟完善，能基本满足空间实证分析的需求。当然，Matlab 或 R 软件对初学者有一定难度，STATA 软件则比较容易。

虽然空间计量软件在不断地开发和完善，但目前为止，对一些相对复杂的模型（如空间联立方程组模型、空间持续时间数据（duration data）模型，空间 Probit/Tobit 模型、空间计数（count data）模型、非线性空间模型、因子结构空间模型、贝叶斯空间计量模型）分析的软件实现，不论是应用于横截面数据还是面板数据，都比较欠缺。这些都将是未来空间计量软件发展的重要方向。

6.8　STATA 软件操作

这一节给出空间面板联立方程的 STATA 估计程序，供感兴趣的学者参考。基于罗森（1979）和罗贝克（1982）工资——房价空间均衡模型，引入空间交互作用，将 Roback 模型拓展为空间联立方程组模型。Roback 均衡模型认为，在资本和劳动力可以在城市间自由流动的假定下，不同城市的居民和厂商将获得相等的效用水平（isoutility）和成本水平（isocost）。对于居民来说，城市的高房价需要相应的高工资作为补偿，这样方能获得相同的效用水平；而对于厂商来说，更高的土地成本必须由较低的工资补偿，这样方能得到相同的成本水平。不同的城市具备不同的环境特征品质或“宜人条件”（amenity），这些“宜人条件”作用于居民的效用或厂商的成本，对均衡价格（工资和房价）产生影响。最终，不同城市的房价和工资差异应该由城市“宜人条件”的差异所解释。

空间联立方程组模型的 STATA 估计程序如下：

```
use "F:\Roback.dta",clear

gl matfile_wmatrix wmatrix /*定义空间权重矩阵(假定已经存在 mata 里)宏文件 matfile_wmatrix */

gl depvars reng wage

global equation1 houseage bedroom kitchen temperature huimidity seashore /* 房
```

```
价影响因素,后面3个为环境变量 * /
    global equation2 white college age65 popdensity temperature huimidity seashore /
* 工资影响因素,后面3个为环境变量 * /

    gl xvars: list global(equation1) | global(equation2)
    gl xvars $ xvars
    gl inst1: list global(xvars)-global(equation1)
    gl inst2: list global(xvars)-global(equation2)

    splagvar $ depvars,ind( $ xvars)wn( $ matfile_wmatrix)wf(Mata)order(2)re-
place / * 计算 WY,WX;要先安装 splagvar * /
    unab lagyvars: wy_ *
    unab lagxvars: wx_ * w2x_ *
    global all_lagy 'lagyvars'
    global all_laginst 'lagxvars'

    global depv1 ':word 1 of $ {depvars}'
    global depv2 ':word 2 of $ {depvars}'

    * 第一阶段:Spatial 2SLS
    ******************************************************
    * 房价方程
    ivreg2 $ depv1(wy_$ depv1 $ depv2 = $ inst1 $ all_laginst) $ equation1
    anketest,w(wmatrix)wf(Mata)model(iv-sar)/ * 基于残差项的空间相关检验;
要先安装 anketest * /
    predict e1,resid
    est clear
    est sto hs_s2sls

    * 工资方程
    ivreg2 $ depv2(wy_$ depv2 $ depv1 = $ inst2 $ all_laginst) $ equation2
    anketest,w(wmatrix)wf(Mata)model(iv-sar)
    predict e2,resid
    est sto po_s2sls

    * Spatial 3SLS 回归
    reg3( $ depv1 = wy_$ depv1 $ depv2 $ equation1)( $ depv2 = wy_$ depv2
$ depv1 $ equation2),inst( $ xvars $ all_laginst)
```

```
est sto hspo_s2sls
pwcorr e1 e2,sig
* 第二阶段:NLS(或 GMM)估计 GS2SLS 模型中的 rho and sigma
*****************************************************************
capture program drop gmmrho_sigma
program define gmmrho_sigma
local res e1 e2
preserve
mata: gmmprep("'res'")
forv i=1/2 {
            di
            di as txt "Nonlinear Estimation of Rho and Sigma for Equation",'i'
            nl(z'i'={rho}*v1'i' + {rho}^2*v2'i' + {sigma}*v3'i'),robust
            scalar rho'i'=[rho]_cons
}
restore
end
version 14
mata:
mata drop *()
void gmmprep(string scalar res)
{
external E
E=st_data(.,tokens(res))
fh = fopen(st_global("matfile_wmatrix"),"r")
w=fgetmatrix(fh)
fclose(fh)
st_dropvar(.)
st_addobs(3)
vindxes1=J(1,cols(E),.)
vindxes2=J(1,cols(E),.)
vindxes3=J(1,cols(E),.)
stubv1="v1"
stubv2="v2"
```

```
stubv3 = "v3"
zindxes = J(1,cols(E),.)
stubz = "z"
for(i=1;i<=cols(E);i++){
        name1v = stubv1 + strofreal(i)
        name2v = stubv2 + strofreal(i)
        name3v = stubv3 + strofreal(i)
        namez = stubz + strofreal(i)
        u = E[.,i]v = w * u
        s = w * v
        u2 = u:*u
        v2 = v:*v
        s2 = s:*s
        uv = u:*v
        us = u:*s
        vs = v:*s
        tm = trace(w,w,1)/rows(w)
        h11 = -2:*mean(uv,1)
        h12 = mean(v2,1)
        h13 = -1
        h21 = -2:*mean(vs,1)
        h22 = mean(s2,1)
        h23 = -trace(tm)
        h31 = -(mean(v2,1):+mean(us,1))
        h32 = mean(vs,1)
        h33 =0
        hy1 = -mean(u2,1)
        hy2 = -mean(v2,1)
        hy3 = -mean(uv,1)
        h1 = h11\h21\h31
        vindxes1[i] = st_addvar("double",name1v)
        st_store(.,name1v,h1)
        h2 = h12\h22\h32
        vindxes2[i] = st_addvar("double",name2v)
        st_store(.,name2v,h2)
```

```
            h3 = h13 \h23 \h33
            vindxes3[i] = st_addvar("double",name3v)
            st_store(.,name3v,h3)
            h = hy1 \hy2 \hy3
            zindxes[i] = st_addvar("double",namez)
            st_store(.,namez,h)
}
}
end

gmmrho_sigma

* 第三阶段:Cochrane - Orcutt 转换每个方程中的变量
capture program drop transmyvar
program define transmyvar
forv i = 1/2 {
            scalar eq = 'i'
            mata: cocrane_trans(" $ depvars"," ${inst_eq 'i' a}"," $ all_
            lagy","rho 'i'","eq")
}
end

version 14
mata:
mata drop * ()
void cocrane_trans(string scalar depv,string scalar xvars,string scalar lagdeps,
string scalar rho,string scalar qi)
{
external y,x,wy
//real scalar q
y = st_data(.,tokens(depv));cols(y);display("Allo")
x = st_data(.,tokens(xvars));"cols x = ";cols(x)
wy = st_data(.,tokens(lagdeps))
r = st_numscalar(rho);r
q = st_numscalar(qi);q

fh = fopen(st_global("matfile_wmatrix"),"r")
```

```
w = fgetmatrix(fh)
fclose(fh)
yindxes = J(1,cols(y),.)
xindxes = J(1,cols(x),.)
wyindxes = J(1,cols(wy),.)
stuby = "y" + strofreal(q) + "t"
stubx = "x" + strofreal(q) + "t"
stubwy = "wy" + strofreal(q) + "t"
for(i=1;i<=cols(y);i++){
                namey = stuby + strofreal(i)
                yt = y[.,i] - r*w*y[.,i]
                yindxes[i] = st_addvar("double",namey)
                st_store(.,namey,yt)
}
for(i=1;i<=cols(x);i++){
                namex = stubx + strofreal(i)
                xt = x[.,i] - r*w*x[.,i]
                xindxes[i] = st_addvar("double",namex)
                st_store(.,namex,xt)
}
for(i=1;i<=cols(wy);i++){
                namewy = stubwy + strofreal(i)
                wyt = wy[.,i] - r*w*wy[.,i]
                wyindxes[i] = st_addvar("double",namewy)
                st_store(.,namewy,wyt)
}
namecon = "tcons_eq" + strofreal(q)
idx = st_addvar("double",namecon)
cons_tr = J(rows(x),1,1)[,1] - r*w*J(rows(x),1,1)[,1]
st_store(.,namecon,cons_tr)
}
end
transmyvar
```

```
    * GS2SLS 回归(i 为变量,j 代表方程)
    forv j = 1/':word count $ depvars' {
            local i = 1
            foreach var of global inst_eq'j'a {
                ren x'j't'i'xt'j'_'var'
                local i = 'i' + 1
            }
    }
    forv j = 1/':word count $ depvars' {
            local i = 1
            foreach rav of global depvars {
                ren y'j't'i'yt'j'_'rav'
                ren wy'j't'i'wyt'j'_'rav'
                local i = 'i' + 1
            }
    }
    unab weird_a: xt1_*
    unab weird_b: xt2_*
    unab weird_c: wyt1_*
    unab weird_d: wyt2_*
    global xtrs_eq1 'weird_a'
    global xtrs_eq2 'weird_b'
    global wytrs_eq1 'weird_c'
    global wytrs_eq2 'weird_d'
    *房价方程
    ivreg2 yt1_$ depv1(wyt1_$ depv1 yt1_$ depv2 = $ xvars $ all_laginst) $
xtrs_eq1 tcons_eq1
    predict sp_val_res,res
    est clear
    est sto hs_full
    estat endogenous
    * 工资方程
    Ivreg2 yt2_$ depv2(wyt2_$ depv2 yt2_$ depv1 = $ xvars $ all_laginst) $
xtrs_eq2 tcons_eq2
```

```
predict sp_pop_res,res
est sto po_full
estat endogenous

pwcorr sp_val_res sp_pop_res,sig /*残差项相关系数*/

*可行性广义空间三阶段最小二乘(Feasible Generalized Spatial 3SLS)
reg3(yt1_$ depv1 = wyt1_$ depv1 yt1_$ depv2 $ xtrs_eq1 tcons_eq1,noc)
(yt2_$ depv2 = wyt2_$ depv2 yt2_$ depv1 $ xtrs_eq2 tcons_eq2,noc),inst(tcons_
eq1 tcons_eq2 $ xvars $ xtrs_eq1 $ xtrs_eq2 $ all_laginst)noc
est sto hspo_full
```

* 如果要计算 x 对 y 的直接、间接及总效应,可以在 ivreg2 命令后面调入 spmargin 命令(参考 3.7.2 部分 spmargin 的用法,此略)

主要参考文献

1. 蔡昉：《刘易斯转折点——中国经济发展新阶段》，社会科学文献出版社2008。

2. 财政部：《中国财政年鉴（2011）》，中国财政杂志社。

3. 陈诗一：《中国碳排放强度的波动下降模式及经济解释》，载《世界经济》2011年第4期。

4. 邓明、郭鹏辉：《货币危机的“交叉传染”及其传染途径检验——基于空间自回归Probit模型的实证分析》，载《中央财经大学学报》2011年第6期。

5. 杜婷婷、毛峰、罗锐：《我国经济增长与CO_2排放演化探析》，载《中国人口、资源与环境》2007年第2期。

6. 杜官印、蔡运龙、李双成：《1997～2007年中国分省化石能源碳排放强度变化趋势分析》，载《地理与地理信息科学》2010年第5期。

7. 范定祥、刘会洪：《中国省区碳排放强度的分布特征及其变化分析》，载《西安财经学院学报》2012年第3期。

8. 郭峰：《地方性金融机构设立的内生条件和攀比效应——基于村镇银行的空间Probit模型分析》，载《金融学》2014年第2期。

9. 郭建万、陶峰：《集聚经济、环境规制与外商直接投资区位选择》，载《产业经济研究》2009年第4期。

10. 郭庆旺、吕冰洋、张德勇：《财政支出结构与经济增长》，载《经济理论与经济管理》2003年第11期。

11. 贺灿飞：《中国外商直接投资的区域分异及其变化》，载《地理研究》1999年第2期。

12. 何兴强、王利霞：《中国FDI区位分布的空间效应研究》，载《经济研究》2008年第11期。

13. 何正霞、许士春：《我国经济开放对环境影响的实证研究：1990～2007年》，载《国际贸易问题》2009年第10期。

14. 黄肖琦、柴敏：《新经济地理学视角下的FDI区位选择——基于中国省际面板数据的实证分析》，载《管理世界》2006年第10期。

15. 蒋伟：《中国外商直接投资区位决定：基于“第三方效应”的空间计量

分析》，载《世界经济研究》2012 年第 1 期。

16. 蒋伟、赖明勇：《空间相关与外商直接投资区位决定——基于中国城市数据的空间计量分析》，载《财贸研究》2009 年第 6 期。

17. 金相郁、朴英姬：《中国外商直接投资的区位决定因素分析：城市数据》，载《南开经济研究》2006 年第 2 期。

18. 李军鹏：《论中国政府公共服务职能》，载《国家行政学院学报》2003 年第 4 期。

19. 林伯强、蒋竺钧：《中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析》，载《管理世界》2009 年第 4 期。

20. 刘华军、赵浩：《中国二氧化碳排放强度的地区差异分析》，载《统计研究》2012 年第 6 期。

21. 宋德勇、易艳春：《外商直接投资与中国碳排放》，载《中国人口资源与环境》2011 年第 1 期。

22. 孙晓莉：《中外公共服务体制比较》，国家行政学院出版社 2007 年版。

23. 王海龙：《公共服务的分类框架：反思与重构》，载《东南学术》2008 年第 6 期。

24. 魏后凯：《欧美日韩在华制造业投资的区位决定》，载《中国工业经济》2000 年第 11 期。

25. 夏友富：《外商投资中国污染密集产业现状、后果及其对策研究》，载《管理世界》1999 年第 3 期。

26. 杨海生、贾佳、周永章、王树功：《贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染》，载《中国人口资源与环境》2005 年第 3 期。

27. 应瑞瑶、周力：《外商直接投资、工业污染与环境规制 - 基于中国数据的计量经济学分析》，载《财贸经济》2006 年第 1 期。

28. 余华义：《中国省际能耗强度的影响因素及其空间关联性研究》，载《资源科学》2011 年第 7 期。

29. 余姗、丁忠民：《粘蝇纸效应在我国政府间转移支付中的实证研究——基于一般性转移支付资金的研究》，载《重庆工商大学学报》2008 年第 6 期。

30. 虞义华、郑新业、张莉：《经济发展水平、产业结构与碳排放强度—中国省级面板数据分析》，载《经济理论与经济管理》2011 年第 3 期。

31. 岳超、胡雪洋、贺灿飞、朱江玲、王少鹏、方精云：《1995 ~ 2007 年我国省区碳排放强度及碳强度的分析》，载《北京大学学报（自然科学版）》2010 年第 4 期。

32. 曾贤刚：《环境规制、外商直接投资与污染避难所假说——基于中国 30 个省份面板数据的实证研究》，载《经济理论与经济管理》2010 年第 11 期。

33. 曾贤刚、庞舍霜：《我国各省区 CO_2 排放状况、趋势及其减排对策》，载《中国软科学增刊》2009 年第 8 期。

34. 赵云泰、黄贤金、钟太洋：《1999～2007 年中国能源消费碳排放强度空间演变特征》，载《环境科学》2011 年第 11 期。

35. 朱钧钧、谢识予、许祥云：《基于空间 Probit 面板模型的债务危机预警方法》，载《数量经济技术经济研究》2012 年第 10 期。

36. 朱平芳、张征宇、姜国麟：《FDI 与环境规制：基于地方分权视角的实证研究》，载《经济研究》2011 年第 6 期。

英文参考文献：

1. Acosta P. The "flypaper effect" in presence of spatial interdependence: evidence from Argentinean municipalities. *Annals of Regional Science*, Vol. 44, No. 3, 2010, pp. 453 – 466.

2. Agenor P. and Moreno – Dodson B. Public infrastructure and growth: New channels and policy implications. World Bank Policy Research Working Paper, No. 4064, 2006.

3. Ahlgren N. and Gerkman L. Inference in Spatial Econometric Models, Working Paper, 2007.

4. Aitken M. A general maximum likelihood analysis of overdispersion in generalized linear models. *Statistics and Computing*, Vol. 6, No. 3, 1996, pp. 251 – 262.

5. Allers M. and Elhorst P. A simultaneous equations model of fiscal interactions. *Journal of Regional Science*, Vol. 51, No. 2, 2011, pp. 271 – 291.

6. Anselin L. *Spatial econometrics: Methods and Models.* Boston, MA: Kluwer Academic Publishers, 1988.

7. Anselin L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis* No. 27, 1995, pp. 93 – 115.

8. Anselin L. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, Vol. 27, No. 3, 2002, pp. 247 – 267.

9. Anselin L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 2, 2003, pp. 153 – 166.

10. Anselin L. and Bera A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In Ullha A and Giles D. (ed.) *Handbook of Applied Economics statistics.* New York: Maccel Dekker, 1998.

11. Anselin L., Bera A., Florax R. and Yoon M. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 1, 2007,

pp. 77 – 104.

12. Anselin L. and Florax R. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: Some further results. In Anselin L. and Florax R. (ed.) *New Directions in Spatial Econometrics*, 1995, pp. 21 – 71.

13. Anselin L., Le Gallo J., Jayet H. Spatial panel econometrics. In Matyas L. and Sevestre P. (ed.) *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (3rd ed.), 2008, pp. 901 – 969.

14. Anselin L. and Rey S. *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeodDa, Geodaspace and Pysal.* AZ: Geoda Press, 2014.

15. Anselin L. and Smirnov O. Efficient algorithms for constructing proper higher order spatial lag operators. *Journal of Regional Science*, Vol. 36, No. 1, 1996, pp. 67 – 89.

16. Arbia G. *A primer for spatial econometrics: with applications in R.* NY: Palgrave Macmillan, 2014.

17. Arraiz I., Drukker D. and Kelejian H. and Prucha I. A spatial Cliff – Ord-type model with heteroskedastic innovations: small and large sample results. *Journal of Regional Science*, Vol. 50, No. 2, 2010, pp. 592 – 614.

18. Arrelano M. *Panel Data Econometrics.* Oxford University Press, Oxford, 2003.

19. Arellano M. and Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, Vo. 68, No. 1, 1995, pp. 29 – 51.

20. Arellano M. and Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp. 277 – 297.

21. Aronsson T., Lundberg J. and Wikstrom M. (2000) The impact of regional public expenditure on the local decision to spend. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 30, No. 2, 2000, pp. 185 – 202.

22. Aschauer D. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No. 2, 1989a, pp. 177 – 200.

23. Aschauer D. Public investment and productivity growth in the group of seven. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 5, 1989b, pp. 17 – 25.

24. Aschauer D. Infrastructure and macroeconomic performance: Direct and indirect effects. In OECD jobs study: Investment, productivity and employment, 1993, pp. 85 – 101.

25. Aten B. (1997) Does space matter? International comparisons of the prices of tradable and nontradables. *International Regional Science Review*, Vol. 20, No. 1, 1997, pp. 35 – 52.

26. Bae S. and Feiock R. The flypaper effect revisited: intergovernmental grants and local governance. *International Journal of Public Administration*, Vol. 27, No. 8 – 9, 2004, pp. 577 – 596.

27. Baicker K. The spillover effects of state spending. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 2 – 3, 2005, pp. 529 – 544.

28. Bailey S. and Connolly S. The flypaper effect: identifying areas for future research. *Public Choice*, Vol. 95, No. 3 – 4, 1998, pp. 335 – 361.

29. Balachandran K. and Srinidhi B. On the control of public service. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 9, No. 1, 1994, pp. 21 – 39.

30. Baltagi B *Panel data econometrics*. Oxford University Press, Oxford, 2005.

31. Baltagi B. and Deng Y. EC3SLS Estimator for a simultaneous system of spatial autoregressive equations with random effects. *Econometric Reviews*. Forthcoming, 2015.

32. Baltagi B., Kao C. and Liu L. The estimation and testing of a linear regression with near unit root in the spatial autoregressive error term. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 8, No. 3, 2013, pp. 241 – 270.

33. Barnett R. The (non) equivalence theorem when there are matching grants as well as lump sum grants. *Public Choice*, No. 75, 1993, pp. 363 – 369.

34. Bassanini A., Scarpetta S. and Hemmings P. Economic growth: The role of policies and institutions. Panel data evidence from OECD countries, OECD Economics Department Working Papers, No. 283, 2001.

35. Baum C., Schaffer M. and Stillman S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing *Stata Journal*, Vol. 3, No. 1, 2003, pp. 1 – 31.

36. Becker E. The illusion of fiscal illusion: Unsticking the flypaper effect. *Public Choice*, Vol. 86, No. 1, 1996, pp. 85 – 102.

37. Beenstock M. and Felsenstein D. Spatial error correction and cointegration in nonstationary panel data: regional house prices in Israel. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 12, No. 2, 2010, pp. 189 – 206.

38. Beenstock M. and Felsenstein D. Estimating spatial spillover in housing construction with nonstationary panel data. *Journal of Housing Economics*, Vol. 28, No. 1, 2015, pp. 42 – 58.

39. Bergstrom T. and Goodman R. Private demands for public goods. *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 1973, pp. 280 – 296.

40. Berry B. and Marble D. *Spatial analysis*. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1968.

41. Besley T. and Case A. Incumbent behavior: vote seeking, tax setting and yardstick competition. *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, 1995, pp. 25 – 45.

42. Bhandari D., Johnson T. and Robinson D. Local economic interrelationships in Missouri: A spatial simultaneous equation approach. Presented in 54th Annual North American Meetings of the Regional Science Association. Savannah, Georgia. November 7 – 10, 2007.

43. Bhargava A. and Sargan, J. Estimating dynamic random effects models from panel data covering short time periods. *Econometrica*, Vol. 51, No. 6, 1983, pp. 1635 – 1660.

44. Bhattacharjee A., Jensen – Butler C. Estimation of the spatial weights matrix under structural constraints. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 43, No. 4, 2013, pp. 617 – 634.

45. Biles J. Using spatial econometric techniques to estimate spatial multipliers: An assessment of regional economic policy in Yucatán, Mexico. *Review of Regional Studies*, Vol. 33, No. 2, 2003, pp. 121 – 141.

46. Bivand R. Spatial Econometrics Functions in R: Classes and Methods. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 4, No. 4, 2002, pp. 405 – 421.

47. Bivand R. Implementing Spatial Data Analysis Software Tools in R. *Geographical Analysis*, Vol. 38, No. 1, 2006, pp. 23 – 40.

48. Bivand R., Pebesma E. and Gomez – Rubio V. *Applied Spatial Data Analysis with R*. (2nd ed.). NY: Springer. 2013.

49. Black D. On the rational of group decision making. In Arrow K. and Scitovsky T. (ed.) *Readings in Welfare Economics*, 1969, pp. 133 – 146.

50. Blundell R. and Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, 1998, pp. 115 – 143.

51. Blundell R., Griffith R. and Windmeijer F. Individual effects and dynamics in count data models. *Journal of Econometrics*, No. 108, 2002, pp. 113 – 131.

52. Borcherding T. and Deacon R. (1972) The demand for the services of non-federal governments. *American Economic Review*, Vol. 62, No. 5, 1972, pp. 891 – 901.

53. Bottai M., Salvati N. and Orsini N. Multilevel models for analyzing people's daily movement behavior. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 8, No. 1, 2006,

pp. 97 – 108.

54. Bradford D. and Oates W. The analysis of revenue sharing in a new approach to collective fiscal decisions. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 85, No. 3, 1971, pp. 416 – 439.

55. Brennan G. and Pincus J. A minimalist model of federal grants and flypaper effects. *Journal of Public Economics*, Vol. 61, No. 2, 1996, pp. 229 – 246.

56. Broadway R. and Shah A. Intergovernmental fiscal transfers: principles and practice. World Bank Publications, Washington DC, 2007.

57. Bruce D., Carroll D., Deskins J. and Rork J. Road or ruin? A spatial analysis of state highway spending. *Public Budgeting & Finance*, Vol. 27, No. 4, 2007, pp. 65 – 85.

58. Brueckner J. Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 2, 2003, pp. 175 – 188.

59. Brunsdon C., Fotheringham A. and Charlton M. Geographically weighted regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, Vol. 28, No. 4, 1996, pp. 281 – 298.

60. Burridge Burridge, P. On the Cliff – Ord test for spatial correlation. *Journal of the Royal Statistical Society*, No. 42, 1980, pp. 107 – 108.

61. Burridge P. Testing for a common factor in a spatial autoregression model. *Environment and Planning*. Vol. 13, No. 7, 1981, pp. 795 – 800.

62. Cameron C. and Trivedi P. *Regression Analysis of Count Data*, 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.

63. Casetti E. Generating models by the expansion method: Application to geographical research. *Geographical Analysis*, Vol. 4, No. 1, 1972, pp. 81 – 91.

64. Casetti E. Bayesian Regression and the expansion method. *Geographical Analysis*, Vol. 24, No. 1, 1992, pp. 58 – 74.

65. Chamberlain G. Comment: Sequential moment restrictions in panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 1, 1992, pp. 20 – 26.

66. Case A. Neighborhood influence and technological change. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 22, No. 3, 1992, pp. 491 – 508.

67. Case, A., Hines J. and Rosen H. Budget spillovers and fiscal policy interdependence. *Journal of Public Economics*, Vol. 52, No. 3, 1993, pp. 285 – 307.

68. Cesi B. Local public education and childless voting: The arising of an "ends with the middle" coalition. *IUP Journal of Public Finance*, Vol. 8, No. 1, 2010, pp. 74 – 102.

69. Castro M., Paleti R. and Bhat C. A latent variable representation of count data models to accommodate spatial and temporal dependence: Application to predicting crash frequency at intersections. *Transportation Research Part B*, Vol. 46, No. 1, 2012, pp. 253 – 272.

70. Chen Y., Li H. and Zhou L. Relative performance evaluation and the turnover of provincial leaders in China. *Economics Letters*, Vol. 88, No. 3, 2005, pp. 421 – 425.

71. Chernick H. An economic model of the distribution of project grants. In Mieszowski P. and Oakland W. (ed.) Fiscal federalism and grants-in-aid, pp. Washington, DC: The Urban Institute, 1979, pp. 81 – 103.

72. Cliff A. and Ord J. *Spatial Autocorrelation*. London: Pion Ltd, 1973.

73. Cliff A. and Ord J. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion Ltd, 1981.

74. Cole M., Elliott R. and Fredriksson P. Endogenous pollution havens: Does FDI influence environmental regulations? *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 108, No. 1, 2006, pp. 157 – 178.

75. Congleton R. The median voter model. In Rowley C. and Schneider F. (ed.) *The encyclopedia of public choice*, Dordrecht: Kluwer, 2002, pp. 382 – 386.

76. Costa – Font J. and Pons – Novell J. Public health expenditure and spatial interactions in a decentralized national health system. *Health Economics*, Vol. 16, No. 3, 2007, pp. 291 – 306.

77. Costantini M. and Arbia G. Testing the stochastic convergence of Italian regions using panel data. *Applied Economics Letters*, Vol. 13, No. 12, 2006, pp. 775 – 783.

78. Coughlin C. and Segev E. (2000) Foreign direct investment in China: A spatial econometric study. *World Economy*, Vol. 23, No. 1, 2000, pp. 361 – 384.

79. Courant P., Gramlich E. and Rubinfield D. The stimulative effects of intergovernmental grants: or why money sticks where it hits. In Mieszkowski P. and Oakland H. (ed.) *Fiscal federalism and grants-in-aid*, Washington, DC: The Urban Institute, 1979, pp. 5 – 21.

80. Dacey M. A review on measures of contiguity for two and k-color maps. In Berry B. and Marbel D. (ed.) *Spatial Analysis: A reader in Statistical Geography*, Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1968, pp. 479 – 490.

81. Dasgupta S., Laplante B., Wang H. and Wheeler D. Confronting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 1, 2002, pp. 147 – 168.

82. Dahlberg M. and Johansson E. The revenues expenditures nexus: Panel data evidence from Swedish municipalities. *Applied Economics*, Vol. 30, No. 10, 1998, pp. 1379 – 1386.

83. Dahlberg M. and Johansson E. An examination of the dynamic behavior of local governments using GMN bootstrapping methods. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15, No. 4, 2000, pp. 401 – 416.

84. Dahlby B. and Ferede E. The simulative effects of intergovernmental grants and the marginal cost of public funds. CESifo Working Paper, No. 3863, 2012.

85. De Haan, J. Sturm J. and Sikken B. Government capital formation: Explaining the decline. Weltwirtschaftliches Archiv No. 132, 1996, pp. 55 – 74.

86. De Smith M., Goodchild M. and Longley P. *Geospatial Analysis: A Comprehensive Guide to Principles, Techniques and Software Tools*. 2nd ed. Leicestershire, UK: Troubador Publishing, 2007.

87. Dean J., Lovely M. and Wang H. Are foreign investors attracted to weak environmental regulation? Evaluating the evidence from China. World Bank Working Paper, No. 3505, 2005.

88. Debarsy N. and Ertur C. Testing for spatial autocorrelation in a fixed effects panel data model. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, No. 6, 2010, pp. 453 – 470.

89. Dickey D. and Fuller W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, No. 366, 1987, pp. 427 – 431.

90. Dinda S. Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, Vol. 49, No. 4, 2004, pp. 431 – 455.

91. Do ğan O. Heteroscedasticity of unknown form in spatial autoregressive models with a moving average disturbance term. *Econometrics*, Vol. 3, No. 1, 2015, pp. 101 – 127.

92. Doi T. New evidence on the median voter hypothesis in Japan. Discussion Paper Series No. F – 72, Institute of Social Science, University of Tokyo, Japan, 1998.

93. Dollery B. and Worthington A. Federal expenditure and fiscal illusion: a test of the flypaper hypothesis in Australia. Publius: *The Journal of Federalism*, Vol. 25, No. 1, 1996, pp. 23 – 34.

94. Dougan W. and Kenyon D. Pressure groups and public expenditures: the flypaper effect reconsidered. *Economic Inquiry*, Vol. 26, No. 1, 1988, pp. 159 – 170.

95. Driscoll J. and Kraay A. Consistent covariance matrix estimation with spatially

dependent data. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 4, 1998, pp. 549 – 560.

96. Dubin R. Estimation of regression coefficients in the presence of spatially correlated terms. *Review of Economic Statistics*, Vol. 70, No. 3, 1988, pp. 466 – 474.

97. Duncan C. and Jones K. Using multilevel models to model heterogeneity: potential and pitfalls. *Geographical Analysis*, Vol. 32, No. 4, 2000, pp. 279 – 305.

98. Dunning J. Towards an eclectic theory of international production: Some empirical tests. *Journal of International Business Studies*, Vol. 11, No. 1, 1980, pp. 9 – 31.

99. Easterly W. and Rebelo S. Fiscal policy and economic growth: An empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, 1996, pp. 417 – 458.

100. Eberts R. Public infrastructure and regional economic development. *Economic Review*, QI, 1990, pp. 15 – 27.

101. Ehrlich P. and Holdrens J. The impact of population growth. *Science*, Vol. 171, No. 3977, 1971, pp. 1212 – 1217.

102. Elhorst P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 3, 2003, pp. 244 – 268.

103. Elhorst P. Unconditional maximum likelihood estimation of linear and log-linear dynamic models for spatial panels. *Geographical Analysis*, Vol. 37, No. 1, 2005, pp. 62 – 83.

104. Elhorst P. Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatatial Economic Analysis*, Vol. 5, No. 1, 2010a, pp. 9 – 28.

105. Elhorst P. Matlab software for spatial panels. Paper presented at 4th world conference of the spatial econometric association, 2010b.

106. Elhorst P. Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, No. 5, 2010d, pp. 272 – 282.

107. Elhorst P. Dynamic spatial panels: Models, methods, and inferences. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 14, No. 1, 2012, pp. 5 – 28.

108. Elhorst P. *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels.* Springer: New York, 2014.

109. Elhorst P. and Fréret S. Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects. *Journal of Regional Science*, Vol. 49, No. 5, 2009, pp. 931 – 951.

110. Enders, W. *Applied Econometric Time Series.* 2nd ed. Wiley, 1995.

111. Engle R. and Granger C. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251 – 276.

112. Ermini B. and Santolini R. (2010) Local expenditure interaction in Italian municipalities: do local council partnerships make a difference? *Local Governmental Studies*, Vol. 36, No. 5, 2010, pp. 655 – 677.

113. Fedderkea J. and Bogetic Z Infrastructure and growth in South Africa: Direct and indirect productivity impacts of 19 infrastructure measures. *World Development*, Vol. 37, No. 9, 2009, pp. 1522 – 1539.

114. Felsenstein D., Beenstock M. and Feldman D. Testing for unit roots and cointegration on spatial cross section data. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 7, No. 2, 2012, pp. 203 – 222.

115. Filimon R., Romer T. and Rosenthal H. Asymmetric information and agenda control: the bases of monopoly power in public spending. *Journal of Public Economics*, Vol. 17, No. 1, 1982, pp. 51 – 70.

116. Fingleton B. Spurious spatial regression: some Monte Carlo results with spatial unit roots and spatial cointegration. *Journal of Regional Science*, Vol. 39, No. 1, 1999, pp. 1 – 19.

117. Fingleton B., Le Gallo J. Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties. *Papersin Regional Science*, Vol. 87, No. 3, 2008, pp. 319 – 339.

118. Fisher R. and Papke L. Local government responses to education grants. *National Tax Journal*, Vol. 53, No. 1, 2000, pp. 153 – 168.

119. Fotheringham A., Brunsdon C. and Charlton M. *Geographically Weighed Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. Wiley, 2002.

120. Friedl B. and Getzner M. Determinants of CO_2 emissions in a small open economy. *Ecological Economics*, Vol. 45, No. 1, 2003, pp. 133 – 148.

121. Gali, J. and Perotti R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, Vol. 18, No. 37, 2003, pp. 533 – 572.

122. Gamkhar S. and Oates W. Asymmetries in the response to increases and decreases in intergovernmental grants: Some empirical findings. *National Tax Journal*, Vol. 49, No. 4, 1996, pp. 501 – 512.

123. Gamkhar S. and Shah A. The impact of intergovernmental fiscal transfers: A synthesis of the conceptual and empirical literature. In Boadway R. and Shah A. (ed.), *Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles and Practice*, Washington, DC: World Bank, 2007, pp. 1 – 53.

124. Garrett T., Wagner G. and Wheelock D. Regional disparities in the spatial correlation of state income growth, 1977 – 2002. *Annals of Regional Science*, Vol. 41, No. 3, 2007, pp. 601 – 618.

125. Gebremariam G., Gebremedhin T. and Schaeffer P. Analysis of county employment and income growth in Appalachia: A spatial simultaneous-equations approach. *Empirical Economics*, Vol. 38, No. 1, 2010, pp. 23 – 45.

126. Goldstein H. *Multilevel Models in Edueational and Social Research*. London: Oxford University Press, 1987.

127. Goldstein H. *Multilevel Statistical Models*. 3rd ed. London: Edward Amold, 2003.

128. Gorr L. and Olligschlaeger A. Weighted spatial adaptive filtering: Monte Carlo studies and application to illicit drug market modeling. *Geographical Analysis*, Vol. 26, No. 1, 1994, pp. 67 – 87.

129. Gramlich E. Infrastructure investment: A review essay. *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, No. 3, 1994, pp. 1176 – 1196.

130. Gramlich E. and Rubinfeld D. Micro estimates of public spending demand functions and tests of the Tiebout and median-voter hypotheses. *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 3, 1982, pp. 536 – 560.

131. Granger C. and Newbold P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, 1974, pp. 111 – 120.

132. Greenbaum R. A spatial study of teacher's salaries in Pennsylvania school districts. *Journal of Labor Research*, Vol. 23, No. 1, 2002, pp. 69 – 86.

133. Grossman G. and Krueger A Environmental impacts of a North – American free trade agreement. NBER Working Paper, No. 3914, 1991.

134. Gross J. Heterogeneity of preferences for local public goods: The case of private expenditures on public education. *Journal of Public Economics*, Vol. 57, No. 1, 1995, pp. 103 – 127.

135. Gumprecht D., Muller W., Rodriguez – Diaz J. Designs for detecting spatial dependence. *Geogrpahical Analysis*, Vol. 41, No. 1, 2009, pp. 127 – 143.

136. Halleck Vega, S. and Elhorst P. The SLX model. *Journal of Regional Science*, Vol. 55, No. 3, 2015, pp. 339 – 363.

137. Hamilton B. The flypaper effect and other anomalies. *Journal of Public Economics*, Vol. 22, No. 3, 1983, pp. 347 – 361.

138. Hamilton B. The flypaper effect and the deadweight loss from taxation. *Journal of Urban Economics*, Vol. 19, No. 2, 1986, pp. 148 – 155.

139. Hamilton J. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.

140. Han X. and Lee L. Bayesian estimation and model selection for Spatial Durbin Error Models with Finite distributed lags, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 43, No. 5, 2013, pp. 816 – 837.

141. Hendry, D. A comment on "Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36, No. 2, 2006, pp. 309 – 312.

142. Hepple L. Bayesian analysis of the linear model with spatial dependence. In Bartels C. and Ketellapper R. (ed.) *Exploratory and Explanatory Statistical Analysis of Spatial Data*, The Hague: Martinus Nijhoff, 1979, pp. 179 – 199.

143. Hepple L. Bayesian techniques in spatial and network econometrics: 1. Model comparison and posterior odds. *Environment and Planning A* 27, 1995a, pp. 447 – 469.

144. Hepple L. Bayesian techniques in spatial and network econometrics: 2. Computational methods and algorithms. *Environment and Planning A*, 27, 1995a, pp. 615 – 644.

145. Hepple L. Testing for spatial autocorrelation in simultaneous equation models. *Computers, Envrionment and Urban Systems*, Vol. 21, No. 5, 1997, pp. 307 – 315.

146. Hernandez R. Strategic interaction in tax policies among states. *Federal Reserve Bank St Louis Review*, Vol. 85, No. 3, 2003, pp. 47 – 56.

147. Heyndels B. Asymmetries in the flypaper effect: empirical evidence for the Flemish municipalities. *Applied Economics*, Vol. 33, No. 10, 2001, pp. 1329 – 1334.

148. Hines J. and Thaler R. Anomalies: the flypaper effect. *Journal of Economic Perspective*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 217 – 226.

149. Holcombe R. *Public Sector Economics*. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2006.

150. Hong J. and Goodchild A. Land use policies and transport emissions: Modeling the impact of trip speed, vehicle characteristics and residential location. *Transportation Research Part D*, Vol. 26, No. 1, 2014, pp. 47 – 51.

151. Hotelling H. Stability in competition. *Economic Journal*, Vol. 39, No. 1, 1929, pp. 41 – 57.

152. Hsiao C., Pesaran M., Tahmiscioglu A. Maximum likelihood estimation of

fixed effects dynamic panel data models covering short time periods. *Journal of Econometrics*, *Vol.* 109, No. 1, 2002, pp. 107 – 150.

153. Hsiao C. Analysis of panel data, 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

154. Inman R. The flypaper effect. NBER working paper, No. 14579, 2008.

155. Islam M. and Choudhury S. Testing the exogeneity of grants to local governments. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 23, No. 3, 1990, pp. 676 – 692.

156. Jacobs J., Ligthart J., Vrijburg H. Dynamic panel data models featuring endogenous interaction and spatially correlated errors. Discussion Paper 2009 – 92, Tilburg University, Center for Economic Research, 2009.

157. Jeanty, W. SPMLREG: Stata module to estimate the spatial lag, the spatial error, the spatial durbin, and the general spatial models by maximum likelihood. Statistical Software Components S457135, Boston College Department of Economics, 2010.

158. Jeanty W., Partridge M. and Irwin E. Estimation of a spatial simultaneous equation model of population migration and housing price dynamics. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, No. 5, 2010, pp. 343 – 352.

159. Jenish N. Strategic interaction model with censored strategies. *Econometrics*, Vol. 3, No. 2, 2015, pp. 412 – 442.

160. Jin F. and Lee L. On the bootstrap for Moran's I test for spatial dependence. Journal of *Econometrics*, Vol. 184, No. 2, 2015, pp. 295 – 314.

161. Johan A., Delphine F. and Koen S. A Shapley decomposition of carbon emission without residuals. *Energy Policy*, Vol. 30, No. 9, 2002, pp. 727 – 736.

162. John B. Loomis and Julie M. Mueller. A spatial probit modeling approach to account for spatial spillover effects in dichotomous choice contingent valuation surveys. Journal *of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 45, No. 1, 2013, pp. 53 – 63.

163. Jones J. and Casetti E. *Applications of the expansion method.* London: Routledge, 1992.

164. Karnik A. and Lalvani M. Flypaper effect incorporating spatial interdependence. *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 20, No. 2, 2008, pp. 86 – 102.

165. Kelejian H. and Prucha I. A generalized spatial two-stage least squares procedure estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Financial Economics*, Vol. 17, No. 1, 1998, pp. 99 – 121.

166. Kelejian H. and Prucha I. A generalized moments estimator for the autore-

gressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, Vol. 40, No. 2, 1999, pp. 509 – 533.

167. Kelejian H., Prucha I. 2SLS and OLS in a spatial autoregressive model with equal spatial weights. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 32, No. 6, 2002, pp. 691 – 707.

168. Kelejian H., Prucha I. Estimation of simultaneous system of spatially interrelated cross sectional equations. *Journal of Econometrics*, Vol. 118, No. 1, 2004, pp. 27 – 50.

169. Kelejian H. and Prucha I. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, Vol. 157, No. 1, 2010, pp. 3 – 67.

170. Kelejian H. and Robinson D. A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model. *Papers in Regional Science*, Vol. 72, No. 3, 1993, pp. 297 – 312.

171. Kelejian H. and Robinson D. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, Vol. 157, No. 1, 2010, pp. 3 – 67.

172. Kelejian H., Prucha I., and Yuzefovich Y. Estimation problems in models with spatial weighting matrices which have blocks of equal elements. *Journal of Regional Science*, Vol. 46, No. 3, 2006, pp. 507 – 515.

173. Kessides, C. Institutional options for the provision of infrastructure. World Bank Discussion Paper, Washington D. C.: World Bank, No. 212, 1993.

174. Knight B. Endogenous federal grants and crowd-out of state government spending: theory and evidence from the federal highway aid program. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1, 2002, pp. 71 – 92.

175. Korniotis G. Estimating panel models with internal and external habit formation. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 28, No. 1, 2010, pp. 145 – 158.

176. Kostov P. Model boosting for spatial weighting matrix selection in spatial lag models. Environment and Planning B: Planning and Design, Vol. 37, No. 3, 2010, pp. 533 – 549.

177. Krebs T. Human capital risk and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 2, 2003, pp. 709 – 744.

178. Krinsky I and Robb A. On approximating the statistical properties of elasticities. *Review of Economic and Statistics*, Vol. 68, No. 4, 1986, pp. 715 – 719.

179. Kukenova M., Monteiro J. Spatial dynamic panel model and system GMM: a Monte Carlo investigation. MPRA Paper 13405, University Library of Munich, Germany, 2009.

180. Ladd H. Mimicking of local tax burdens among neighboring counties. *Public Finance Quarterly*, Vol. 20, No. 4, 1992, pp. 450 – 467.

181. Lall S. Infrastructure and regional growth, growth dynamics and policy relevance for India. *Annals of Regional Science*, Vol. 41, No. 3, 2007, pp. 581 – 599.

182. Larcker D. and Rusticus T. On the use of instrumental variables in accounting research. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 49, No. 3, 2010, pp. 186 – 205.

183. Lauridsen J. and Kosfeld R. A test strategy for spurious spatial regression, spatial nonstationarity, and spatial cointegration. *Papers in Regional Science*, Vol. 85, No. 3, 2006, pp. 363 – 377.

184. Lauridsen J. and Kosfeld R. Spatial cointegration and heteroscedasticity. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 9, No. 3, 2007, pp. 253 – 265.

185. Lee L. Asymptotic distribution of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. *Econometrica*, Vol. 72, No. 6, 2004, pp. 1899 – 1925.

186. Lee L. and Yu J. Some recent developments in spatial panel data models. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40, No. 5, 2010a, pp. 255 – 271.

187. Lee L. and Yu J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, Vol. 154, No. 2, 2010b, pp. 165 – 185.

188. Lee L. and Yu J. A spatial dynamic panel data model with both time and individual fixed effects. *Econom Theory*, Vol. 26, No. 2, 2010c, pp. 564 – 597.

189. Lee L. and Yu J. Spatial panels: Random components versus fixed effects. *International Economic Review*. Vol. 53, No. 4, 2012, pp. 1369 – 1412.

190. Lee L. and Yu J. Near unit root in the spatial autoregressive model. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 8, No. 3, 2013, pp. 314 – 351.

191. Lee L. and Yu J. Efficient GMM estimation of spatial dynamic panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, Vol. 180, No. 2, 2014, pp. 174 – 197.

192. LeSage J. Bayesian estimation of spatial autogressive models. International *Regional Science Review*, Vol. 20, No. 1 – 2, 1997, pp. 113 – 129.

193. LeSage J. The theory and practice of spatial econometrics. Unpublished manuscript (www. spatial-econometrics. com/html/sbook. pdf), 1999.

194. LeSage J. Bayesian estimation of limited dependent variable spatial autore-

gressive models. *Geographical Analysis*, Vol. 32, No. 1, 2000, pp. 19 – 35.

195. LeSage J. Spatial econometric panel data model specification: A Bayesian approach. *Spatial Statistics*, Vol. 9, No. 1, 2014, pp. 122 – 145.

196. LeSage J. and Pace K. *Introduction to Spatial Econometrics*. London: CRC Press/Taylor & Francis Group, 2009.

197. Levaggi R. and Zanola R. Flypaper effect and sluggishness: evidence from regional health expenditure in Italy. *International Tax and Public Finance*, Vol. 10, No. 5, 2003, pp. 535 – 547.

198. Lim E. Determinants of, and the relation between foreign direct investment and growth: A summary of the recent literature, IMF Working Paper 01/175, 2001.

199. Lin T. The median voter hypothesis: Regional disparities and redistribution in China. *Journal of Chinese Political Science*, Vol. 11, No. 2, 2006, pp. 21 – 43.

200. Ljungwall C. and Linde – Rahr M. Environmental policy and the location of foreign direct investment in China. Governance Working Papers 22020, East Asian Bureau of Economic Research, 2005.

201. Longford N. *Random Coefficient Models*. London: Sage, 1993.

202. Lundberg J. A spatial interaction model of benefit spillovers from locally provided public services. *Regional Studies*, Vol. 40, No. 6, 2006, pp. 631 – 644.

203. Martellosio F. Power properties of invariant tests for spatial autocorrelation in linear regression. *Econometric Theory*, Vol. 26, No. 1, 2010, pp. 152 – 186.

204. Martellosio F. The efficiency of the OLS estimator in the vicinity of a spatial unit root. *Statistics and Probability Letters*, Vol. 81, No. 8, 2011, pp. 1285 – 1291.

205. Martellosio F. Testing for spatial autocorrelation: the regressors that make the power disappear. *Econometric Reviews*, Vol. 31, No. 2, 2012, pp. 215 – 240.

206. Martner R. and Tromben V. Public investment and fiscal adjustment in Latin American countries. Bancad'Italia Working Paper, 2005.

207. Martner, Ricardo and Varinia Tromben Public Investment and Fiscal Adjustment in Latin American Countries, Banca d'Italia Working Paper, 2005.

208. Megdal S. The flypaper effect revisited: an econometric explanation. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 2, 1987, pp. 347 – 351.

209. Mehrotra A. & Valila T. Public investment in Europe: Evolution and determinants in perspective. *Fiscal studies*, Vol. 27, No. 4, 2006, pp. 443 – 471.

210. Metcalf G. An empirical analysis of energy intensity and its determinants at the state level. *Energy Journal*, Vol. 29, No. 1, 2008, pp. 1 – 27.

211. Ministry of Finance. *Statistical materials of city and county public finances*

2005. Beijing: China Financial & Economic Publishing House, 2005.

212. Moomaw W. and Unruh G. Are environmental Kuznets curves misleading us? The case of CO_2 emission. *Environmental Development Economics*, Vol. 4, No. 3, 1997, pp. 451 – 463.

213. Moran P. Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, Vol. 37, No. 1, 1950, pp. 17 – 33.

214. Moscone F. and Knapp M. Exploring the spatial pattern of mental health expenditure. *Journal of Mental Health Policy Economics*, Vol. 8, No. 4, 2005, pp. 205 – 217.

215. Moscone F., Knapp M. and Tosetti E. Mental health expenditure in England: a spatial panel approach. *Journal of Health Economics*, Vol. 26, No. 4, 2007, pp. 842 – 864.

216. Mueller D. *Public Choice III*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2003.

217. Mueller J. and Loomis J. Bayesians in space: Using Bayesian methods to inform choice of spatial weight matrix in hedonic property analyses. *Review of Regional Studies*, Vol. 40, No. 3, 2010, pp. 245 – 255.

218. Munnell A. How does public infrastructure affect regional economic performance. In Alicia M. (ed.) *Is there a shortfall in public capital investment*? Federal Reserve Bank of Boston, Boston, MA, 1990, pp. 69 – 103.

219. Mur J. and Angulo A. Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, No. 2, 2009, pp. 200 – 213.

220. Mur J. and Trívez F. Unit roots and deterministic trends in spatial econometric models. *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 3, 2003, pp. 289 – 312.

221. Musolei A., Mazzanti M. and Zoboli R. A panel data heterogeous Bayesian estimation of environmental Kuznets curves for CO_2 emissions. *Applied Economics*, Vol. 42, No. 18, 2010, pp. 2275 – 2287.

222. Mutl J. and Pfaffermanyr M. The Hausman test in a Cliff and Ord panel model. *Econometrics Journal*, Vol. 14, No. 1, 2011, pp. 48 – 76.

223. NBS (National Bureau of Statistics) *China Statistical Yearbook* 2012. Beijing: National Statistics Press, 2012.

224. Nerlove M. Properties of alternative estimators of dynamic panel models: An empirical analysis of cross-country data for the study of economic growth. In Hsiao C., Lahiri K., Lee, L. and Pesaran M. (ed.) *Analysis of Panels and Limited Dependent*

Variable Models. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

225. Oates W. *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

226. Oates W. Lump-sum grants have price effects. In Mieszkowski P. and Oakland W. (ed.) *Fiscal Federalism and Grants-in-aid*. Washington, DC: The Urban Institute, 1979, pp. 23 – 30.

227. Oates W. An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 3, 1999, pp. 1120 – 1149.

228. OECD (Organization for Economic Co-operation and Development) *China in the Global Economy: Governance in China*. Paris: OECD Publishing, 2005.

229. OECD (Organization for Economic Co-operation and Development). *OECD economic surveys: China* 2013. Paris: OECD Publishing, 2013.

230. Paas T. and Schilitte F. Regional income disparities: convergence or ivergence within the EU – 25. Paper prepared for the 14th INFORUM Conference, 11 – 16 September, 2006, Traunkirchen, Austria, 2006.

231. Pace K. and Zou D. Closed-form maximum likelihood estimates of nearest neighbor spatial dependence. *Geographical Analysis*, Vol. 32, No. 2, 2000, pp. 154 – 172.

232. Painter G. and Bae K. The changing determinants of state expenditure in the United States: 1965 – 1992. *Public Finance and Management*, Vol. 1, No. 4, 2001, pp. 370 – 392.

233. Paelinck J. and Klaassen L. *Spatial Econometrics*. Farnborough: Saxon House, 1979.

234. Panayotou T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. World Employment Programme Research Working Paper WEP2 – 22/WP 238, 1993.

235. Parent O. and LeSage J. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, No. 2, 2008, pp. 235 – 256.

236. Parent O. and LeSage J. A space-time filter for panel data models containing random effects. *Computational Statisticsand Data Analysis*, Vol. 55, No. 1, 2011, pp. 475 – 490.

237. Park A., Wang S. and Wu G. Regional poverty targeting in China. *Journal of Public Economics*, Vol. 86, No. 1, 2002, pp. 123 – 153.

238. Phillips P. Understanding spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol. 33, No. 3, 1986, pp. 311 – 340.

239. Pinkse J. , Slade M. and Brett C. Spatial price competition: A semiparametric approach. *Econometrica*, Vol. 70, No. 3, 2002, pp. 1111 – 1153.

240. Piras G. sphet: Spatial Models with Heteroskedastic Innovations in R. *Journal of Statistical Software*, Vol. 35, No. 1, 2010, pp. 1 – 21.

241. Qu X. and Lee L. Estimating a spatial autoregressive model with an endogenous spatial weight matrix. *Journal of Econometrics*, Vol. 184, No. 2, 2015, pp. 209 – 232.

242. Randolph S. , Bogetic Z. and Hefley D. Determinants of public expenditure on infrastructure: Transportation and communication. World Bank Policy Research Working Paper Series 1661, 1996.

243. Redoano M. Fiscal interactions among European countries: does the EU matter? CESifo Working paper, No. 1952, 2007.

244. Revelli F. Reaction or interaction? Spatial process identification in multitiered government structures. *Journal of Urban Economics*, Vol. 53, No. 1, 2003, pp. 29 – 53.

245. Revelli F. On spatial public finance empirics. *International Tax and Public Finance*, Vol. 12, No. 3, 2005, pp. 475 – 492.

246. Revelli F. Performance rating and yardstick competition in social service provision. *Journal of Public Economics*, Vol. 90, No. 3, 2006, pp. 459 – 475.

247. Rey S. and Boarnet M. A taxonomy of spatial econometric models for simultaneous equations systems. In Anselin L. , Florax R. and Rey S. (ed.) *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*. Springer Verlag, Berlin, 2004, pp. 99 – 119.

248. Roback J. Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, 1982, pp. 1257 – 1278.

249. Rosen S. Wage-based indexes of urban quality of life. In Mieszkowski P. and Straszheim M. (ed.) *Current Issues in Urban Economics*. MD: Johns Hopkins University Press, 1979.

250. Roberts T. and Grimes P. Carbon intensity and economic development 1962 – 1991: A brief exploration of the environmental Kuznets curve. *World Development*, Vol. 25, No. 2, 1997, pp. 191 – 198.

251. Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to "difference" and "system" GMM in Stata. *Stata Journal*, Vol. 9, No. 1, 2007, pp. 86 – 136.

252. Roubini N. and Sachs J. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, Vol. 33, No. 5,

1989, pp. 903 – 938.

253. Samuels M., Witmer J. and Schaffner A. *Statistics for the Life Sciences*. 4th ed. Boston: Pearson, 2011.

254. Schmalensee R., Stoker T. and Judson R. World carbon dioxide emissions: 1950 – 2050. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, 1998, pp. 15 – 27.

255. Seya H., Tsutsumi M. and Yamagata Y. Income convergence in Japan: A Bayesian spatial Durbin model approach. *Economic Modelling*, Vol. 29, No. 1, 2012, pp. 60 – 71.

256. Shen C., Jin J. and Zou H. Fiscal decentralization in China: history, impact, challenges and next steps. *Annals of Economics and Finance*, Vol. 13, No. 1, 2012, pp. 1 – 51.

257. Shirk S. *The Political Logic of Economic Reform in China*. CA: University of California Press, 1993.

258. Singhal M. Special interest groups and the allocations of public funds. *Journal of Public Economics*, Vol. 92, No. 3 – 4, 2008, pp. 548 – 564.

259. Strumpf K. A predictive index for the flypaper effect. *Journal of Public Economics*, Vol. 69, No. 3, 1998, pp. 389 – 412.

260. Stern D. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development*, Vol. 32, No. 8, 2004, pp. 1419 – 1439.

261. Sturm J. *Public Capital Expenditure in OECD Countries: The Causes and Impact of the Decline in Public Capital Spending*. Cheltenham: Edward Elgar, 1998.

262. Sun, Q., Tong W. and Yu Q. Determinants of foreign direct investment across China. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, No. 1, 2002, pp. 79 – 113.

263. Trigg D. and Leach A. Exponential smoothing with an adaptive response rate. *Operational Research Quarterly*, Vol. 18, No. 1, 1967, pp. 53 – 59.

264. Tiwari C. and Rushton G. Using spatially adaptive filters to map late stage colorectal cancer incidence in Iowa. In Fisher P. (ed.) *Developments in Spatial Data Handling*. Berlin: Springer – Verlag, 2005, pp. 665 – 676.

265. Tobler W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, Vol. 46, No. 2, 1970, pp. 234 – 240.

266. Turnbull G. Fiscal illusion, uncertainty, and the flypaper effect. *Journal of Public Economics*, Vol. 48, No. 2, 1992, pp. 207 – 223.

267. Turnbull G. and Chang C. The median voter according to GARP. *Southern*

Economic Journal, Vol. 64, No. 4, 1998, pp. 1001 – 1010.

268. Turnbull G. and Djoundourian S. The median voter hypothesis: Evidence from general purpose local governments. *Public Choice*, Vol. 81, No. 3 – 4, 1994, pp. 223 – 240.

269. Turrini A. Public investment and the EU fiscal framework. European Economy Economic Papers 202, Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission, 2004.

270. Van de Walle D. and Mu R. Fungibility and the flypaper effect of project aid: micro-evidence for Vietnam. *Journal of Development Economics*, Vol. 84, No. 2, 2007, pp. 667 – 685.

271. Vázquez E. Updating weighting matrices by cross-entropy. *Investigaciones Regionales*, Vol. 21, No. 2, 2011, pp. 53 – 69.

272. Végh C. and Vuletin G. Unsticking the flypaper effect using distortionary taxation. Mimeo, University of Maryland and Colby College, Waterville, 2012.

273. Vuchelen J. and Caekelbergh S. Explaining public investment in Western Europe. *Applied Economics*, Vol. 42, No. 14, 2010, pp. 1783 – 1796.

274. Wang X. and Herd R. The system of revenue sharing and fiscal transfers in China. OECD Economics Department Working Papers No. 1030, OECD Publishing, 2013.

275. Wheeler D., Páez A., Spinney J. and Waller L. A Bayesian approach to hedonic price analysis. *Papers in Regional Science*, Vol. 93, No. 3, 2014, pp. 663 – 683.

276. Widrow B. and Hoff M. *Adaptive Switching Circuits. IRE WESCON Convention Record*, *Part* 4. New York: Insititue of Radio Engineers, 1960, pp. 96 – 104.

277. Wilde J. The expenditure effects of grant-in-aid programs. *National Tax Journal*, Vol. 21, No. 3, 1968, pp. 340 – 348.

278. Wooldridge J. Multiplicative panel data models without the strict exogeneity assumption. *Econometric Theory*, Vol. 13, No. 5, 1997, pp. 667 – 678.

279. World Bank. *Sharing Rising Incomes: Disparities in China.* Washington DC: Oxford University Press, 1998.

280. Worthington A. and Dollery B. Fiscal illusion and the Australian local government grass process: how sticky is the flypaper effect? *Public Choice*, Vol. 99, No. 1, 1999, pp. 1 – 13.

281. Wyckoof P. Revenue sharing and local public expenditure: Old questions, new answers. *Economic Review IIQ*: 13 – 26, 1985.

282. Xu X. and Lee L. Maximum likelihood estimation of a spatial autoregressive Tobit model. *Journal of Econometrics*, Vol. 188, No. 1, 2015, pp. 264 – 280.

283. York R., Rosa E. and Dieta T. STIRPAT, IPAT and impact: Analytic tools for unpacking the driving forces of environment impacts. *Ecological Economics*, Vol. 46, No. 3, 2003, pp. 351 – 365.

284. Yu J., de Jong R. and Lee L. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both N and T are large. *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No. 1, 2008, pp. 118 – 134.

285. Yu J., de Jong R. and Lee L. Estimation for spatial dynamic panel data with fixed effects: The case of spatial cointegration. *Journal of Econometrics*, Vol. 167, No. 1, 2012, pp. 16 – 37.

286. Yu J. and Lee L. Estimation of unit root spatial dynamic panel data models. *Econometric Theory*, Vol. 26, No. 5, 2010, pp. 1332 – 1362.

287. Yu S. and Ding Z. The flypaper effect in intergovernmental grants: An empirical study on lump-sum grants in China. Journal of Chongqing Technology and Business University, Vol. 25, No. 1, 2008, pp. 61 – 64.

288. Yu Y., Zhang L., Li, F. and Zheng X. On the determinants of public infrastructure spending in Chinese cities: a spatial econometric perspective. *Socical Science Journal*, Vol. 48, No. 3, 2011, pp. 458 – 467.

289. Yu Y., Zhang L., Li F. and Zheng X. Strategic interaction and the determinants of public health expenditures in China: A spatial panel perspective. *Annals of Regional Science*, Vol. 50, No. 1, 2013, pp. 203 – 221.

290. Zhang Z. and Martinez – Vazquez J. The system of equalization transfers in China. Working Paper Series 0312, International Studies Program, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University, 2003.

291. Zheng, X., Song, F., Yu Y. and Song S. In search of fiscal interactions in China: a spatial analysis of Chinese provincial infrastructure spending. *Review of Development Economics*. Vol. 19, No. 4, 2015, pp. 860 – 876.

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用

The Theory of Spatial Econometrics and Its Practice in China

The Theory of Spatial Econometrics and Its Practice in China

空间计量经济学理论及其在中国的实践应用

The Theory of Spatial Econometrics and Its Practice in China

ISBN 978-7-5141-6364-3
定价：38.00 元

ISBN 978-7-5141-6364-3