# 公共经济与管理

# 江西供给侧改革之工业转型升级路径选择

洪锦华

**摘　要：**江西要实现习总书记关于“打造美丽江西省样板”的重托，要建设好生态文明试验区，工业供给侧改革，即转型升级发展则是必由之路。由于工业经济仍是江西省重要经济支撑，所以江西工业转型仍然存在能源消费结构短时间改变难、以重工业为主的工业结构控制污染排放量压力较大等问题。这些问题主要是由于江西省处于工业化中期、产业结构和自主创新能力低，技术落后导致的。因此，江西省要实现工业供给侧改革，实现工业转型升级必须加快新兴产业发展、提高能源利用率，推广使用清洁能源、提高自主创新能力，进行技术创新、政府应给低耗能、低污染产业予以支持。只有这样江西省的工业才能实现工业转型升级，绿色工业的发展将会成为江西省经济发展的新的增长点。

**关键词：**供给侧改革；工业；转型升级；节能减排

江西省正处于工业发展迅速时期，工业的主导地位和支柱地位在今后相当长的一段时间不会变化。但是以重工业为主的工业结构和以煤炭为主的能源消费结构形成了江西省“高污染、高能耗”的工业特点导致我省工业经济效益在下降。所以江西省要建设生态文明试验区，工业供给侧改革是其发展的必然趋势。实现工业供给侧改革就必然要求江西省实现绿色、循环、低碳发展。

## 1 江西省工业转型升级取得的成就

供给侧改革改革之下，江西省仅仅抓住产业转型升级这一主线，江西省工业转型升级取得一定成就主要表现在传统工业比重逐渐降低，新兴工业发展速度较快，节能减排效果明显。

一是传统工业对工业总产值贡献下降，新兴工业在工业总产值占比上升。（1）2015 江西省六大高耗能产业工业增加值为 2747.9 亿元，在全省工业增加值占比 37.8%，较去年同期下降了 1.7 个百分点。装备制造业快速发展。2015 年，全省规模以上装备制造业实现增加值 1655.2 亿元，占全省工业的 22.8%，拉动工业增长 2.6 个百分点，贡献率达 27.7%；（2）高新技术产业增长趋势良好。2015 年 1-11 月，我省高新技术产业实现增加值 3954.3 亿元，同比增长 10.3%。其中，光机电一体化、电子信息、生物医药和医疗器械三个领域实现产值合计占全省高新技术产业的 83.3%，仍是产业发展的主力军；（3）产业集聚效应取得进步，2015 年 1-11 月，全省工业园区实现工业增加值 5211.8 亿元，同比增长 9.8%，与 1-10 月持平，主营业务收入突破 21000 亿元，达 21859.3 亿元，较去年同期增加 1580 亿元，增长 4.8%。

二是节能减排效果明显。（1）高耗能行业对规模以上工业能耗增长的拉动作用明显弱化。2015 年江西省六大高耗能产业拉动规模以上工业能耗增长 4.3 个百分点相较于 2011 年的 8.2 个百分点下降了 3.9 个百分点。（2）对煤炭消费量降低，增加石油、天然气和水电风电的消费。（3）单位工业增加值能耗下降明显。2015 年，我省规模以上工业产值为 7268.86 亿元，较上半年增长 9.2%，万元增加值能耗 0.68 吨标准煤，较上半年下降 6.7%。

本文作者：洪锦华，江西财经大学国际经贸学院研究生　研究方向：贸易与环境

**2 江西省工业转型升级面临的压力**

在工业供给侧改革下，江西省淘汰落后产能，加快工业转型升级，江西省工业转型升级取得一定成就，但是江西省在发展中面临的能源消费结构短时间改变难、以重工业为主的工业结构控制污染排放量压力较大等节能减排问题加重了江西省工业转型升级的压力。

2.1 以煤炭为主的能源消费结构短时间改变难。

工业部门的能源消费结构也是工业部门影响经济发展的重要指标。江西省能源消费结构主要由煤炭、石油、天然气、水电这四部分构成。煤炭在能源消费中所占的比重很大，保持在 68%-74%之间，而石油、天然气、水电等新能源的消费比重较低。从表 1 可以看出，2010-2014 年煤炭消费量在下降，石油、天然气和水电消费在上升，尽管近年来清洁能源得到一定发展，但在整体能源中所占比重小，只有 8%左右.煤炭是非清洁型能源，造成严重环境污染，在燃烧过程中会产生大量固体物和大气，这些都是大气污染物主要来源，所以在短时间难以改变的能源消费结构会加大节能减排的压力。

表 1 2010～2014 年年江西省能源消费结构

| 年份 | 煤炭（%） | 石油（%） | 天然气（%） | 水电（%） |
|---|---|---|---|---|
| 2010 | 70.7 | 16.4 | 1.0 | 4.8 |
| 2011 | 74.3 | 15.4 | 1.2 | 4.1 |
| 2012 | 70.0 | 15.7 | 1.8 | 6.6 |
| 2013 | 70.7 | 16.5 | 2.3 | 5.4 |
| 2014 | 68 | 17 | 2.5 | 5.4 |

资料来源：根据《2011−2015 年统计年鉴》整理而来。

2.2 以重工业为主的工业结构控制污染排放量压力较大。

从能源消费的工业结构看，石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力热力生产和供应业等是我省的主要六大高耗能行业。2015 年，我省化学需氧量、氨氮、二氧化硫、氮氧化物排放总量 71.00 万吨、8.50 万吨、52.44 万吨、53.01 万吨，比上年下降 1.98%、3.30%、4.28%、5.41%，四项指标均超额完成年度减排目标任务，尽管江西省工业污染物排放量下降，但是就全省总排放量来说，工业污染物排放总量占全省总排放量比重仍然较高，其中，工业废水排放量 64.9 万吨，占全省废水排放总量的 31.1%；工业二氧化硫排放量 51.74 万吨，占总量的 96.8%；工业粉尘排放量为 42.88 万吨，占总量的 92.7%。从表 2 可以看出六大高耗能产业对煤炭消费量很大，2015 年，六大高耗能行业能耗占规模以上企业能耗的 85.5%，而其增加值仅占规模以上工业的 37.8%，工业企业效益下降，江西省在实现工业转型升级过程中这两六大行业是江西省节能减排的重点行业。

表 2 2005～2014 年江西高能耗行业工业煤炭消费量情况

（单位：万吨）

| 类　别 | 2005 | 2010 | 2012 | 2013 | 2014 |
|---|---|---|---|---|---|
| 石油加工、炼焦和核燃料加工业 | 172.68 | 221.47 | 236.28 | 206.98 | 224.02 |
| 化学原料和化学制品制造业 | 244.53 | 298.94 | 307.03 | 290.02 | 355.24 |
| 非金属矿物制品业 | 452.81 | 964.53 | 1398.51 | 1468.56 | 1551.50 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 黑色金属冶炼和压延加工业 | 979.77 | 1355.85 | 1531.7 | 1487.29 | 1462.33 |
| 有色金属冶炼和压延加工业 | 137.49 | 283.05 | 316.36 | 389.75 | 405.96 |
| 电力、热力生产和供应业 | 253.03 | 411.64 | 392.97 | 458.68 | 456.18 |

资料来源：根据《2011−2015 年统计年鉴》整理而来。

## 3 江西省工业转型升级面临问题的原因分析

### 3.1 工业化中期发展的约束

当前，江西已进入工业化中期并向后期演进的历史阶段，工业化发展任务没有完成，工业的主导地位和支柱地位在今后相当长的一段时间不会变化。众所周知，工业化的发展离不开能源的支撑作用，2000-2014 年江西省煤炭消费量的变化便是很好的论证这一观点。因此，江西省以煤炭为主的能源消费结构在短时间难以改变，加重江西省工业转型升级压力。

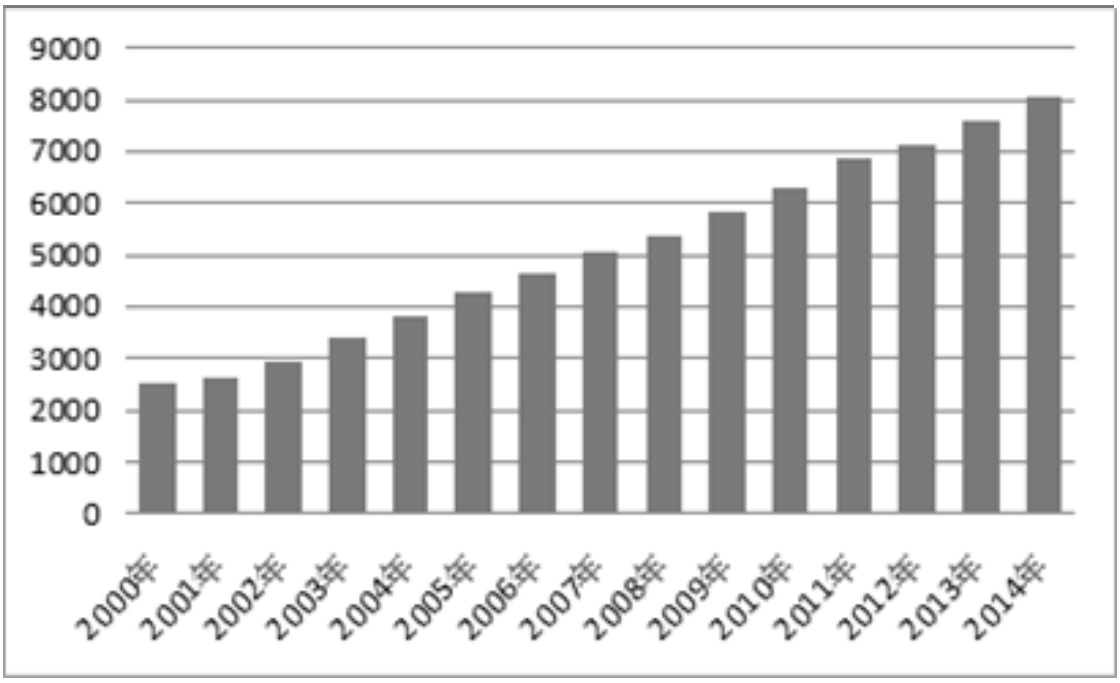



图 1　江西省 2000-2014 年能源消费总量趋势图（单位：万吨标准煤）

### 3.2 产业结构的制约

江西省正处于工业化快速发展时期，第二产业仍然是江西省国民经济的主导产业，但第二产业污染物排放量远远超过第一产业和第二产业。从图 2 可以看出，2015 年江西省第一产业比重为 10.6%、第二产业比重为 50.8%、第三产业比重为 38.6%，产业结构虽然在优化，但以第二产业为主的这种产业结构特征在短时间难以改变。同时在工业结构中，以高污染、高耗能的重工业在工业总产值中比重大。由于我省正处于工业化加快发展阶段，从发展趋势看，高耗能行业的发展仍是我省工业经济增长的主要支撑，短期内要使我省发展成为轻型经济结构的可能性不大，而重型经济结构又必然工业转型升级的难度。

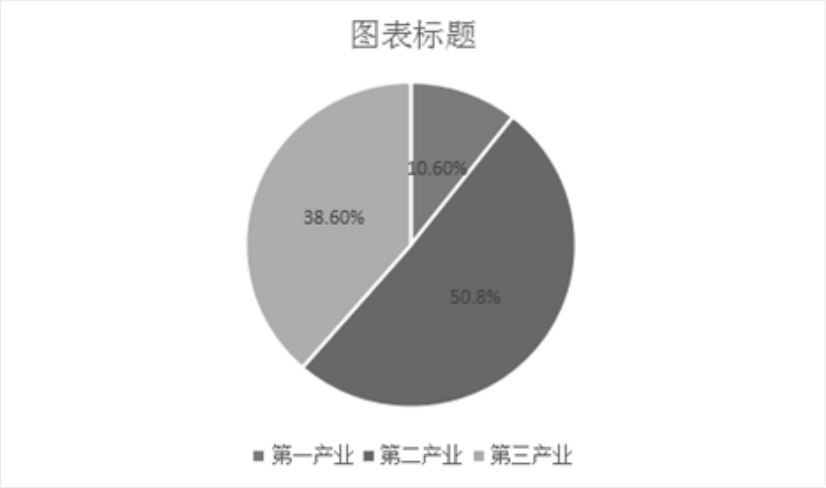



图 2　2015 年江西省产业结构分布图

3.3 江西省自主创新能力不足，产业技术落后

江西省自主创新能力不足。统计数据显示，2014 年江西专利申请受理量共 25594 项，专利授权量共 13831 项，而全国全年受理境内外专利申请 236.1 万件，授予专利权 130.3 万件。2014 年江西省科技进步综合在全国排名第 24 位。尽管江西省在大力发展新兴战略产业的发展，但大部分如光伏、新能源汽车和风电等新兴战略产业都面临核心技术和装备不足的问题，所以新兴产业并没有发挥其效益，江西省主要依靠重工业的局面并未改变。同时工业技术落后。江西省江西省钢铁、有色、稀土和光伏等支柱产业均面临生产工艺和设备相对国际先进水平比较落后，技术落后导致资源综合利用率低和单位能耗高的局面。

**4 江西省工业转型升级路径**

江西省工业节能与减排转型升级是一个系统性工作，涉及到各方面的内容，江西省工业转型升级应该重点从以下几个方面不断努力。

4.1 加快江西省新兴产业发展

供给侧改革下，要逐步淘汰落后产能，加快新兴产业的发展。重工业为主的工业结构无疑加大了江西省节能减排的压力。一方面江西省在努力推进煤炭、钢铁、有色等传统产业转型升级，加快以高新技术为代表的低能耗、 低污染的技术密集型行业的发展；另一方面推动新兴产业发展，不断提高江西省战略新兴产业的竞争力，努力将节能环保、生物医药、航空产业和先进装备制造业打造为江西省新的经济增长点，实现工业经济的绿色发展。

4.2 提高能源利用率，推广使用清洁能源

在江西省工业发展过程中，以煤炭为主的能源结构在短时间难以改变，所以提高能源的利用率是节能减排的重要措施。一方面需要加快淘汰落后产能的步伐，降低高耗能产品的综合能耗水平；另一方面继续推广各种经济有效的煤炭洁净技术减少环境污染、提高资源利用效率、构建新型煤炭工业体系。同时加快推广使用清洁能源。据不完全统计，江西新能源及可再生能源在现有技术条件下可开发总量折合约为 3264.4 万吨标准煤 /年。江西水能资源的约占全国水能资源量量的 1% ,约 685 万千瓦，其中可开发水力资源约占全国的 1.4% ，约 510 万千瓦。全省风能资源在现有技术条件下全省风能资源在现有技术条件下，可发电量在约 210 万千瓦。太阳能年总利用可达标准煤 950 万吨万吨。所以江西省应充分利用自身资源优势，优化能源结构，逐步形成以太阳能、天然气、水电为主的能源消费结构。

4.3 提高自主创新能力，进行技术创新

技术创新在江西省工业转型升级中扮演重要角色。一方面要强化绿色技术的自主创新能力，在煤炭的洁净技术、矿产那资源的高效利用和新能源和可再生资源技术和新兴产业等关键领域寻求突破，加快对钢铁、有色、稀土和光伏等产业的低碳技术的开发；另一方面，要注重对创新型企业的培养，努力形成万众创新的良好氛围，使创新成为江西省企业的标签，使创新成为江西省工业供给侧改革的动力。

4.4 政府应给低耗能、低污染产业予以支持

江西省政府在工业节能减排转型升级中应该扮演其重要的角色。一方面，政府在产业创新方面应该给予政策支持，鼓励企业进行创新；另一方面对于那些高污染、高耗能的重工业等传统产业应该进行严格的控制，征收高比率的关税；对于那些低污染、低耗能的企业予以政策支持，降低税收，提供政策上的便利，在引进外资的过程中，要鼓励这些低污染、低耗能的企业入驻江西，只有这样，江西省的工业才能更好的实现转型升级。

江西省工业发展已经进入一个新的阶段，这一阶段能否顺利实现江西省工业转型升级对于江西省工业发展至关重要，对江西省能否顺利实现生态文明示范区的建设至关重要。所以江西省应该集中力量努力实现江西省工业转型升级，从而促进江西省经济实现绿色、循环、低碳发展。

**参考文献：**

[1]戴星照,周杨明,黄宝荣,严玉平. 生态文明视阈下江西绿色崛起的路径思考[J]. []鄱阳湖学刊,2014,05:42-48.

[2]罗成.低碳经济下湖南工业结构升级及减排路径研究[D].湖南大学,2012.

[3]郭佳. 科技创新驱动下江西工业环境友好转型研究[J]. 科技广场,2015,08:204-209.

[4]杨文斌.古田县工业经济转型升级的必要性以及推进路径[J].商界论坛,2015.

[5]姜方庆 市政协经济科技委员会主任.加大节能减排力度促进传统产业转型升级[N]. 衢州日报,2012-03-17003.

[6]邓磊,杜爽. 我国供给侧结构性改革:新动力与新挑战[J]. 价格理论与实践,2015,12:18-20.

[7]李涛. 李毅中：工业转型升级紧抓节能减排[N].中华工商时报,2012-03-06002.

[8]杨锦琦. 江西能源消费、碳排放与低碳经济发展研究[J]. 企业经济,2014,10:36-39

[9]张静进,黄宝荣,陈劭锋. 江西省产业绿色转型发展对策研究[J]. 数学的实践与认识,2015,11:91-100.

# 断点回归视角下的江西省限购政策评价

李梦平　张春燕

**摘　要：**在宏观经济政策的评价中，最科学合理的评价方法是对政策的实施效果进行量化，这有利于提高政策评价的效率。不同于以往对控制组严格要求的传统方法，本文使用计量经济学发展的新方法即"反事实"的断点回归方法，在不需要控制组的情况下，对江西省 2009 年 1 月至 2012 年 12 月的住宅价格指数的月度数据进行了实证研究，从房地产需求和供给两个方面入手，探究 2011 年江西省房地产限购政策对住宅价格的影响。实证结果表明，从长远来看，这一政策对新住宅的价格影响不大，在短期内对新住宅价格的影响有限。因变量密度分布的连续性和协变量在断点处的连续性，说明断点回归的结果具有稳健性。

**关键词：**房地产；限购；断点回归

## 1 引言

房地产业在宏观经济中的比重越来越重，在 2016 年第一季度的国内生产总值中，房地产业产值仍然占有很大的比重；房价是否合理尤其是住宅价格的问题是关乎国家稳定、经济持续发展和人们幸福的大问题。自 2010 年限购令的实施，到 2014 年 6 月呼和浩特“领跑”取消限购，再到 2015 年 12 月份房地产去库存的提出，国家运用了各种政策进行调控。

限购政策的执行已有 5 年时间，对江西省住宅价格的调整总体有没有达到预期的效果，住宅价格在政策执行前后是否有显著的变化，即使变化了是否说明政策有效等，这些都将是我们关注的重点，也是本文的研究目的所在。

## 2 文献回顾

断点回归可以分为两种类型：一个是“确切的断点回归”，它的特点是变量的概率为0至1。另一种是"模糊断点回归”，其特征是在断点处因变量得到处理的概率从a跳跃为b，其中0<a<b<1。断点回归的方法是格兰杰因果检验的发展，格兰杰因果关系检验可以发现因果关系，但不能解释变量之间的因果关系是单向或双向的因果关系，对参数的内生性问题无法控制，而断点点回归则明确是单向的因果关系且内生性问题可以得到控制，是最接近随机实验的"拟随机实验”方法，同时也是微观政策领域中新出现的构建"反事实”政策效应评估方法之一，其他三种方法分别是：双重差分法、匹配方法和工具变量法。我们对以上四种方法做一个比较，如表1：

本文作者：林剑修，江西财经大学信息管理学院研究生　研究方向：物流与供应链管理

表1 四种方法的比较

| 方法<br>优\缺点 | 断点回归法 | 工具变量法 | 双重差分法 | 匹配方法 |
|---|---|---|---|---|
| 优点 | 无需控制组；因果推断可方便得到检验； | 解决内生性和遗漏变量的问题 | 允许不可观测因素的存在；放松评估条件 | 非参方法，对概率分布进行假设 |
| 缺点 | 外部有效性受局限； | 工具变量难以选择；个体异质性问题； | 数据要求苛刻；个体时点效应未控制 | 极强的前提假设；数据量要求极大 |

精确断点回归方面：张川川、陈斌开(2014)设计了精确断点回归模型，实证分析了如果实行新农保在农村"社会养老”模式对"家庭养老”的替代性。结果表明，社会养老保险对传统的家庭养老有一定程度的替代，但目前的效果是有限的，在中国农村社会养老保险水平有待进一步高。邹红、喻开志(2015)把退休制度作为处理变量，决定城镇男性户主退休决策当作因变量，通过使用工具变量的参数估计法和非参数估计法，对中国城市居民的退休消费减少的存在性进行实证分析，结果表明，消费主要是从退休后的公关支出和文体娱乐费用的减少；退休后，福利水平较低，在弱势群体中的老年人家庭，更容易采取主动降低非耐用消费的消费；把非耐用消费支出中减去以上开支和家庭中食物开支与医疗开支以后，家庭其他消费开支在退休前后基本没有变化。张建同、方陈承、何芳(2015)通过使用断点回归设计方法，在不需要设定对照组的情况下，对上海市2005年至2015年长达十年的房地产价格指数和上海市财政收入的月度数据进行实证分析，推度限购限贷政策对上海市房价以及财政收入的影响。实证结果表明，虽然经济意义上不明显，但从中长期角度看，实施限购政策的上海市，新的住宅价格和二手房销售价格有显着的负面影响的统计意义。

模糊断点回归：席鹏辉、梁若冰(2015)在大气污染对当地环境保护投入的研究中，把API等级作为处理变量，为了研究大气污染对地方环境保护的影响，结果表明，在省级和副省级城市的环境保护支出的比例没有断点的影响，在其他城市以及非环保模范城市，有一个显着的负面影响的断点。这说明对空气污染的治理上地方政府是存在异质性的，对地方政府来说空气污染治理的首要条件应该是环保投入激励与约束机制的建立和完善。陈晋玲(2014)使用倾向得分匹配法和模糊断点估计法研究了"适度择校”对学生高考成绩的影响，研究发现只有分数线接近重点高中的学生择校，才对这些学生的高考成绩有显著影响，并且学校的投入大不一定是取得优异高考成绩的原因，决定高考成绩的是优质生源，而不是学校投入。

结合断点回归的优点和前人研究的基础上，我们这里使用的是精确断点回归，因为限购政策是明确的，一旦执行意味着必须被处理，政令一般具有强制性，政策执行时也就是断点处，我们这里使用月度数据，在断点附近处进行因果推断，时间段不是很长外部有效性可以得到很好的控制。

## 3 研究框架

### 3.1 研究思路

在很大程度上处理好内生性问题是断点回归方法优于其他政策评价方法的突出特点，断点回归的做法是：把政策看做一个突然变化的影响因素，因此可以采取一些方法将它与另外一些不可观察的连续影响因素区分开来，从而对某一政策的单独影响进行识别。当驱动变量的值大于临界值时，因变量接受政策干预；反之，则不接受政策干预。在限购政策的情况下，如果可以观察到购买住宅价格之前

和之后的变化，则说产生价格跳跃，在其他因素被认为是连续变化时，可以确定购买的政策是有效的，否则无效。

房地产住宅市场的运行十分复杂，其价格受到很多经济因素的影响，包括政府政策、宏观经济运行态势和供求状况等。对住宅价格影响因素的研究中，作为理论基础被广泛应用的是存量流量模型，该模型通过宏观经济要素和供求原理来对住宅价格的变动进行解释。不同于存量流量模型，我们同样考虑住宅的需求和供给两个方面的因素对住宅价格的影响，但基于断点回归的方法进行研究，基本的框架如图 1：

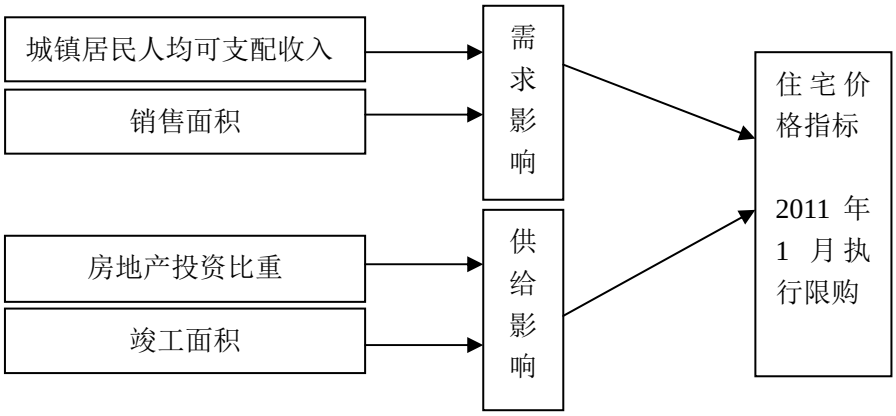



图 1 研究框架

断点回归在实现方式上有多种不同的选择，所以在做实证分析时一般需要报告如下内容，用以保证结果的稳健性：

(1)分别报告在使用矩形核和三角核时对住宅价格的局部线性回归结果；

(2)分别报告不同带宽下的回归结果（二分之一倍带宽，一倍带宽和两倍带宽）；

(3)分别报告有协变量和没有协变量时的估计结果；

(4)进行前提检验，包括检验驱动变量与协变量的条件密度是否在断点连续。

3.2 协变量选择和数据说明

在本文中，我们利用江西省的月度数据，从 2009 年 1 月至 2012 年 12 月进行研究的问题，以确保政策实施的研究大致相当。本文所使用的五类数据分别是新建住宅价格指数、城镇居民人均可支配收入、住宅房屋销售面积、房地产投资（住宅）占社会固定资产的比重和住宅竣工面积（滞后一期）的月度数据，数据来源于中经网统计数据库。

新建住宅交易量在所有的房屋交易中占有较大的比重，是房地产调控关注的重点领域，限购的两个主要对象就是新建住宅和二手房销售，本文研究的对象就是新建住宅价格；结合江西省住宅房地产市场的发展状况，在前人研究的基础上我们选取如下指标：在房地产需求方面，协变量选取城镇居民人均可支配收入、住宅房屋销售面积的月度数据，在房地产供给方面，协变量选取房地产投资（住宅）占社会固定资产的比重和住宅竣工面积的月度数据，通过与传统倍差法的比较和分析，探究限购政策对住宅价格的政策效果。表 2 列出了有关变量的描述性统计结果。

表 2 分别给出了全阶段、政策断点前阶段和政策断点后阶段的各变量的统计指标。我们可以看到，新建住宅价格指数的均值在限购政策实施之后是大于实施之前的，但如果只是根据新建住房价格指数的平均值来判断政策的执行效果，那么就太武断了。因为住宅价格的影响因素甚多，其中包括地区经济发展水平、信贷宽松程度和货币供应量等，我们看到城镇居民人均可支配收入均值在政策执行后比

执行前要大，就说明了可能与地区经济发展水平有关。另外，我们发现政策执行之后的江西省房地产（住宅）的月度销售面积、竣工面积和房地产投资比重的均值出现下降，这可能是限购政策的实施，在一定程度上抑制了住宅房地产市场的发展。因为描述性统计的结果无法正确全面的判断政策执行的效果，所以有必要对数据进一步进行分析。

表 2 各变量的统计描述性结果

| 变量 | 定义 | 全阶段均值 | 政策前均值 | 政策后均值 | 独立 t 检验 |
|---|---|---|---|---|---|
| jiag | 新建住宅价格指数 | 160.363<br>(40.034) | 128.377<br>(21.017) | 195.130<br>(22.711) | -4.308*** |
| shr | 城镇人均可支配收入 | 4134.241<br>(571.553) | 3669.231<br>(248.951) | 4639.687<br>(342.741) | -2.099* |
| xiaosh | 销售面积 | 200.341<br>(94.661) | 206.652<br>(104.218) | 193.482<br>(84.853) | 0.889 |
| bizh | 房地产投资比重 | 9.435<br>(1.902) | 9.878<br>(2.158) | 8.954<br>(1.476) | 2.847*** |
| Jung | 竣工面积 | 147.605<br>(115.823) | 152.178<br>(131.308) | 142.634<br>(98.997) | 0.7005 |
| N | 观察数量 | 48 | 25 | 23 | |

注：1.括号中是标准差；2.***，**，*分别代表显著性水平为 1%,5%和 10%。

**4 估计结果**

我们首先做一下单差法的回归估计，然后再进行断点回归的回归估计，将二者作比较，突出断点回归的合理性和适用性。

4.1 单差法

本文首先使用单差法，即普通最小二乘法对限购政策的执行效果进行分析，着重关注因变量和各协变量的系数大小及显著性水平。在进行最小二乘回归分析之前本文对数据进行了环比和同比的调整，估计结果见表 3：

表 3 限购政策影响下的住宅价格普通最小二乘估计

| 自变量 / 因变量 | 城镇人均可支配收入 | 销售面积 | 房地产投资比重 | 竣工面积(滞后一阶) | N | F | R^2 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 总体住宅价格指数 | 0.064***<br>(0.005) | -0.076**<br>(0.027) | -0.917<br>(1.587) | -0.176***<br>(0.038) | 44 | 54.31 | 0.845 |
| 政策前住宅价格指数 | 0.069***<br>(0.019) | -0.005<br>(0.037) | -0.158<br>(1.974) | -0.162**<br>(0.060) | 22 | 4.98 | 0.54 |
| 政策后住宅价格指数 | 0.040***<br>(0.010) | -0.095**<br>(0.041) | 0.614<br>(2.893) | -0.191***<br>(0.049) | 22 | 7.95 | 0.652 |

注：1.括号中是标准差；2.***，**，*分别代表显著性水平为 1%,5%和 10%。

根据单差法的估计结果可以看出：总体的拟合情况是可以接受的拟合优度达到 84.5%，住宅需求方面的两个自变量中，无论总体还是限购政策执行前后，对住宅价格的解释都是显著的；在住宅供给的两个自变量中，房地产投资比重均不显著，而竣工面积都很显著，这有可能是限购政策只关注需求

领域而没有很好关注供给领域，对房地产开发商的影响不大。在所有的协变量中，城镇人均可支配收入对于新建住宅价格指数的影响显著性水平最高，作用最为明显，这可能是因为大多数居民在购买住房的决策中更倾向于购买新建住宅，所以收入对其影响最大。

同时，竣工面积对新建住宅价格指数的影响显著且为负值，我们知道竣工面积越大，意味着住宅房地产市场的供给就越大，会在一定程度上拉低住宅价格。但是，单差法的回归结果并不十分可靠，我们可以从中看到异常值，即销售面积对全段新建住宅价格的作用显著，虽然很接近零，但是在竣工面积不变的情况下，销售面积越多，可供出售的供给面积就越少，所以应该推动住宅价格指数的上涨。而房地产投资比重对新建住宅价格指数的影响不显著，一般来说，房地产投资比重的上升会加大市场对未来需求的预期，从而抑制住宅价格的上涨。因此，可以看出单差法虽然可以进行估计，但单差法自身容易忽视变量的内生性问题，估计效果并不理想，所以很难判断出限购政策的执行效果。

4.2 断点回归

在单差法存在内生性问题，无法有效评估政策执行效果的情况下，本文使用断点回归的方法对模型进行估计。不同于传统的最小二乘估计的方法，断点回归的方法，一方面对变量本身的内生性问题无苛刻要求，只需假定因变量无法精确操控分组变量，这里即限购政策；另一方面，其研究设计是在“反事实”的基础上最接近随机实验的可控实验，估计结果可靠性更强。表 4 给出了限购政策对江西省房地产住宅价格指数的断点回归结果，其中无协变量的情况下，无论是一倍带宽，二分之一倍带宽还是两倍带宽下的估计值均不显著。

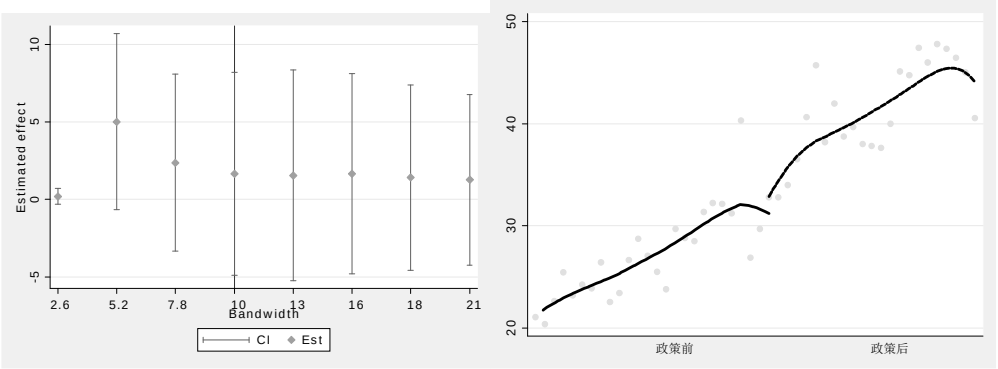
表 4 限购政策影响下住宅价格的断点回归估计结果

| 政策 \ 变量 | | 新建住宅价格指数 | 城镇人均可支配收入 | 销售面积 | 房地产投资比重 | 竣工面积(滞后一阶) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 有协变量 | 半倍最优带宽 | 5.012*<br>(2.896) | 166.943<br>(103.16) | -240.214*<br>(138.815) | 2.178<br>(1.511) | -259.0126<br>(157.294) |
| | 1 倍最优带宽 | 1.660<br>(3.342) | 132.816<br>(80.922) | -213.189**<br>(98.501) | 2.082<br>(1.277) | -201.235*<br>(113.009) |
| | 2 倍最优带宽 | 1.262<br>(2.815) | 125.812<br>(105.630) | -101.724<br>(72.839) | 1.705<br>(0.874) | -75.543<br>(87.616) |

注：1.括号中是标准差；2.***，**，*分别代表显著性水平为 1%,5%和 10%。3.表中使用三角核与矩形核估计结果无显著差异。4.分组变量的条件密度在断点处连续。

从表 4 可以看出，带宽的选择对断点回归的估计结果有显著影响。估计结果发现在采用 0.5 倍带宽对新建住宅价格指数的影响显著，但协变量销售面积的条件密度函数在断点处是不连续的，在短期没有足够的理由相信限购政策对新建住宅价格有抑制作用；新建住宅价格指数的最优带宽为 10.4 个月，在最优带宽下其他协变量在断点处不连续，并且对新建住宅价格的估计结果不显著；在两倍最优带宽下，各协变量在断点处的条件密度函数连续，符合断点回归的前提要求，但局部沃尔德估计值不显著，说明限购政策对新建住宅价格没有影响。

从图 2(a)同样可以看到带宽对估计结果的显著性影响，在二分之一带宽处有明显的变动；图 2(b)是政策变化前后新建住宅价格的断点回归图，从图中可以看到政策执行即断点附近，住宅价格稍微向下跳跃，而不管是在政策执行前还是政策执行后，新建住宅价格都是一直上涨的，在断点回归的局部有效性范围内，限购政策对住宅价格的影响不显著。




(a)　　(b)

图 2 断点回归图

**5 结论及建议**

本文在研读现有文献的基础上，通过使用目前微观政策领域构建“反事实”的断点回归方法，在不需要控制组的情况下，探究了限购政策对江西省房地产新建房屋价格的影响，结果表明，限购政策在短期内对新建房屋价格的影响不明显，而在长期无论从需求方面还是从供给方面来看限购政策对住宅价格的影响都不显著。

同时，使用断点回归的方法在解决了内生性问题以后，需求方的住宅销售面积这一变量、供给方的房地产投资比重这一变量，估计结果依然异常，这两个变量有待进一步改进。断点回归是研究因果关系的方法，估计结果异常可能是变量存在反向因果关系的原因，也就是说竣工面积不变的情况下，销售面积越多，可供出售的供给面积就越少，应该推动住宅价格指数的上涨，但销售面积也可能影响到房地产投资者的预期，需求被满足了一部分，在供给不变的情况下，需求减少可能导致住宅价格的下跌，要看相对哪一方的市场力量更大，房地产投资比重也是如此。

结合以上实证分析的结果可以提出一下几点政策建议：首先，对住宅房地产市场的干预或调控要根据其市场的发展特点而定。应当注意到限购政策的实施效果具有差异性，需求方面收入对住宅价格的影响最显著，有针对性的出台政策，在满足住宅刚性需求的情况下，合理引导城镇居民投资，遏制房地产投机；供给方面竣工面积对住宅价格的影响显著，鼓励房地产开发商多开发中小面积楼盘，满足刚性需求的供给；其次，根据基本的供求原理，住宅价格大致受供给和需求两个方面的影响，当前的限购政策只是针对需求方的，在短期内可能起到一定的效果，但在中长期内对住宅价格几乎没有影响，因此这时需考虑政策的针对的对象，同时配合包括财税、金融和土地等方面的政策，打政策的组合拳；最后，在从供求两个角度入手的同时，要保证政策的连续性，时效性和科学性，循序渐进的推动住宅价格回归到合理水平，满足人民的住房需求。

**参考文献：**

[1]张建同,方陈承,何芳.上海市房地产限购限贷政策评估：基于断点回归设计的研究[J].科学决策,2015,(7):1-23.

[2]张川川,陈斌开.“社会养老”能否替代“家庭样老”？——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J]. 经济研究,2014(11):102-115.

[3]邹红,喻开志.退休与城镇家庭消费：基于断点回归设计的经验证据[J].经济研究,2015(1):124-139.

[4]席鹏辉,梁若冰.空气污染对地方环保投入的影响——基于多断点回归设计[J]. 统计研究,2015,32(9):76-83.

[5]陈晋玲,丁延庆,叶晓阳.普通高中生择校的因果效应[J].教育学术月刊,2014(5):36-45.

[6]余静文,王春超.新“拟随机实验”方法的兴起——断点回归及其在经济学中的应用[J]. 经济学动态,2011(2):125-131.

[7]卫梦星.基于微非实验数据的政策效应评估方法评价与比较[J].西部论坛,2012,22(4):42-49.

[8]李昱璇.限购以及限贷政策的退出合理吗？—基于 29 个城市动态面板数据的实证分析[J].科学决策,2015,(7):24-36.

[9]Lee & Lemieuxa(2010), "Regression discontinuity designsin economics", Journal of Economic Literature 48(2):281-355.

[10]Hahn, Todd &vanderKlaauw(2001), "Identification andestimation of treatment effects with aregression discontinuitydesign", Econometric 69(1):201 -209.

# 环境污染与我国 OFDI 相互影响的实证分析

王利群

**摘　要:**本文利用 2004−2014 年我国对外直接投资和环境污染时间序列数据,应用向量自回归 VAR 模型，进行脉冲响应和方差分解分析，研究环境污染和我国 OFDI 之间的互动关系。结果发现对外直接投资与环境污染间存在着对称的负相关关系，即环境污染水平的上升导致对外直接投资额的减少，对外直接投资额的提高反过来能使环境污染有所控制。

**关键词：**对外直接投资；环境污染；VAR 模型；脉冲响应

## 1 引言

通过对外直接投资，我国逐步实现经济结构转型、产业转移和摆脱“世界工厂”称号的过程，但是随之而来的环境污染问题也日益突出。本文从我国对外直接投资和环境污染角度出发，提出中国是否通过 OFDI 转移污染产业，运用 VAR 计量模型，通过脉冲响应函数和方差分解，分析我国的环境污染与 OFDI 的相互关系。进而验证中国不断增加的 OFDI 是否如“污染天堂假说”所说，中国 OFDI 转移了高污染及高能耗产业，减少了中国的环境污染，同时环境标准的提高是否是导致 OFDI 增加的主要原因。这是值得深思的问题，也是本文的主要议题，对于我国投资政策、产业政策与环保政策的制定也具有重要的现实指导意义。

本文具体结构安排如下：第一部分引言；第二部分是相关文献综述；第三部分是变量及样本数据说明，并设定计量模型；第四部分是进行实证分析；最后一部分是结论及政策建议。

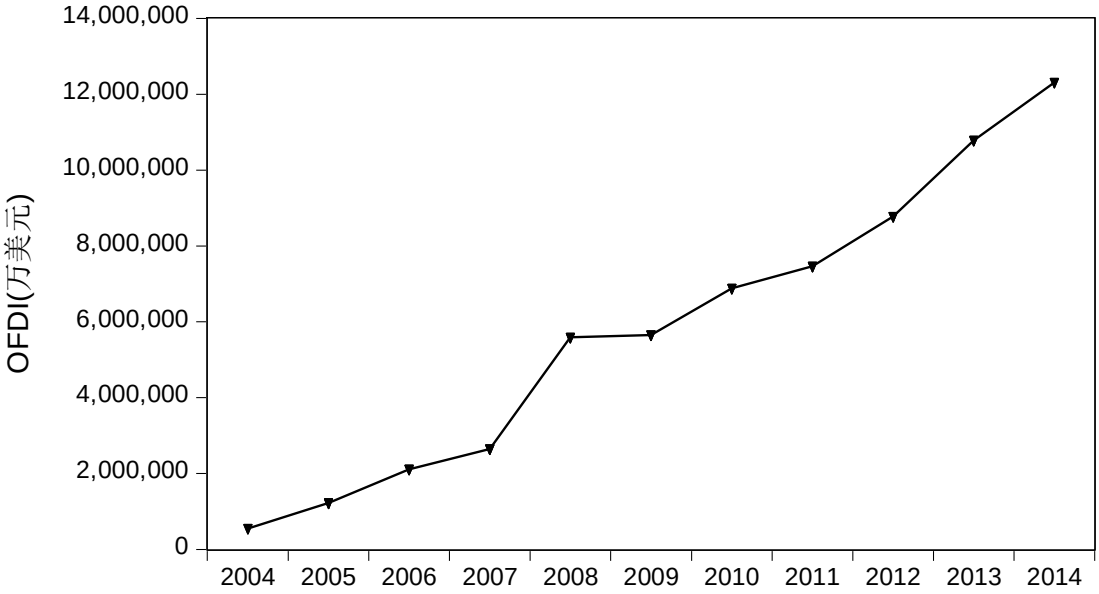



图 1 我国 2004-2014 年对外直接投资流量趋势

本文作者：王利群，江西财经大学国际经贸学院研究生　研究方向：国际直接投资

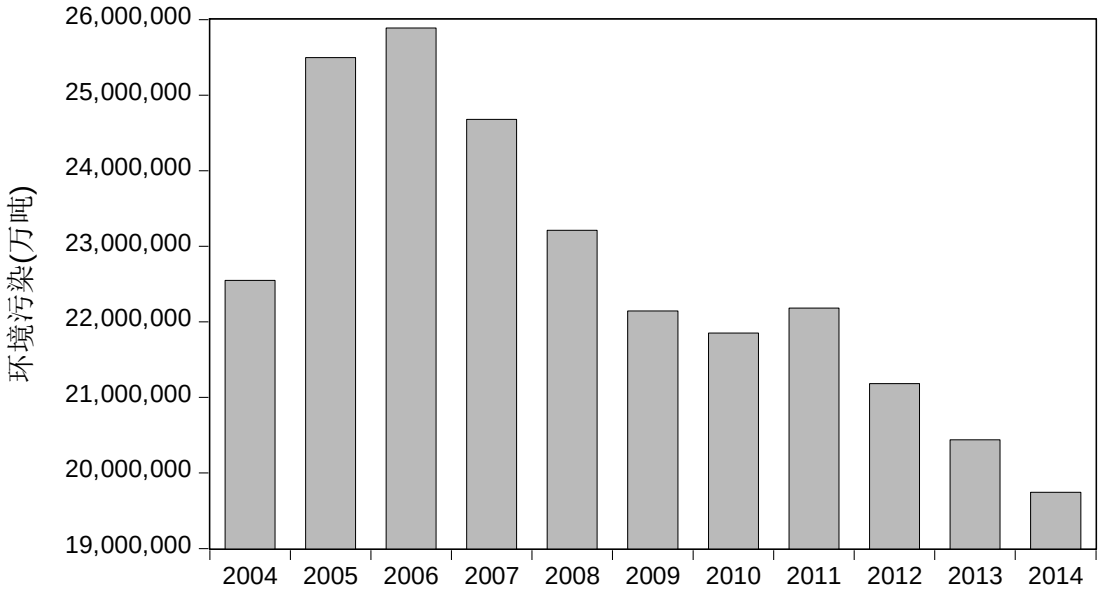



图 2 我国 2004-2014 年 $SO_2$ 排放量趋势图

## 2 文献回顾及评述

### 2.1 FDI 与环境污染问题的研究

国际上在研究 FDI 对被投资国环境的负面影响这个问题上，Walter 和 Ugelow(1979)提出了争议的源头："污染避难所"假说，而 Baumol 和 Oates(1988)完善了"污染避难所"理论，他们认为发展中国家通过降低本国环境标准来吸引外资，致使大量因本国环境规制标准高，提升了生产成本，而把污染产业向发展中国家转移的污染密集型、能源密集型企业的流入。Cole 等(2006)采用 1982 年至 1992 年 33 个发展中与发达国家的数据，分析结果证明了 FDI 的流入将带来当地污染物排放的显著增长，尤其是对于发展中国家而言。Aliyu (2005)选用 1990-2000 年 14 个国家的面板数据，研究了 FDI 与东道国碳排放的关系，得出 FDI 的流入增加了东道国的 $CO_2$ 排放。Shimamoto(2008)通过对 1986-1998 年日本对东南亚国家的 FDI 进行研究，研究发现日本的对外直接投资主要受到东南亚国家的资本劳动比而非环境方面的要素享赋吸引，而环境规制的严格程度对 FDI 的引进并未产生显著的影响。而 Hoffmann 通过对 FDI 和东道国 $CO_2$ 排放量进行格兰杰检验，发现因果关系只存在于低收入国家。Manderson 和 Kneller 通过对英国企业的实证检验，发现不能稳健的得到环境规制会对当地企业的国际化战略有显著影响的结论。

### 2.2 我国 FDI 与环境污染问题的研究

我国 FDI 对环境污染的正面效应：方鸣((2010)以 2000-2006 年期间中国大陆 27 个省市的面板数据为基础，对 FDI 与环境污染之间的关系进行了研究，研究结果表明：FDI 的流入不仅带来了资金同样也带来了技术，FDI 通过技术效应对于中国环境产生了积极的影响。刘叶、朱彤(2010)发现中国大量流入的 FDI，不仅对中国本土企业提高创新能力起到示范作用，而且使中国本土企业有更多的机会与外商直接投资企业进行上下游的联系。宋德勇和易艳春(2011)则认为 FDI 的进入带来了先进的生产技术和节能技术，有利于减少我国的 $CO_2$ 排放。朱婕，任荣明（2015）利用省级面板数据，研究发现对外直接投资与环境污染间存在着非对称关系。牛海霞，杨英（2005)以我国东部沿海地区为例研究了外国直接投资与跨国污染转移福利效应。周力，庞辰晨（2013）基于区域差异的视角研究了中国对外直接投

资的母国环境效应。

我国 FDI 对环境污染的负面效应：赵晓丽(2007)运用指数因素分析法，发现 FDI 和我国能源消费总量呈正相关关系。莫莎和张舒玮(2010)利用湖南省 2005-2007 年 19 个行业的面板数据研究了 FDI 对湖南省环境状况的影响，结果发现 FDI 对湖南省的生态环境具有较为显著的负面影响，且对“三废”排放量的影响程度不一致。张学刚(2010)利用我国 1988-2007 年数据，研究发现 FDI 对我国环境产生了消极的规模效应、积极的结构效应和环境技术效应，管制效应尚不明显，总效应为负。Zhang 和 Fu(2008)通过采用 2003 年 2008 年中 30 个省的面板数据检验在中国污染避难所假说是否成立，研究结果发现，相对于拥有严格环境管制的地区，外资更倾向于流入拥有宽松的环境管制的地区。许可、王瑛（2015）选用 30 个省市的省级面板数据，实证研究发现我国 OFDI 的增长会增加本国的碳排放量，但此种正效应存在明显的地区差异，即 OFDI 对中部地区的碳排放的增加效应明显高于西部，而在东部地区这种效应并不显著。

可见，上述研究仍然主要分析 FDI 的东道国碳排放效应，而忽略了母国效应。且文献过多集中于投资目的国资源享赋的吸引，却很少有从投资母国出发，研究母国环境污染对其对外投资战略的影响，由于中国 OFDI 的兴起较晚，学者对中国的相关研究较少。同时中国不断增加的 OFDI 是否如“污染天堂假说”，是为了转移高污染及高能耗产业，这值得我们研究。

## 3 模型与数据

### 3.1 模型设定

本文选用向量自回归（VAR)模型分析我国 OFDI 与环境污染之间的互动关系，将滞后期定为 2 如下。

$$\ln(OFDI)_t = C_1 + \alpha_{11}\ln(OFDI)_{t-1} + \alpha_{12}\ln(OFDI)_{t-2} + \beta_{11}\ln(EP)_{t-1} + \beta_{12}\ln(EP)_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\ln(EP)_t = C_2 + \alpha_{12}\ln(OFDI)_{t-1} + \alpha_{22}\ln(OFDI)_{t-2} + \beta_{21}\ln(EP)_{t-1} + \beta_{22}\ln(EP)_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

变量 lnOFDI 代表我国对外直接投资，lnEP 代表环境污染，本文首先对变量进行平稳性检验，接着根据脉冲响应图与方差分解分析，观察各变量在冲击下的反应情况，就不同结构冲击的重要性做出评价。

### 3.2 变量及样本数据

#### 3.2.1 变量的说明

模型中包含 OFDI、环境污染变量，对于环境污染的度量，由于工业二氧化硫是工业的主要污染物组成之一，且占总二氧化硫排放量(指报告期内工业 $SO_2$ 排放量与生活 $SO_2$ 排放量之和)的 85%左右，故本文采用国家统计局数据库资源和环境一栏的废气中 $SO_2$ 排放量作为近似指标，具有简洁、方便的特点,本文采用 EP 代表环境污染变量。对于 OFDI 指标的衡量，本文采用我国商务部发布的《中国对外直接投资统计公报 2014》中的 2004 年-2014 年中国各年对外直接投资流量数据来度量，直接以 OFDI 表示变量名称。

#### 3.2.2 数据来源

环境污染（$SO_2$ 排放量）指标来源于国家统计局网站，我国 OFDI 数据来源于商务部网站发布的

《2014 年度中国对外直接投资统计公报》。

## 4 实证分析

### 4.1 单位根检验

由于利用非平稳时间序列会导致回归估计出现“虚假回归”的现象。而且平稳性对于 VAR 模型的估计结果和脉冲响应分析有重要的影响，所以要先对变量进行平稳性检验。由于国际投资等宏观经济变量常常具有长期的增长趋势，尤其在经济全球化浪潮推动下，各国对外开放程度增强，各国之间的直接投资呈快速增长趋势，而我国自 2000 年以来，OFDI 呈现快速增长的趋势，绝大多数国家之间的直接投资变量是非平稳的。而对于环境污染变量，由于近年来我国开始意识到环境保护、环境治理的重要性，以期提高环境管制水平以更好的融入到国际环境保护的浪潮中。环境规制标准的提高，导致我国工业污染和生活污染有所改善，工业 $SO_2$ 的排放量有逐渐下降的趋势。因此事先进行平稳性检验尤为重要，本文采用 ADF 进行平稳性检验。

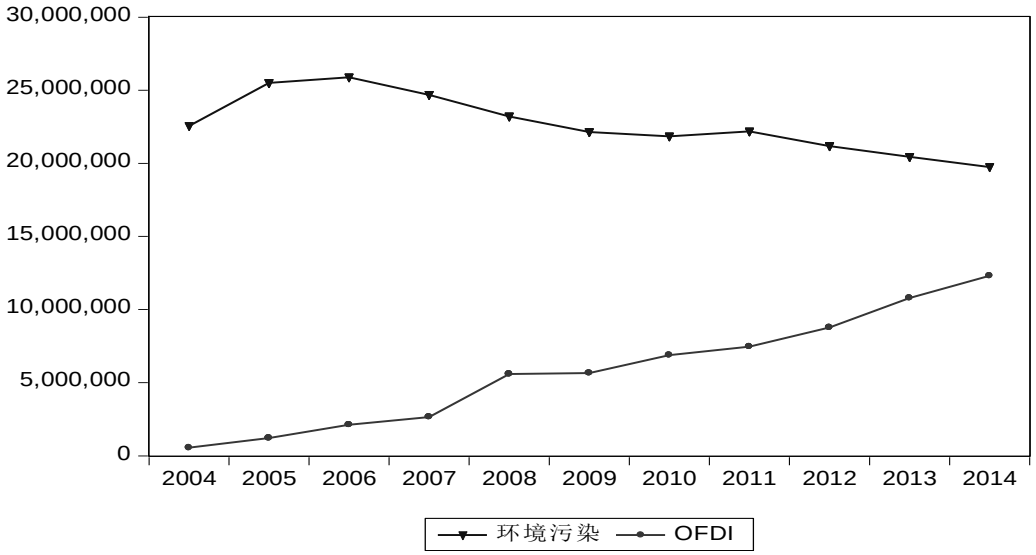



图 3 2004-2014 年我国 OFDI 和花环境污染趋势图

图 3 是我国 2004-2014 年 OFDI 和环境污染变化情况，图中曲线表明，我国 OFDI 呈逐渐上升趋势，环境污染呈下降趋势，根据图形初步判断我国 OFDI 和环境污染变量是非平稳的。本文采用 Eviews 计量软件进行平稳性检验，通过对 EP、OFDI 进行水平检验发现两个变量都是非平稳的，接着对两个变量进行一阶单位根检验，结果仍是非平稳的，再次进行二阶单位根检验，得出的结果仍是非平稳的。因此，为了得到平稳的时间序列数据，我们对 EP（环境污染）、OFDI 变量进行取对数处理，得到了 lnEP、lnOFDI，然后再对 lnEP、lnOFDI 进行单位根检验，检验结果如下。

表 1 ADF 单位根水平检验结果

| 变量 | t 统计值 | 概率 | 1%置信水平 | 5%置信水平 | 10%置信水平 |
|---|---|---|---|---|---|
| lnEP | -2.986760 | 0.0077 | -2.847250 | -1.988198 | -1.600140 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| lnOFDI | 3.157928 | 0.9974 | -2.816740 | -1.982344 | -1.601144 |

由表 1 可知，取对数后的 lnEP、lnOFDI 时间序列的 ADF 统计值分别为-2.986760、3.157928，它们的绝对值均大于 1%，5%，10%显著性水平下临界值的绝对值，因此在这三种显著性水平下，lnEP、lnOFDI 的单位根水平检验都是平稳的，lnEP、lnOFDI 是平稳时间序列，可以进行 VAR 模型回归估计。

4.2 环境污染和我国 OFDI 的 VAR 模型回归估计、脉冲响应及方差分解分析

4.2.1VAR 模型估计

对环境污染和我国 OFDI 建立的 VAR 模型进行回归估计，结果如图 4 和图 5 所示，图 4 中两个模型各自的 R2 值分别为 0.957889，0.956093，且 AIIC 和 SC 的值均较小，说明两个回归模型均拟合良好。图 5 中显示了模型中几个根的取值情况，根均在稳定范围内，所以本文所建的 VAR 模型满足平稳条件。同时由图 4 的参数估计可以得出模型（1）和模型（2）的回归方程如下。

$$\ln(OFDI)_t = 61.2548 + 0.0962\ln(OFDI)_{t-1} + 0.3740\ln(OFDI)_{t-2} - 4.5482\ln(EP)_{t-1}$$

（-0.2117）　(1.3112)　（-1.1182）

$$-1.6097\ln(EP)_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

(0.9352)

$$\ln(EP)_t = 11.4505 - 0.0514\ln(OFDI)_{t-1} - 0.0101\ln(OFDI)_{t-2} + 0.5587\ln(EP)_{t-1}$$

（-0.7635）（-0.2393）（0.9267）

$$+0.1803\ln(EP)_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

（-0.7067）

在方程(1)，OFDI 均对下一期 OFDI 有正向影响，当期污染对下一期 OFDI 有正向影响。对外直接投资对自身的正向影响，说明投资是一个长期持续的过程，而且这十年是我国的对外直接投资的初级阶段，国有企业为民营企业的进一步开拓起着带头引导的作用，进行 OFDI 的企业数量会越来越多、流量也会越来越大。环境污染对 ODFI 的影响为负向作用，说明污染水平降低增加了我国 OFDI。近年来，国际环保组织倡导各国之间开展绿色经济，我国作为国际上公认的世界上最大的碳排放国家，提高环境规制标准减少环境污染尤其是工业污染显得格外重要。但是环境规制标准的提高，无疑也增加了国内企业的污染治理成本。各种污染治理和排污支出，造成企业生产成本上升，企业经济利润下降，导致众多国内企业到一些环境规制低的国家进行投资设厂，从而我国的 OFDI 企业数量增加。对于本文得出的环境污染对我国 OFDI 的负向影响与之前有关研究所说的中国环境污染的加剧正向促进了中国 OFDI 的观点正好相反。反驳了污染排放的增多促进了我国将污染密集型、能源消耗性企业转移到国外的说法。但是环境污染与我国 OFDI 的负向关系并不显著，这反映环境规制标准的提高并不是我国企业 OFDI 的最重要因素。而对国外市场的寻求、资源能源的寻求、生产效率的寻求、战略资产的寻求等是我国对外直接投资迅猛增长的重要构成因素。

从方程(2)可以看到，OFDI 对环境污染存在着反向影响，在一定程度上证实了我国的对外直接投资可以让污染状况减轻，最可能的原因是我国 OFDI 转移了一些污染产业到国外，使得国内工业污染排放量减少。但是系数不显著说明对外直接投资并不是造成污染增加或减少的主要原因，环境规制标准

的提高，政府、企业及个人环保意识的增强，政府和企业对污染治理投入的增加等都是降低我国污染的重要原因。上期污染对当期污染是正向促进的作用，说明我国工业化进程仍在进行当中，国家的环境规制并没有起到实质性的作用。

表 2 VAR 模型参数估计和拟合的相关结果

| | **LNOFDI** | **LNEP** |
|---|---|---|
| LNOFDI(-1) | 0.096197<br>(0.45438)<br>[-0.21171] | -0.051421<br>(0.06735)<br>[-0.76350] |
| LNOFDI(-1) | 0.374042<br>(0.28526)<br>[1.31123] | -0.010118<br>(0.04228)<br>[-0.23930] |
| LNEP(-1) | -4.548197<br>(4.06734)<br>[-1.11822] | 0.558696<br>(0.60288)<br>[0.92671] |
| LNEP(-1) | -1.609694<br>(1.72123)<br>[0.93520] | 0.180310<br>(0.25513)<br>[-0.70674] |
| C | 61.25477<br>(54.0104)<br>[1.13413] | 11.4505<br>(8.00564)<br>[1.43031] |
| R-squared | 0.957889 | 0.956093 |
| Adi. R-squared | 0.915779 | 0.912185 |
| Sum sq. resids | 0.119338 | 0.002622 |
| S.E.equation | 0.172727 | 0.025602 |
| F-statistic | 22.74694 | 21.77520 |
| Log likelihood | 6.683133 | 23.86440 |
| Akaike AIC | -0.374030 | -4.192089 |
| Schwarz SC | -0.264460 | -4.082520 |
| Mean dependent | 15.61305 | 16.91982 |
| S.D. dependent | 0.595180 | 0.086396 |
| Determinant resid covariance(dofadj) | 1.01E-05 | |
| Determinant resid covariance | 2.00E-06 | |
| Log likelihood | 33.50582 | |
| Akaike information critetion | -5.223516 | |
| Schwarz critetion | -5.004378 | |

注:（ ）圆括号里的数字代表标准差，圆括号上面的为参数估计值，[]方括号里的为 t 检验值。

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LNOFDI LNEP
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2
Date: 05/21/16 Time: 10:56

| Root | Modulus |
|---|---|
| 0.757196 | 0.757196 |
| -0.755123 | 0.755123 |
| 0.230213 - 0.190975i | 0.299115 |
| 0.230213 + 0.190975i | 0.299115 |

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

图 4　VAR 模型的平稳性检验

4.2.2 脉冲响应分析

在上面 VAR 模型的基础上可以利用脉冲响应函数，进一步探索环境污染和 OFDI 的动态关系。对于上述 VAR 模型的估计方程，我们通过 Eviews 计量软件绘制了如下脉冲响应图。图中横轴表示冲击作用滞后期数，这里为 10；纵轴表示被解释变量对解释变量的响应程度，中间线条为 IRF 点估计值序列，上下两条线分别表示两倍标准差的置信带。

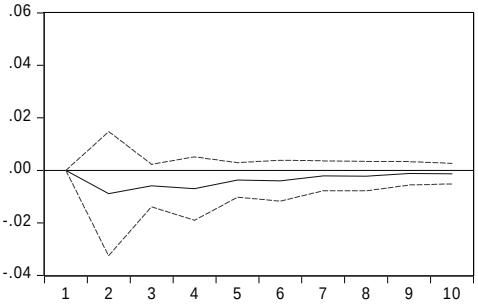



图5 环境污染对OFDI的响应

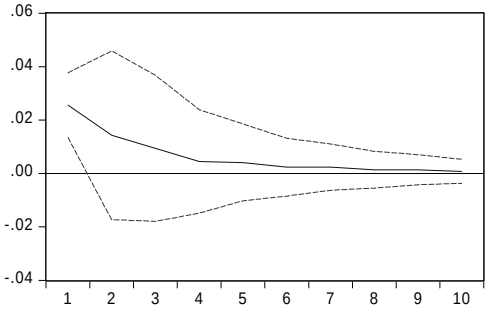



图6 环境污染对自身的响应

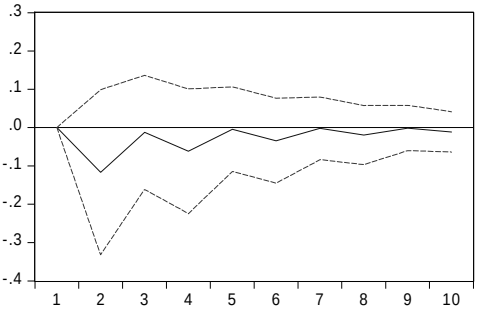



图7 OFDI对环境污染的响应

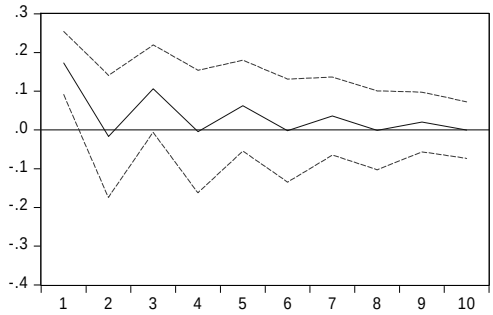



图8 OFDI对自身的响应

图 5 显示，面对 OFDI 的一个标准差冲击后，环境污染在同期没有变化，但在滞后期有一个负响应，且在第二期负响应达到最大，但只是在短期内的作用稍大，而最终响应收敛于零，整体呈现负效

应。这说明了 OFDI 对我国的环境污染起到了一定的缓解作用，对外直接投资的增加会减少我国的环境污染，尽管这种作用不显著。图 6 显示，面对环境污染自身的一个标准差冲击后，环境污染在同期响应达到最大值，但滞后期内响应逐渐减弱，最终响应收敛于零，整体呈现正效应。这说明了我国的上期环境污染对当期污染是正向促进的作用。图 7 显示，面对环境污染的一个标准差冲击后，OFDI 在同期没有变化，但在滞后期呈现负的影响，且在第二期负响应达到最大，之后在滞后期内来回波动，最终响应收敛于零，整体呈现负效应。这说明了环境污染的减少促进了我国的 OFDI，只是在短期内对 OFDI 具有促进作用，但随着时间的推移，这种促进作用会逐渐减弱。图 8 显示，面对 OFDI 自身的一个标准差冲击后，OFDI 在同期响应达到最大值，但在在第二、第四、第六、第八滞后期响应为零，上下波动，且最终响应收敛于零，整体呈现正效应。这说明了我国的上期 OFDI 对当期 OFDI 是正向促进的作用。

4.2.3 方差分解分析

为了更清楚地刻画和度量污染与 OFDI 之间相互影响的程度，我们进一步采用 VAR 模型中的方差分解方法分析环境污染变量的变动和 OFDI 变量的变动的相互贡献率，结果如下所示。

如图 9 所示，图 9 中包括上下两部分，上半部分表示环境污染的方差分解结果，下半部分表示我国 OFDI 的方差分解结果。从图 9 上半部分可以看出，环境污染变量的变动在第一期就受到自身和 OFDI 变量扰动的影响，但受自身影响更大，但从第二期开始自身的扰动逐渐减弱，并到第六期趋于稳定。而从第二期 OFDI 扰动的影响开始逐渐增加，增加持续到第六期后，虽然 OFDI 的扰动对环境污染的影响仍在增加但是幅度开始逐渐减弱，且最终趋于稳定。从图 9 下半部分可以看出，OFDI 变量的变动在第一期只受自身波动冲击的影响。但从第二期开始自身扰动的影响逐渐下降，并在第 6 期之后趋于稳定，而环境污染扰动的影响开始显现。第二期环境污染扰动的影响有所增加但是不大，且在第二期之后开始减弱，并从第六期之后趋于稳定。

因此从方差分解分析结果表明，总体而言，环境污染和 OFDI 二者之间互为因果关系。不过，OFDI 对环境污染的影响要大于环境污染对 OFDI 的影响。

Variance Decomposition of LNEP:

| Perio... | S.E. | LNOFDI | LNEP |
|---|---|---|---|
| 1 | 0.172727 | 48.18019 | 51.81981 |
| 2 | 0.202445 | 60.03973 | 39.96027 |
| 3 | 0.233193 | 62.60698 | 37.39302 |
| 4 | 0.240566 | 64.82221 | 35.17779 |
| 5 | 0.249325 | 65.46457 | 34.53543 |
| 6 | 0.251500 | 66.06170 | 33.93830 |
| 7 | 0.254257 | 66.24646 | 33.75354 |
| 8 | 0.254959 | 66.43186 | 33.56814 |
| 9 | 0.255854 | 66.49041 | 33.50959 |
| 10 | 0.256084 | 66.55035 | 33.44965 |

Variance Decomposition of LNOFDI:

| Perio... | S.E. | LNOFDI | LNEP |
|---|---|---|---|
| 1 | 0.025602 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 0.033397 | 82.85576 | 17.14424 |
| 3 | 0.036241 | 86.92650 | 13.07350 |
| 4 | 0.037758 | 84.28491 | 15.71509 |
| 5 | 0.038441 | 85.35583 | 14.64417 |
| 6 | 0.038885 | 84.64344 | 15.35656 |
| 7 | 0.039101 | 84.97085 | 15.02915 |
| 8 | 0.039246 | 84.74644 | 15.25356 |
| 9 | 0.039316 | 84.85159 | 15.14841 |
| 10 | 0.039364 | 84.77906 | 15.22094 |

Cholesky Ordering: LNOFDI LNEP

图 9 方差分解分析的结果

注释：文章部分图表来源于 Eviews 软件。

## 5 结论

本文得出环境污染和我国 OFDI 具有双向负影响，即环境污染的降低促进了我国的 OFDI 和 OFDI 的增加将缓解我国的环境污染。一方面，由于环境规制标准的提高，政府对环境的强烈管治、企业对工业排污和能源耗费的减少、以及个人环保意识的增强，工业和生活污染均有所降低。但是环境规制的提高也伴随着企业污染治理支出、排污成本、环境管理费用等生产成本的增加，从而经济利润下降，促使更多的企业把产业转移到环境规制标准相对较低的国家，但不能证明环境规制标准的提高是我国 OFDI 的最重要因素；另一方面，本文得出我国 OFDI 缓解了我国的环境污染，这与以往大多数研究结果相一致，我国对外直接投资的确存在污染型和能源消耗型产业向国外转移，从而降低国内的环境污染，但也不能证明我国 OFDI 是缓解 m 环境污染的唯一途径。

虽然本文得出环境污染和 OFDI 具有双向负影响，但是环境污染和 OFDI 的双向负影响并不显著，且未能证明我国环境污染与我国 OFDI 的双向负作用是否是建立在以加剧他国环境污染为代价的基础上，所以对于这个疑问需要接下来的相关研究来论证，但是不管中国 OFDI 是否是建立在污染产业转移的基础上，我国政府和企业仍然应该意识到环境污染和我国 OFDI 关系的重要性，注重本国环境保护，提高环境规制标准和对外投资企业质量。

**参考文献：**

[1]赵晓丽、胡军峰、史雪飞，外商直接投资行业分布对中国能源消费影响的实证分析[J].财贸经济，2007, (3)。

[2]张学刚、钟茂初，外商直接投资与环境污染——基于联立方程的实证研究[J].财经科学，2010,(10): 110-118。

[3]莫莎、张舒玮，外商直接投资环境效应的实证研究——基于湖南省 19 个行业的面板数据分析阴.经济地理，2010,30(6):1021-1026。

[4]刘叶、朱彤，外商直接投资对中国工业能源使用效率的影响——基于行业内和行业间技术溢出效应的双重视角[J].中国石油大学学报(社会科学版)，2010, 26(3):16-21。

[5]方鸣、应瑞瑶、刘美玲，FDI 和环境污染的关系分析——基于中国省级面板数据的研究[J]科技管理研究，2010, 10: 204-207。

[6]宋德勇、易艳春，外商直接投资与中国碳排放[J].中国人日·资源与环境，2011,(1)。

[7]牛海霞、杨英，外国直接投资与跨国污染转移福利效应研究——以我国东部沿海地区为例[J].国际商务,2005,(6)。

[8]周力、庞辰晨，中国对外直接投资的母国环境效应研究——基于区域差异的视角[J].中国人口·资源与环境，2013,(8)。

[9]傅京燕，环境规制、要素禀赋与我国贸易模式的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境,2008,(6):51－55。

[10]黄顺武:环境规制对 FDI 影响的经验分析: 基于中国的数据[J].当代财经，2007(6)。

[11]李秀香、张婷，出口增长对我国环境影响的实证分析[J]. 国际贸易问题，2004(7)。

[12]陆旸，环境规则影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?[J].经济研究，2009(4)。

[13]任力、黄崇杰，国内外环境规制对中国出口贸易的影响[J].世界经济，2015（5）。

[14]蔡虹虹、俞小平，环境规制 FDI 和出口贸易相互影响的实证分析[J].中国市场，2014（37）。

[15]傅京燕、赵春梅，环境规制会影响污染密集型行业出口贸易吗？——基于中国面板数据和贸易引力模型的分析[J].经济学家,2014(2)。

[16]朱捷、任荣明，出口、环境污染与对外直接投资——基于 2003-2013 中国省级面板 VAR 的实证检验[J].生态经济，2015（6）。

[17]许可、王瑛，中国对外直接投资于本国碳排放量关系研究——基于中国省际面板数据的实证分析[J].国际商务研究，2015(201)。

[18]Aliyu,M. A., Foreign Direct Investment and the Environment: Pollution Haven Hypothesis Revisited. Eighth Annual Conference on Global Economic Analysis,2005.

[19]LWalter,J.L.Ugelow.Environmental Policies in Developing Countries[J].Ambio,1979,(8):102-109.

[20]W.J.Baumol,W.E.Oates.The theory of environmental policy[M]. Cambridge:Cambridge University Press,1988.

[21]M.A.Cole.Does trade liberalization increase national use[J].Economics2006,92:108-112.

[22]J.Zhang,X.Fu. FDI and Pacific Economy,2008 environmental regulations in China[J].Journal of the Asia 13(3):332-353.

[23]R.J.R.Elliott, K.Shimamoto.Are ASEAN Countries Havens for Japanese Pollution-Intensive Industry[J].The World Economy; 2008: 236-254.

[24]Hoffmann R,LeeCG,RamasamyB,etal.FDI and pollution:Agranger causality test using panel data [J].Journal of International Development, 2005,17(3):311-317.

[25]MandersonE,KnellerR.Environmentalregulations,outward FDI and heterogeneous firms:Are countries used as pollution havens? [J].Environmental and Resource Economics, 2012, 51(3): 317-352.

# 基于 SEM 的我国义务教育财政支出绩效评价研究

杨　斌

**摘　要：**本文选取全国 31 个省、自治区、直辖市作为研究对象，运用结构方程模型对 2005−2013 年我国义务教育财政支出绩效进行评价分析。结果显示：我国各省、自治区、直辖市义务教育财政支出绩效都不理想，尚未出现优秀、良好等级，2005—2013 年全国平均绩效指数为 0.4403，绩效等级一般，教育财政支出绩效总体较差；东部地区平均义务教育财政支出绩效一般，地区间支出绩效呈现“头重脚轻”状况；中部地区绩效等级都处于一般，支出绩效相比东部地区要好，各省市之间绩效水平相对比较稳定；西部地区教育财政支出绩效严重不足，各个地区间存在明显差异，平均绩效指数为 0.3976，未达到全国平均绩效指数。东、中、西部地区义务教育财政支出绩效未见扩张趋势，当前改善我国义务教育财政支出绩效的关键是抓住投入类指标不放。

**关键词：**义务教育财政支出；绩效评价；结构方程模型

## 1 引言

当代国与国之间的竞争既是综合国力的竞争，也是各国人才的竞争，教育作为培养社会人才的主要活动，义务教育又是我国的根本教育。随着绩效评价工作的大力开展，义务教育财政支出绩效评价引起社会大众的广泛关注。义务教育财政支出绩效的提高不仅仅要增加投入，更应该注重教育的质量和产出，以改善我国义务教育体制机制运行的效率和提供服务的效果，进而提高义务教育财政支出的绩效水平。本文确定财政部门为评价主体，财政资金是评价对象的宏观绩效评价，基于结构方程模型，通过构建合理的绩效评价指标体系，收集全国 31 个省、自治区和直辖市 2005—2013 年的数据，从投入、产出、效果 3 个维度对义务教育财政支出绩效进行了分析，为提高我国义务教育财政支出的效率，尽量节约资源，优化政府资源配置，同时为相应的财政、教育部门提供制定或调整政策的依据。

## 2 义务教育财政支出绩效评价指标体系构建与数据来源

### 2.1 指标体系构建

教育财政支出绩效指标的设计是绩效评价的核心，一套科学、合理、可行的指标体系决定了绩效评价结果的科学性、有效性与可信度。关于教育财政支出评价指标的研究很多学者都提出了自己的观点，但是没有统一的共识。张得娟（2013）认为教育支出绩效评价应该明确教育支出的绩效目标，教育公平和支出效率这两个目标是进行绩效评价的基础，并且强调了教育支出的公平性，即投入资金的使用经济性、效率性、效益性和公平性。上海财经大学公共支出评价课题组（2006）的基础指标主要有投入类，过程类，产出类和效果类指标。上海财经大学，中国教育支出绩效评价中心，任晓辉（2008）根据我国义务教育管理的实践活动特征，针对财政部门对教育部门的评价和教育部门对学校的评价，

本文作者：杨斌，江西财经大学统计学院研究生　研究方向：数理统计

从投入、产出和教育发展能力三方面设计义务教育支出绩效评价指标。尤超英（2009）从微观和宏观两个层次评价绩效的客体，重点关注教育投入的经济性、效率性和效果。本文在总结前人指标体系研究方法的基础上，站在财政部门的角度，确定宏观评价为绩效评价层次，结合研究的实际情况，遵循以下四点原则构建了我国义务教育支出绩效评价指标体系：其一，紧扣义务教育的投入；其二，与义务教育效果关联度密切；其三，能够统计和可操作性，指标数据具有可获得性；其四，不同评价单位之间具有可比性。该指标体系主要包括三个维度，主要涉及到资金的投入、使用率和效益，以及义务教育带给当地的外溢效果，包括投入的经济部分，物力部分和人力部分（生均教育经费、教师数、固定资产总值）、产出的质量（在校学生数，毕业生人数等）、教育支出的效果（文盲人口率、义务教育的完成率），包括 14 个二级指标。

表 1 义务教育财政支出绩效评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标属性 | 单位 |
|---|---|---|---|
| 投入 | X1:生均教育经费 | 正 | 元 |
| | X2:初中教师数 | 正 | 人 |
| | X3:小学教师数 | 正 | 人 |
| | X4:初中固定资产总值 | 正 | 万元 |
| | X5:小学固定资产总值 | 正 | 万元 |
| 产出 | X6:每十万人口初中阶段平均在校生数 | 逆 | 人 |
| | X7:每十万人口小学阶段平均在校生数 | 逆 | 人 |
| | X8:初中在校学生数 | 正 | 所 |
| | X9:小学在校学生数 | 正 | 所 |
| | X10:初中毕业生数 | 正 | 人 |
| | X11:小学毕业生数 | 正 | 人 |
| 效果 | X12:文盲人口率 | 逆 | % |
| | X13:6 岁及 6 岁以上初中人口数 | 逆 | 人 |
| | X14:6 岁及 6 岁以上小学人口数 | 逆 | 人 |

2.2 指标的选取理由与解释

2.2.1 投入指标

义务教育绩效支出的投入分为三个部分，分别是经济投入、人力投入和物力投入。对于教育活动的投入，政府关心教育质量和产出及其他服务效果达到最大化时所耗费的资源是否最少。教育的投入和使用过程中是否存在不合理性，资源节约的水平和效果等都是政府考核的主要部分。生均教育经费直接体现了国家和政府部门对接受义务教适龄儿童的经济投入，也是国家向相关教育部门拨款的依据。经济指标上选取了生均教育经费作为教育绩效支出的经济投入。教师数量也影响教育的质量，它们之间存在正相关，在人力指标上选取初中教师数和小学教师数作为投入指标。固定资产则关系国家在教育的物力投入情况，固定资产总值大小与学校的教学仪器设备和试验设备相关，在物力投入指标上则

选取初中固定资产总值和小学固定资产总值。

2.2.2 产出指标

教育绩效产出分为产出的数量和质量，政府不仅考虑投入的成本，对教育的产出情况考核更为重视，通过产出指标反映政府在既定的投入下考量产出的水平和程度。在校学生数是产出数量直接的体现，学生人数规模在一定程度上反映了产出数量的情况。从毕业生数窥探产出质量优劣，增加之后接受继续教育机会，毕业生数和每十万人口初中阶段平均在校生数反映了教育产出变化。教育统计年鉴对每十万人口初中阶段平均在校生数的解释是初中是接受的最高一级教育，因此此类指标与义务教育效果是负相关。

2.2.3 效果指标

义务教育绩效的效果指标是指教育是准公共产品，具有明显的外溢效果，会对社会各方面产生间接作用，通过义务教育的完成率，产出的质量，社会的满意度，经济效益等来衡量义务教育支出效果的大小。国家统计局对 6 岁及 6 岁以上初中人口数的解释是初中学是接受最高一级教育，这个阶段的人数情况和文盲人口率反映义务教育的完成率，与义务教育完成率成负相关。

2.3 数据来源

本文的数据来源于《中国统计年鉴》、《中国教育年鉴》、《中国教育经费年鉴》、国家统计局网站和中国教育局网站等。笔者整理了全国 2005-2013 年 31 个省市、自治区的数据作为样本单元。

## 3 基于结构方程模型义务教育财政支出绩效的评价

3.1 义务教育财政支出绩效评价指标样本数据的无量纲化处理

义务教育财政支出绩效评价是多指标的综合评价，由于指标多而广，各个指标间没有统一的度量标准，为了消除指标对结果的影响程度不统一，更加真实的反映出各省市、自治区教育财政支出绩效情况。因此在进行义务教育支出绩效评价之前，需要对样本数据进行标准化处理，采取标准变换方法将属性不同的指标统一变换到[0,1]范围内，即消除了量纲的影响，使数据具有可比性。

由于各个评价指标的类型不同，转化的方法也就不同。有正向型指标和逆向型指标以及适中型，正向型指标是值越大越好，逆向型指标则是值越小越好。本文采用正向与逆向型指标无量纲化进行处理。正向型指标采用公式（3-1），逆向型指标采用公式（3-2）。

$$y_i = \frac{x_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \tag{3-1}$$

$$y_i = \frac{x_{\max} - x_i}{x_{\max} - x_{\min}} \tag{3-2}$$

3.2 计算义务教育财政支出绩效评价指标间的相关矩阵

用统计软件 SPSS17.0 对标准化数据进行相关分析，得出义务教育财政支出绩效评价指标相关矩阵（表 2）

表 2 教育财政支出绩效评价指标的相关系数矩阵

| | X1 | X2 | X3 | X4 | X5 | X6 | X7 | X8 | X9 | x10 | x11 | X12 | X13 | X14 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| X1 | 1 | | | | | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| X2 | -.465** | 1 | | | | | | | | | | | | |
| X3 | -.502** | .983** | 1 | | | | | | | | | | | |
| X4 | -.203 | .864** | .818** | 1 | | | | | | | | | | |
| X5 | -.227 | .819** | .811** | .946** | 1 | | | | | | | | | |
| X6 | -.499** | .973** | .983** | .839** | .842** | 1 | | | | | | | | |
| X7 | -.500** | .946** | .977** | .798** | .818** | .987** | 1 | | | | | | | |
| X8 | -.768** | .221 | .295 | .030 | .140 | .335 | .365* | 1 | | | | | | |
| X9 | -.649** | .096 | .195 | -.055 | .067 | .223 | .302 | .912** | 1 | | | | | |
| x10 | -.487** | .983** | .974** | .822** | .781** | .974** | .950** | .260 | .136 | 1 | | | | |
| x11 | -.502** | .951** | .975** | .821** | .845** | .995** | .995** | .371* | .278 | .955** | 1 | | | |
| X12 | .152 | .258 | .236 | .235 | .225 | .194 | .169 | -.366* | -.501** | .220 | .176 | 1 | | |
| X13 | -.382* | .979** | .957** | .884** | .827** | .941** | .909** | .099 | -.013 | .965** | .916** | .314 | 1 | |
| X14 | -.499** | .927** | .920** | .819** | .785** | .927** | .909** | .216 | .130 | .909** | .913** | .162 | .885** | 1 |

3.3 构建义务教育财政支出绩效评价结构方程模型

根据义务教育财政支出绩效评价指标体系的特点，构建二阶验证性因子分析模型。义务教育财政支出绩效评价指标作为结构方程模型的外生观测变量，投入、产出、效果作为结构方程模型一阶因子中的外生潜变量，义务教育财政支出绩效则为结构方程模型中的二阶内生潜变量，建立义务教育财政支出评价模型图（图 1）。

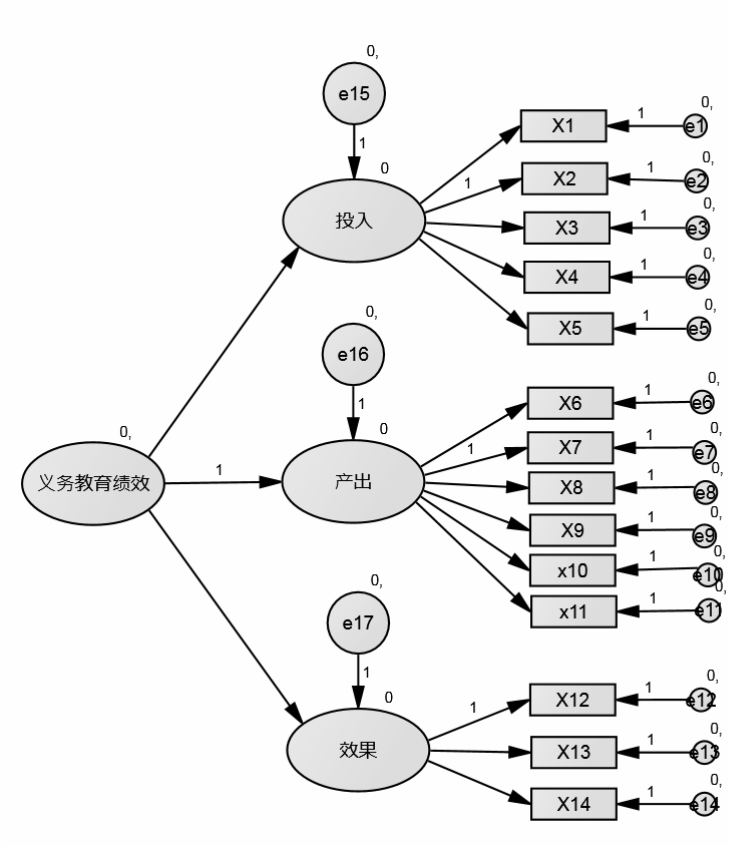



图 1 义务教育财政支出绩效结构方程模型

3.4 义务教育财政支出绩效评价指标权重系数的确定

通过对路径系数进行归一化处理，即可得到相关变量的权重系数。归一化的方法是将上述每一个

维度的路径系数相加，然后每个维度的路径系数除以该维度路径系数总和，就得到了的相应的权重系数。上述投入、产出、效果对义务教育财政支出绩效的路径系数之和是 2.991（图 2），然后分别用投入、产出、效果路径系数除以路径系数之和，即得到投入、产出和效果对义务教育财政支出绩效评价指标的权重系数，分别为 0.3370、0.3263 和 0.3367，依此类推，计算各三级指标的权重系数（表 3）。可见，投入类指标和效果类指标是义务教育财政支出绩效评价的重要指标。因此，政府部门要对义务教育绩效进行改善和提高时要特别注重对这些指标的数量和质量进行评价和监测。

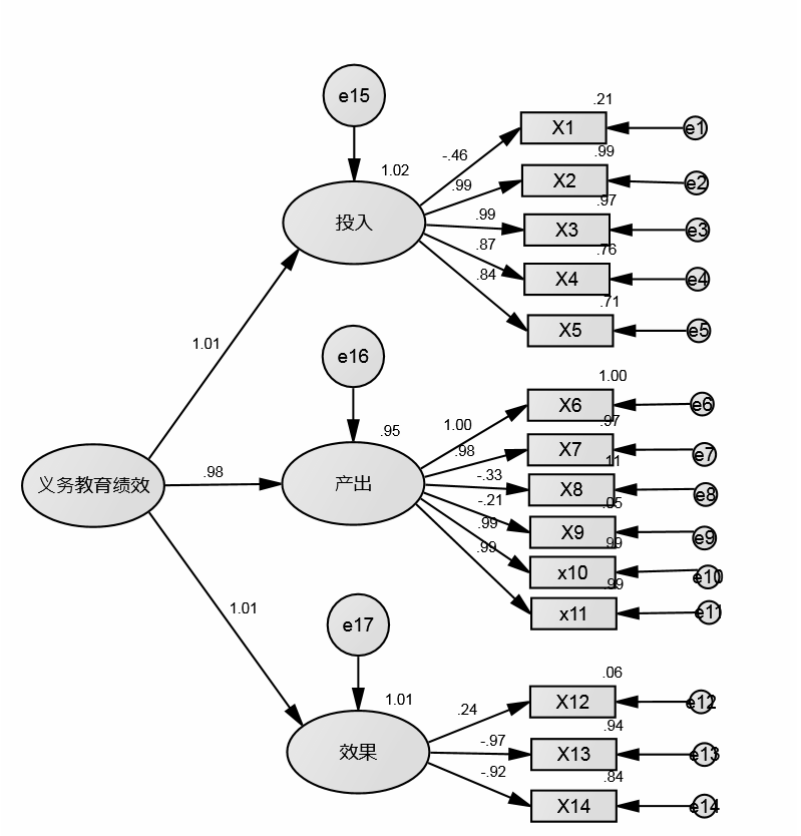



图 2 投入、产出和效果对义务教育财政支出绩效权重影响结构方程模型图

表 3 义务教育财政支出绩效评价指标体系及权重

| 类别 | 具体指标 | 权重 |
|---|---|---|
| 投入(0.3370) | 生均教育经费(X1) | 0.1108 |
| | 初中教师数(X2) | 0.2391 |
| | 小学教师数(X3) | 0.2371 |
| | 初中固定资产总值(X4) | 0.2701 |
| | 小学固定资产总值(X5) | 0.2102 |
| 产出(0.3263) | 初中在校学生数(X6) | 0.2215 |
| | 小学在校学生数(X7) | 0.2179 |
| | 每十万人口初中阶段平均在校生数(X8) | 0.0732 |
| | 每十万人口小学阶段平均在校生数(X9) | 0.0471 |
| | 初中毕业生数(X10) | 0.2201 |
| | 小学毕业生数(X11) | 0.2201 |

| | | |
|---|---|---|
| 效果(0.3367) | 文盲人口率(X12) | 0.1113 |
| | 6 岁及 6 岁以上初中人口数(X13) | 0.4566 |
| | 6 岁及 6 岁以上小学人口数(X14) | 0.4321 |

**4 义务教育财政支出的绩效指数分析**

绩效指数是指专门用于综合衡量一定时期内政府义务教育服务供给程度与水平的量化指数。不仅考量实际提供的教育服务覆盖范围的充分程度、政府的努力程度，而且还考量了义务教育的实现程度。绩效指数计算公式为：

绩效指数=指标权重×指标标准化值

根据本研究的实际情况，将绩效指数分为 5 个等级，即优秀（0.8-1.0]、良好(0.6-0.8]、一般(0.4-0.6]、不足(0.2-0.4]和匮乏(0.0-0.2]，分析结果见表 4 和表 5。

东部地区 2005—2013 年广东省义务教育财政支出绩效水平保持着较高水平，绩效等级为“良好”，出现 9 次，平均绩效水平不仅是东部地区最高并且也是全国绩效等级最高的省份，平均绩效指数为 0.6492。北京、上海、辽宁、山东、河北、江苏、浙江、福建绩效等级为“一般”，海南和天津是东部地区最差的两个省份，平均绩效指数分别为 0.3627，0.3883，2005—2013 年两省每年的绩效等级都处于“不足”，平均绩效指数最低，平均绩效等级都处于“不足”，海南的平均绩效指数是东部地区最低的。这与当地的经济发展有着千丝万缕的关系，广东省是我国的经济大省，在教育各方面的资源都要充足，产出的数量和质量都很高，在 10 年内的 GDP 全国排名中排第一。东部地区除广东省的绩效水平处于高位，其他省份的绩效水平大都处于“一般”，海南和天津的绩效等级始终是“不足”与广东省相差较大，可见最好与最差地区间的支出绩效相差较大，其余各省市之间差距不明显。

中部地区 2005—2013 年，河南省的平均绩效等级为“一般”，平均绩效指数为 0.5929，绩效水平在 2013 年达到最高，绩效等级为“良好”，其他年份绩效等级都处于“一般”，是中部地区绩效水平最好的省。山西，河南，安徽，江西，湖南，湖北这六个省份从 2005—2013 年每年的绩效等级都处在“一般”，平均绩效等级也在“一般”。中部地区的绩效等级都是“一般”，各省份的绩效水平相差不大，整体比较平稳。

西部地区 2005—2013 年平均绩效等级有 6 个省份处于“不足”，其中宁夏、青海、西藏、重庆、内蒙古的绩效水平每年都很差，甘肃绩效水平稍微有上升趋势，这五个省份 9 年的绩效水平都处于不足等级。四川的平均绩效等级是西部地区最高的，平均绩效指数为 0.4616，处在“一般”等级，陕西，新疆，贵州，云南，广西紧跟其后，绩效等级也是“一般”。西部地区的绩效水平处在全国的末尾，平均绩效指数为 0.3976，还为达到全国平均水平，从 2005—2010 年平均绩效等级都是“不足”，只有 2 年的平均绩效等级为“一般”，可见西部地区的教育绩效水平处于较差状态，各个地区见绩效水平存在明显差异，良莠不齐。这与西部地区所处的地理位置和当地的经济发展密切相关，各种条件限制了西部地区的教育发展，绩效水平亟待加强。

表 4 2005-2013 年我国 31 个省市、自治区义务教育财政支出绩效指数

| | 地区 | 2005 年 | 2006 年 | 2007 年 | 2008 年 | 2009 年 | 2010 年 | 2011 年 | 2012 年 | 2013 年 | $\bar{X}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 东部 | 北京市 | 0.4149 | 0.4204 | 0.4267 | 0.4276 | 0.4294 | 0.4417 | 0.4263 | 0.4277 | 0.4305 | 0.4272 |
| | 天津市 | 0.3829 | 0.3835 | 0.3856 | 0.3869 | 0.3923 | 0.3973 | 0.3893 | 0.3877 | 0.3889 | 0.3883 |
| | 上海市 | 0.4280 | 0.4335 | 0.4332 | 0.4317 | 0.4319 | 0.4528 | 0.4097 | 0.4089 | 0.4092 | 0.4265 |
| | 辽宁省 | 0.4048 | 0.4097 | 0.4041 | 0.4040 | 0.4067 | 0.4076 | 0.3960 | 0.3999 | 0.4121 | 0.4050 |
| | 河北省 | 0.5082 | 0.5019 | 0.4700 | 0.4603 | 0.4554 | 0.4431 | 0.4295 | 0.4296 | 0.4584 | 0.4618 |

| | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 山东省 | 0.5201 | 0.5115 | 0.5073 | 0.5049 | 0.5043 | 0.4937 | 0.5390 | 0.5078 | 0.5500 | 0.5154 |
| | 江苏省 | 0.5032 | 0.5122 | 0.5067 | 0.4935 | 0.4944 | 0.4879 | 0.5010 | 0.4987 | 0.5183 | 0.5018 |
| | 浙江省 | 0.4518 | 0.4657 | 0.4559 | 0.4604 | 0.4653 | 0.4424 | 0.4480 | 0.4557 | 0.4706 | 0.4573 |
| | 福建省 | 0.4169 | 0.4187 | 0.4166 | 0.4101 | 0.4154 | 0.4155 | 0.4142 | 0.3993 | 0.4118 | 0.4132 |
| | 广东省 | 0.6220 | 0.6474 | 0.6557 | 0.6562 | 0.6611 | 0.6551 | 0.6491 | 0.6362 | 0.6600 | 0.6492 |
| | 海南省 | 0.3570 | 0.3569 | 0.3573 | 0.3571 | 0.3636 | 0.3666 | 0.3669 | 0.3688 | 0.3702 | 0.3627 |
| 中部 | 山西省 | 0.4432 | 0.4470 | 0.4397 | 0.4386 | 0.4452 | 0.4323 | 0.4412 | 0.4424 | 0.4426 | 0.4414 |
| | 河南省 | 0.5976 | 0.5923 | 0.5914 | 0.5991 | 0.5919 | 0.5650 | 0.5947 | 0.5888 | 0.6153 | 0.5929 |
| | 安徽省 | 0.4587 | 0.4675 | 0.4572 | 0.4565 | 0.4558 | 0.4277 | 0.4456 | 0.4485 | 0.4588 | 0.4529 |
| | 江西省 | 0.4221 | 0.4138 | 0.4234 | 0.4233 | 0.4322 | 0.4129 | 0.4240 | 0.4236 | 0.4488 | 0.4249 |
| | 湖南省 | 0.4688 | 0.4614 | 0.4468 | 0.4378 | 0.4409 | 0.4304 | 0.4344 | 0.4295 | 0.4540 | 0.4449 |
| | 湖北省 | 0.4676 | 0.4774 | 0.4640 | 0.4580 | 0.4521 | 0.4323 | 0.4382 | 0.4257 | 0.4460 | 0.4513 |
| 西部 | 陕西省 | 0.4305 | 0.4350 | 0.4352 | 0.4335 | 0.4364 | 0.4355 | 0.4429 | 0.4272 | 0.4345 | 0.4345 |
| | 甘肃省 | 0.3904 | 0.3939 | 0.3905 | 0.3886 | 0.3959 | 0.3945 | 0.4069 | 0.4021 | 0.4096 | 0.3969 |
| | 宁夏 | 0.3425 | 0.3435 | 0.3424 | 0.3475 | 0.3481 | 0.3498 | 0.3483 | 0.3513 | 0.3540 | 0.3475 |
| | 青海省 | 0.3429 | 0.3446 | 0.3418 | 0.3450 | 0.3477 | 0.3465 | 0.3511 | 0.3525 | 0.3527 | 0.3472 |
| | 新疆 | 0.4005 | 0.4040 | 0.4048 | 0.4055 | 0.4418 | 0.4150 | 0.4149 | 0.4111 | 0.4191 | 0.4130 |
| | 四川省 | 0.4407 | 0.4497 | 0.4514 | 0.4477 | 0.4664 | 0.4562 | 0.4776 | 0.4763 | 0.4881 | 0.4616 |
| | 贵州省 | 0.4068 | 0.4105 | 0.4084 | 0.4101 | 0.4124 | 0.4156 | 0.4211 | 0.4260 | 0.4509 | 0.4180 |
| | 云南省 | 0.4123 | 0.4168 | 0.4134 | 0.4111 | 0.4192 | 0.4024 | 0.4229 | 0.4241 | 0.4388 | 0.4179 |
| | 西藏 | 0.3265 | 0.3186 | 0.3232 | 0.3195 | 0.3203 | 0.3158 | 0.3225 | 0.3223 | 0.3219 | 0.3212 |
| | 重庆市 | 0.3921 | 0.3882 | 0.3924 | 0.3863 | 0.3916 | 0.3927 | 0.3988 | 0.3883 | 0.3955 | 0.3918 |
| | 内蒙古 | 0.3925 | 0.3909 | 0.3889 | 0.3902 | 0.3977 | 0.3919 | 0.3976 | 0.3986 | 0.4032 | 0.3946 |
| | 广西 | 0.4320 | 0.4330 | 0.4297 | 0.4242 | 0.4223 | 0.4153 | 0.4284 | 0.4176 | 0.4362 | 0.4265 |

表 5 2005-2013 我国东部、中部和西部义务教育财政支出绩效指数

| 区域 | 2005 年 | 2006 年 | 2007 年 | 2008 年 | 2009 年 | 2010 年 | 2011 年 | 2012 年 | 2013 年 | X |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 东部 | 0.4554 | 0.4601 | 0.4563 | 0.4539 | 0.4563 | 0.4549 | 0.4517 | 0.4473 | 0.4618 | 0.4553 |
| 中部 | 0.4764 | 0.4766 | 0.4704 | 0.4689 | 0.4697 | 0.4501 | 0.4630 | 0.4598 | 0.4776 | 0.4680 |
| 西部 | 0.3925 | 0.3941 | 0.3935 | 0.3924 | 0.4000 | 0.3943 | 0.4027 | 0.3998 | 0.4087 | 0.3976 |
| 全国 | 0.4414 | 0.4436 | 0.4401 | 0.4384 | 0.4420 | 0.4331 | 0.4391 | 0.4356 | 0.4494 | 0.4403 |

## 5 小结与建议

从我国的义务教育财政支出绩效总体上看，东部和中部地区的绩效水平都达到了全国的平均水平，平均绩效等级都处于“一般”，并未出现“优秀”、“良好”，依然不容乐观。西部地区的绩效指数是三大区域中最低的，不仅绩效未达到全国平均水平，而且绩效等级也处于“不足”，令人堪忧，其教育财政支出绩效偏低的原因在于政府财政支出的资金使用效率低，资源配置不合理。从分析的结果看，我国现有的义务教育投入并没有产生较大的产出和效果，生均教育经费规模达到饱和，教师的队伍和固定资产投入还需加强，培养的学生质量偏低，没有与投入相匹配的高财政支出效率。经过整篇文章的梳理，对我国 31 个省、自治区、直辖市的教育财政支出绩效进行评价分析，针对目前我国的绩效情况提出提高我国义务教育财政支出的建议：

(1)加强财政教育支出绩效的评价工作，使绩效评价工作成为政府和教育部门的侧重点，让服务产出结果和资金使用效率的理念深入到各个部门，加大对资金运用在各个环节的监督和管理。目前我国

的教育经费主要还是依靠国家的支持，加强绩效评价工作使政府在限定投入的情况下得到最大的产出，同时也避免了某些部门理所应当的不断增加投入。

(2)全面推进义务教育财政支出绩效评估的法律保障，就是加快建设社会主义国家，就是坚定不移走中国特色社会主义法治路线。放眼国外，至今我国没有一部专门的教育财政法，使财政教育的政策具有盲目性，同时无法客观公平的实施教育绩效评价。造成了财政和教育部门在拨款时无法做到公平公正，缺失法律的保障。

**参考文献：**

[1]吴晓.民族地区义务教育财政支出绩效评价研究——以广西壮族自治区 H 县为例[D].武汉:中南民族大学,2012.

[2]贺冰宁.广东基础教育财政支出绩效评价研究[D].广州:广东财经大学,2012.

[3]田虎.我国义务教育支出绩效评价研究[J].教学与管理，2010(12).

[4]尤超英.我国义务教育公共支出绩效评价体系研究[D].杭州：浙江财经大学,2009.

[5]吴明隆.结构方程模型——AMOS 的操作与应用 [M].重庆：重庆大学出版社,2009.7.