



政府管制评论

REGULATION REVIEW

2017年第1辑（总第12辑）

王俊豪 © 主编

中国财经出版传媒集团



经济科学出版社
Economic Science Press



浙江省政府管制与公共政策研究中心

浙江省2011协同创新中心“城市公用事业政府监管协同创新中心”

中国工业经济学会产业监管专业委员会

中国城市科学研究会城市公用事业改革与监管专业委员会

中国能源研究会能源监管专业委员会

政府管制评论

REGULATION REVIEW

2017年第1辑（总第12辑）

王俊豪 ◎ 主编

中国财经出版传媒集团



经济科学出版社
Economic Science Press

图书在版编目 (CIP) 数据

政府管制评论. 2017 年. 第 1 辑: 总第 12 辑 / 王俊豪主编.
—北京: 经济科学出版社, 2018. 1
ISBN 978 - 7 - 5141 - 9073 - 1

I. ①政… II. ①王… III. ①政府管制 - 研究 IV. ①F20

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2018) 第 039650 号

责任编辑: 凌 敏 程辛宁

责任校对: 徐领柱 杨 海

责任印制: 李 鹏

政府管制评论

2017 年第 1 辑 (总第 12 辑)

王俊豪 主编

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

教材分社电话: 010 - 88191343 发行部电话: 010 - 88191522

网址: [www. esp. com. cn](http://www.esp.com.cn)

电子邮件: [lingmin@ esp. com. cn](mailto:lingmin@esp.com.cn)

天猫网店: 经济科学出版社旗舰店

网址: [http: //jjkxcbs. tmall. com](http://jjkxcbs.tmall.com)

北京密兴印刷有限公司印装

787 × 1092 16 开 8.75 印张 180000 字

2018 年 1 月第 1 版 2018 年 1 月第 1 次印刷

ISBN 978 - 7 - 5141 - 9073 - 1 定价: 40.00 元

(图书出现印装问题, 本社负责调换。电话: 010 - 88191510)

(版权所有 侵权必究 举报电话: 010 - 88191586)

电子邮箱: [dbts@ esp. com. cn](mailto:dbts@esp.com.cn))

主 编

王俊豪 浙江财经大学

学术委员会成员（按拼音排序）

陈富良 江西财经大学

陈勇民 美国科罗拉多大学

龚刚敏 《财经论丛》杂志社

郭克莎 中国社会科学院

胡汉辉 东南大学

刘戒骄 中国社会科学院

迈克尔·赖尔登（Michael Riordan） 美国哥伦比亚大学

秦 虹 住房和城乡建设部

戚聿东 首都经济贸易大学

荣朝和 北京交通大学

肖兴志 东北财经大学

夏大慰 上海国家会计学院

薛 澜 清华大学

余 晖 中国社会科学院

于 立 天津财经大学

于良春 山东大学

张成福 中国人民大学

周志忍 北京大学

常务副主编兼编辑部主任

王 岭 浙江财经大学

主办单位

浙江财经大学中国政府管制研究院

浙江省政府管制与公共政策研究中心

浙江省 2011 协同创新中心“城市公用事业政府监管协同创新中心”

中国工业经济学会产业监管专业委员会

中国城市科学研究会城市公用事业改革与监管专业委员会

中国能源研究会能源监管专业委员会

目 录

环境规制对中国制造业产业结构优化影响研究

——基于行业人均收入差异的检验分析 唐晓华 刘相锋 (1)

竞争性水环境监管体系及其内部治理机制研究

——兼论中国科层制监管模式的改革与创新 王丙毅 梁树广 (26)

农产品质量安全管制中的公共品牌建设

——基于消费者的地理标志农产品品牌信任

研究 徐成龙 杨建辉 (43)

城市生活垃圾处理行业市场化改革绩效研究 刘承毅 赵丽莉 (59)

市场结构、企业行为与效率改进：基于中国电力

产业的研究 邓贻龙 张 雷 (79)

从 Value for Money 到 Value for People：PPP 物有所值

评价的反思 程 哲 王欢明 熊 伟 诸大建 (97)

“供给侧结构性改革”背景下中国 PPP 的推行困境与

治理机制研究 罗玉辉 李文杰 祁天锡 (114)

环境规制对中国制造业产业 结构优化影响研究

——基于行业人均收入差异的检验分析

唐晓华 刘相锋*

摘 要 制造业产业结构优化是当下中国经济发展新常态下的一个重要课题,但其优化过程受诸多因素影响,本文认为环境规制对中国制造业结构优化有着十分重要的影响。本文分别采用动态面板 GMM 估计和 Hansen 发展面板门限模型,以中国制造业 2003 ~ 2013 年 10 年间的相关数据为依据进行了实证分析。实证研究结果表明,环境规制对制造业不同行业的结构优化效应具有行业差异性,实施环境规制强度也应呈“橄榄”形分布,以行业人均收入划分行业区间,环境规制结构合理化效应呈现“U”型关系,而环境规制结构高级化效应则呈现倒“U”型关系。以此结论,本文认为政府必须改变以往环境规制的着力点,发挥市场机制和产业关联特性的联动作用,以本文提出规制最佳实施区间为参考进行环境规制差异化调整。据此,本文提出一些政策性建议。

关键词 环境规制 制造业 产业结构优化 面板门限模型

一、问题提出

2012 年以来,中国经济进入“新常态”,其最为主要的特征便是“稳增长”,这意味着以往“以环境换增长”的格局已走到尽头。产业结构调整是合

* [作者简介] 唐晓华,辽宁大学经济学院,辽宁,110036;刘相锋,浙江财经大学中国政府管制研究院,浙江,310018。

[基金项目] 本文获得国家教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国先进制造业发展战略研究”(批准号:14JZD018);国家社会科学基金重大项目“中国先进装备制造业发展路径研究”(批准号:08&ZD040);辽宁省教育厅重点项目“辽宁工业产业集群发展路径研究”(批准号:ZW2012016)的资助。

理进行资源配置,提高经济效益的关键手段,但我国的产业结构调整往往以政府为主导,难以形成有效的内部激励和市场的灵活性,从而缺乏了产业结构调整长期激励机制。环境规制从外部给企业施加有效约束,进而通过市场机制对产业结构进行优化调整,实现了政府和市场两只“手”共同作用。因此,有效的环境规制既能够起到环境保护的作用又能够促进经济健康发展,是实现新常态背景下“双赢”局面的重要手段。

中国制造业作为中国经济的主要抓手,同样也伴随着产业结构严重失调和环境污染等问题。据世界银行估计,环境污染给中国带来相当于3.5%~8%的GDP损失^①。相应数据统计显示,几十年来,我国工业累计产生约55亿吨废物和上亿吨有害废物;在造成环境污染的排放废物中,有70%来源于制造业^②。同时,我国制造业仍然是以粗放式发展方式为主,每生产一单位工业增加值消耗能源相比发达国家差距较大。2012年,我国GDP占世界总量的11.4%,但消耗了全球23%的能源、11.7%的石油、30%的煤炭、25%的钢铁、40%的水泥。2012年,我国全社会能源消费36.17亿吨标准煤,其中工业消费约占69.8%(马晓河,2014)。严峻的现实让学术界和政府不得不思考,如何能够既保证中国制造业的结构优化又能够减少环境污染,从而实现“优结构、促减排”双赢的局面呢?由此可见,如何利用好环境规制实现产业结构优化有着重要的意义。但是,传统的环境规制实施缺乏针对性,同时人为制定规制强度差异性又会造成主观因素的偏误。因此,本文在分析规制强度差异性结构优化效果基础上,进一步采用Hansen(1993)发展的面板门限模型对数据进行自动门槛识别,可以避免主观臆断问题,以此既能够很好回答规制强度问题又能厘清行业异质性造成的规制结构优化差异性,对我国环境规制实施和操作起到很好的启示作用。

对于环境规制的结构优化效应,Poter(1995)认为环境规制作为外部压力约束会促进产业加大对技术、管理方面的创新投入,在弥补生产和创新成本基础上提高产业竞争力,使得产业结构和规制技术手段上都呈现高级化调整。此观点提出后,学者们从规制手段和规制直接/间接效应层面对其进行验证,他们认为环境规制对产业结构优化存在倒逼机制。另外一些学者却并不认同该观点,Brannlund等(1998)对比瑞典造纸业的环境规制前后的收益情况,提出严格的环境规制并不有利于产业升级的观点。Gray等(2003)在研究严格环境规制对

① 世界银行1997年的一项统计报告分析,中国每年仅空气和水污染造成的经济损失就高达540亿美元,相当于国内生产总值的3%~8%。

② 环境保护部政策法规司司长杨朝飞提出。

美国产业结构影响时发现,环境规制强度过大使得生产效率明显下降。

本文认为两类对立观点的出现源于两个方面,一是环境规制的强度;二是行业间存在异质性。基于这两个方面的考虑,本文认为有必要分析环境规制强度产生的结构优化效果如何,同时可深入剖析考虑行业异质性情况下受到环境规制影响有何不同,以此填补该领域研究空白,消除两类观点无休止的争论。据此,本文尝试从几个方面进行问题探索和扩展:首先,翻阅大量国内文献,本文发现对环境规制的结构优化效应研究主要从区域或 Porter 假说角度出发,以产业为研究对象的文献又是建立在三次产业之间关系层面,产业内部的结构优化受环境规制的影响可谓凤毛麟角。因此,本文拓展研究视角,以中国制造业为研究对象,剖析具体产业内部结构优化如何受环境规制影响,并在此基础上对 Porter 假说做微观层面的验证。其次,环境规制的结构效应一般可分为直接效应和间接效用,但都会对制造业内部产生异质性效果(原毅军等,2014),这说明异质性的产生并非环境规制的手段差异造成的,而是由行业异质性问题形成。鉴于此思路,本文在分析 Porter 假说的基础上,通过比较支持和反对学者观点,创新性提出造成环境规制的结构优化效应差异原因在于行业异质性,并利用动态面板 GMM 估计和前人理论研究经验对行业人均收入的可鉴性、有效性进行分析。最后,在将产业结构优化调整划分成产业结构高级化和合理化基础上,分别利用面板门限模型验证了环境规制在行业人均收入不同区间的结构优化效应,并以此确定中国制造业产业内部的环境规制最佳作用区间,试图回答环境规制如何实施才能更加有效地促进产业结构优化问题,并据此给出科学的实施建议和意见。

二、变量与样本说明

(一) 变量说明

1. 被解释变量

本文主要考察制造业产业结构优化程度,由于产业结构优化包括产业结构合理化和高级化两个层次,因此构建的模型会产生两个被解释变量,即产业结构合理化指数和产业结构高级化指数。

产业结构合理化指数 (ISR): 产业结构合理化在表现产业比例关系的同时,更表现为产业间的协同和促进关系(周振华,2014)。以往对产业结构合理化衡量采用产业结构偏离度,但是这种衡量忽视了行业个体的重要程度,

并且涉及绝对值问题,所以本文为避免该问题换用泰尔指数进行衡量。当经济体偏向于均衡时,泰尔指数更加趋向于0。因此,ISR 越小反映产业结构合理程度越高。具体公式如下:

$$ISR = TL = \sum \frac{Y_i}{Y} \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \quad (1)$$

其中, Y_i 是第 i 个产业产值, L_i 是第 i 个产业劳动力人数, Y 是整个工业总产值, L 是整个工业的劳动力人数。

产业结构高级化指数 (OIS): 产业结构高级化是对自身结构扬弃的过程(王元地等, 2007), 这种过程是一种生产效率和价值提升的过程。对其衡量绝大多数文献都是采用三次产业间的比例关系, 但是考虑到本文研究产业内的结构高级化问题, 本文采用高新技术产业对非高新技术产业的比重 (OIS) 指标进行衡量。该指标不仅能反映制造业内部结构层次变化, 更能反映在技术先进性方面, 这符合产业结构高级化调整的本质要求。对于制造业产业划分, 本文采用《中国高技术产业统计年鉴》的划分方法, 即将医药制造业、专用设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业以及仪器仪表及文化、办公用机械制造业这四大行业作为高技术制造业。

对被解释变量进行描述性统计, 见图1。图1表明中国制造业产业结构优化中的合理化和高级化都呈现良好的趋势, 但是两者呈现不同程度的波动, 波动的分水岭出现在2008年前后, 这与国际经济危机不谋而合, 这一年中国政府意识到相关行业严重的投资过热, 因而进行了相应的产业结构合理调整, 图1的合理化指数快速下降, 准确地反映了这一点。但是相应的高级化指数快速提高出现在2009年, 可见高级化调整相对合理化具有滞后性的特点。但相对于合理化, 中国制造业高级化提升更加平稳。

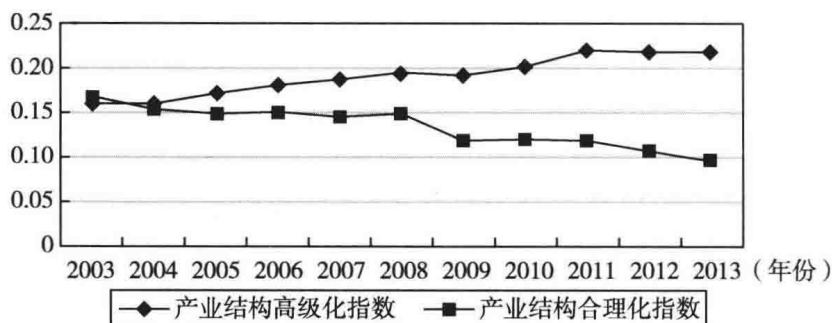


图1 中国制造业产业结构高级化和合理化指数情况

资料来源: 历年《中国工业统计年鉴》。

2. 解释变量

环境规制强度 (*ERI*): 本文基于数据可获得性方面的考虑, 借鉴污染物排放密度指标构建思路, 采用三废 (废水、废气和废渣) 治理费用综合指数对环境规制进行评价。具体方法如下:

首先, 对制造业不同子行业三废治理费用指标进行标准化处理, 即进行去除量纲处理。本文采用 0~1 分布线性标准化处理, 公式如下:

$$X_{ij}^s = \frac{X_{ij} - \min X_j}{\max X_j - \min X_j} \quad (2)$$

其中, i 为制造业各子行业, j 代表三废, 具体取值为 1、2、3。 $\max X_j$ 和 $\min X_j$ 分别为主要污染物 j 治理费用在当年所有制造业行业中的最大值和最小值, X_{ij}^s 为某子行业污染物治理费用的标准化值。

其次, 计算三废治理的权重系数 (W_j), 由于三废的治理力度有所不同, 因此对三废赋予不同权重, 具体公式如下:

$$W_j = \frac{E_j}{\sum E_j} \bigg/ \frac{Y_j}{\sum Y_j} \quad (3)$$

其中, W_j 为子行业污染物的治理费用权重, 该公式考虑到行业的重要程度, 因此采用行业污染物排放治理费用 E_j 和行业产出 Y_j 的关系作为衡量三废的治理权重。在此基础上, 对制造业子行业污染物进行加权平均从而得到行业的环境规制指数 (*ERI*), 即:

$$ERI_i = \sum_j W_j X_{ij}^s \quad (4)$$

3. 其他变量

其他变量主要包括行业人均收入 (*Pincome*)、出口贸易份额 (*OR*) 和 FDI 变化率 (*FDIR*)。

行业人均收入 (*Pincome*): 本文借鉴了库兹涅茨的观点, 行业人均收入在到达某一临界点时会造成人们对环境质量认识的变化, 为达到理想的环境质量, 人们会寻求通过调整产业结构达到相应目标。同时, 在经典索罗模型和后来的内生性增长模型中, 人均收入都被看成一个影响产业结构和经济增长的重要解释变量。因此, 引入行业的人均收入既符合前人研究结论和研究重点又能很好地刻画行业技术、生产效率以及人力资本等情况。

出口贸易份额 (*OR*): 出口额占总产出的比重, 该指标不仅反映了行业的贸易程度, 而且能够说明市场的开放程度。出口贸易程度直接体现为出口

企业的国际竞争力，在环境规制的前提下，出口产品必须附带环境成本，因而使得生产成本加大，但是其引发的创新补偿效应以及先动优势效应是否能够对成本进行冲销，仍然需要估计和检验。进一步将国际贸易的因素考虑进来，受到“污染避难所”学说^①的方面考虑，即国家或地区间的差异化环境规制促使产业结构进行相应调整，各地区若能利用自身比较优势将可以促进产业结构优化，但是中国制造业是否能够利用国际贸易进行产业结构优化调整，需后文研究分析。

FDI 变化率 (*FDIR*)：FDI 变化率为行业当年的 FDI 值相对上一年的 FDI 的变化率。对于 FDI 的观点学者各执一词，一些观点认为 FDI 可以引进先进技术改善环境进而优化产业结构（徐涛，2003）；但是，也有观点认为，FDI 对东道国的环境形成破坏，结构优化的效果并不明显（杨博琼等，2010）。因此，本文认为 FDI 的影响因素在产业结构优化中也有着重要作用，但是其估计系数尚不确定，需要进行进一步实证检验和估计。

（二）样本说明

本文的数据主要来源于《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》，时间跨度为 2003 ~ 2013 年 10 年间的数据。对数据进行筛选遵循以下几个原则：所选取的行业均为规模以上工业企业数据；2003 ~ 2013 年连续 10 年的相关可得数据；为形成平衡面板，剔除了数据中缺失的相关行业变量项；对统计年鉴统计口径不一致的进行口径调整处理，如汽车制造业自 2013 年《中国工业统计年鉴》开始独立统计，本文将其归入以往的交通运输设备制造业中。最终，本文选取 2003 ~ 2013 年中国制造业 29 个子行业作为研究对象。由于本文在计算行业人均收入时需要进行平减处理，因此选用 10 年间《中国劳动统计年鉴》给出的平减指数，以 2002 年作为基期，所以计算行业人均收入时选用 2002 ~ 2013 年 11 年的平减指数。

以上涉及相关的变量描述统计如表 1 所示。

^① “污染避难所”学说认为环境规制差异化是造成产业转移的根本原因。本文对此不加以赘述，如有感兴趣的学者可参见相关学说文献。

表 1 涉及变量描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ISR</i>	308	0.005	0.026	-0.033	0.216
<i>OIS</i>	308	0.192	0.021	0.158	0.219
<i>ERI</i>	308	0.283	0.615	0.0004	5.913
<i>Pincome</i>	308	12658.25	4155.463	7555.109	27506.85
<i>OR</i>	308	0.184	0.172	0.004	0.681
<i>FDIR</i>	308	5.514	1.593	-4.605	8.317

三、环境规制强度与中国制造业产业结构优化实证分析

环境规制是解决目前环境恶劣的一剂良药，因其改善生存环境和提高企业竞争力的能力关系，备受学者和政府推崇。但是大量的事实说明，强度过大的环境规制使得企业的盈利空间被上升的资源环境成本挤占，无力投入富余能力到技术、管理创新上，并没有对产业结构优化起到良性作用（金碚，2009）。但这样的事实是否具有一般性，有待本文做进一步检验。

（一）模型构建和检验方法

产业结构优化调整一般包括产业结构高级化和合理化，本文欲研究环境规制强度对中国制造业产业结构优化方面的影响，便应该将其两个方面作用进行分层剖析。因此，在构建计量模型进行检验时，需建立环境规制的结构合理化模型和高级化模型，即：

$$LISR_{it} = \mu_i + \beta_1 LERI_{it} + \beta_2 LPincome_{it} + \beta_3 LOR_{it} + \beta_4 LFDIR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$LOIS_{it} = \mu'_i + \beta'_1 LERI_{it} + \beta'_2 LPincome_{it} + \beta'_3 LOR_{it} + \beta'_4 LFDIR_{it} + \varepsilon'_{it} \quad (6)$$

本文利用 Stata 12 软件进行估计，并采用动态面板差分 GMM 进行估计。采用该计量模型估计的最大优势在于可以消除个体效应和时间效应，更好反映解释变量的解释性。因而，对公式（5）和公式（6）进行差分处理，这种方法只要求扰动项之间不存在自相关即可（即： $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{ik}) = 0, t \neq k, \forall i$ ），可以最大程度消除由于动态面板数据的内生性而对估计产生偏差的问题（Arellano & Bond, 1991）。其中， i 和 t 分别代表制造业产业和年份； ISR 和 OIS 分别为被解释变量产业结构合理化和产业结构高级化； $Pincome$ 、 OR 和

$FDIR$ 为对制造业产业结构优化显著的解釋变量，分别为行业人均收入、出口额比重、FDI 强度； β_i 和 β'_i 分别为其对应的系数； L 为取对数处理。

(二) 实证检验结果

为防止出现伪回归现象出现，在利用 IPS 方法对面板数据进行平稳处理基础上，对数据进行 GMM 估计。同时，本文引入工具变量时，发现行业人均收入具有外生性，这是已有的文献中并没有考虑到的，下文对其进行详细说明。并且本文鉴于“污染避难”假说和贸易“绿色壁垒”理论的考虑，引入环境规制和外商直接投资、环境规制和出口贸易交互项加以分析，具体结果见表 2 和表 3。

表 2 环境规制强度对制造业产业结构合理化影响的 GMM 统计结果

变量	模型 1		模型 2（带有交互项）	
	估计系数	统计量	估计系数	统计量
$LISR_{-1}$	0.686 ***	44.18	0.581 ***	31.77
$LISR_{-2}$	0.026 ***	12.90	0.045 ***	7.67
$LERI$	-0.005 ***	-110.60	-0.050 ***	-12.08
$LPincome$	-3.74e-08	-0.28	-7.25e-07	-0.22
$LFDIR$	-0.002 ***	-16.89		
LOR	-0.007 ***	-11.61		
$LERI * LFDIR$			0.007 ***	67.83
$LERI * LOR$			0.139 ***	66.74
AR (1)	P 值: 0.098	-1.66	P 值: 0.098	-1.65
AR (2)	P 值: 0.249	-1.15	P 值: 0.241	-1.17
Sargan 检验 ^a	P 值: 1.000	22.24	P 值: 0.998	26.90
工具变量（人均收入）检验 ^b	P 值: 1.000	-1.60	P 值: 0.258	1.28
W-D 检验	P 值: 0.000	chi2: 346.25	P 值: 0.000	chi2: 1.57e+06

注：①表中 ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著。②表中 a：Sargan 检验，原假设为“所有工具变量都有效”，如果 P 值大于 10%，表明在 10% 的显著水平上无法拒绝“所有工具变量都有效”的原假设，即工具变量的选取是合适的；b：利用 Difference-in-Hansen 检验具体工具变量有效性。③表中数据保留小数点后三位。

表 3 环境规制强度对制造业产业结构高级化影响的 GMM 统计结果

变量	模型 3		模型 4（带有交互项）	
	估计系数	统计量	估计系数	统计量
<i>LOIS</i> ₋₁	0.784 ***	408.14	0.804 ***	639.82
<i>LOIS</i> ₋₂	-0.297 ***	-137.57	-0.203 ***	-140.95
<i>LERI</i>	-0.002 ***	-11.63	-0.038 ***	-15.43
<i>LPincome</i>	-2.34e-05	-10.74	-2.26e-05 *	-11.23
<i>LFDIR</i>	0.005 ***	46.99		
<i>LOR</i>	-0.024 ***	-22.34		
<i>LERI * LFDIR</i>			0.005 ***	15.34
<i>LERI * LOR</i>			0.015 ***	6.92
AR (1)	<i>P</i> 值: 0.000	-4.85	<i>P</i> 值: 0.000	-4.88
AR (2)	<i>P</i> 值: 0.205	-1.78	<i>P</i> 值: 0.108	-1.66
Sargan 检验 ^a	<i>P</i> 值: 0.996	27.99	<i>P</i> 值: 0.996	28.00
工具变量（人均收入）检验 ^b	<i>P</i> 值: 1.000	0.07	<i>P</i> 值: 0.983	0.01
W-D 检验	<i>P</i> 值: 0.000	chi2: 384646.22	<i>P</i> 值: 0.000	chi2: 5.18e+06

注：①表中 ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著。②表中 a：Sargan 检验，原假设为“所有工具变量都有效”，如果 *P* 值大于 10%，表明在 10% 的显著水平上无法拒绝“所有工具变量都有效”的原假设，即工具变量的选取是合适的；b：利用 Difference-in-Hansen 检验具体工具变量有效性。③表中数据保留小数点后三位。

表 2 和表 3 信息显示，四个模型都通过显著性检验（W-D 检验均在 1% 显著），这表明计量模型设定合理。以下本文从环境规制的结构高级化和合理化两个方面的估计参数情况进行详细分析。

1. 环境规制的结构合理化效应分析

由表 2 可知，整体上看环境规制强度对制造业产业结构合理化产生显著正向影响^①。环境规制强度每上升 1%，制造业产业结构合理程度显著提高 0.5%，相比产业结构合理化自身滞后 1 期和 2 期的情况来看，环境规制强度的提高有利于产业自身协调程度调节。该结果的出现恰恰说明环境规制这一政府行为对市场机制的干预会产生产业协同效果。但这一统计结果并不能证明环境

① 合理化指数减小，说明产业间协调程度愈强。因此，从表 2 中看出合理化程度显著提高。

规制总是有效,表2中的环境规制和外商直接投资交互项恰能说明这一情况,当环境规制强度和FDI进行交互时,其每提高1%相应使得制造业产业结构合理程度出现显著不良结果,即协调程度显著下降0.7%。本文认为出现这一问题的原因可能在于,伴随着严格环境规制的外商直接投资对其较强流动性的特征产生抑制作用,造成流动性障碍。但原因较为复杂,仍需做进一步的研究。

此外,表2信息也表明,外商直接投资和出口贸易程度都会显著促进制造业产业结构合理程度,具体为LFDIR和LOR每变动1%,合理化程度提高0.2%和0.7%。该结论表明中国制造业对要素配置效率的提高依然可以依靠外商直接投资引入和出口贸易。从现实情况看,中国一些经济发展落后地区利用政策优势吸引外商直接投资注入,创造一些就业岗位使得劳动力结构和产业结构协同性得到改善,但创造出的产品并没有得到良性消化,出口贸易程度没有改善以至于区域内的产能大量过剩。但考虑交互项结果,环境规制对外商直接投资和出口贸易发挥改善要素利用效率产生极强约束效果。交互项每增加1%,制造业产业结构合理化程度下降0.7%和13.9%。制造业企业出口贸易过程中,产品附加环境成本,因此价格明显偏高,这使得原有的国际订单出现“跑单”现象,直接压缩企业利润空间,若融资困难使得企业资金链紧张,企业必然压缩要素成本或停止生产,进而与关联企业脱钩,降低制造业内部的行业协调性。较强的环境管制严重影响外商直接投资的流动性,以及国内风险投资市场尚未成熟,可融资本有限,加之固定资本又存在流动性较差等因素,资本难以快速有效注入,势必会形成产业内部的要素配置率。

2. 环境规制的结构高级化效应分析

由表3可知,整体上环境规制强度对制造业产业结构高级化调整具有显著抑制作用。环境规制强度每上升1%,则产业结构调整高级化显著下降0.2%,这一结果说明Porter的“成本补偿”假说与现实情况出现分歧。分析其原因,在于Porter在提出该假说时采用了美国制造业个案进行的案例分析,这种分析得出的结果具有一定推测性,并不一定具有一般性。表3中结果显示,环境规制压缩企业利润空间的程度,要大于技术创新带来的收益,短期看产业升级较为喜人(产业结构高级化指数滞后一期呈现显著较快的提升,即78.4%),但长期看,没有利润扶持的创新是难以形成持续产业结构高级化调整的(产业结构高级化指数滞后二期呈现显著下降趋势,即29.7%)。从现实情况看,政府大量环境专项资本投入到市场中,挤出企业私人投资,但政府行为的创新难以比私人创新更加有效,继而政府指令性的环境规制对私人创新具有挤出效应,行业内创新动力却没有被激活。

本文加入环境规制和外商直接投资、出口贸易的交互项后,该交互项提高1%,则产业结构高级化指数显著提高0.6%。这说明环境规制对外商直接投资进行“精洗”后,制造业整体高级化水平显著改善,这对政府开展外商直接投资引进工作起到启示作用。严格环境规制对出口制造业企业的技术创新驱动力表现强劲。结合实际情况看,环境规制形成强有力出口门槛,出口制造业为达到出口条件必然调整营销/研发模式、提高产品创新能力,如山东潍坊柴油发动机集团为扩大出口渠道,采用联合创新模式开发符合东道国的环境准入门槛的产品,并在东道国建立营销研发团队,对目标地区的准入信息进行实时反馈。此外,从表3的其他变量估计情况看,外商直接投资依然发挥其技术溢出效应,对产业结构高级化调整起到促进作用(*LFDIR* 每增加1%,高级化指数增加0.5%)。但是出口贸易情况却出现了负面影响,即*LOR* 每增加1%,则产业结构高级化指数显著下降2.4%。本文分析其原因可能在于,贸易出口规模的扩大产生过度工业化,相对信息化产业发展滞后,阻碍了产业结构高级化发展(于凤艳,2013)。

3. 行业异质性讨论和假设提出

本文认为 Porter 之所以将假说进行一般化推广,是建立在行业进行同质化假设基础上的,持反对意见学者(如 Gray 等)则认为同质化假设过于严格,难以形成一般性规律。关于产业结构调整与行业异质性的研究,学者普遍认同人均收入作为行业异质性的衡量指标。配第-克拉克对三次产业的划分依据行业人均收入,并提出三次产业结构的演变关系;钱纳里在对制造业内部结构变动研究时发现,制造业发展受人均 GDP(行业人均收入)的影响较大。此外,二元经济结构的形成正是由于两部门间的劳动生产率(刘易斯认为劳动生产率可以用行业人均收入进行衡量)差异造成的。由此说明,以行业人均收入作为制造业划分区间的标准,一方面,反映了行业生产效率、技术水平等情况,另一方面,也说明了行业的人力资本差异情况(张威,2013;Becker,1993)。本文综合上述理论观点,将行业人均收入作为工具变量引入模型中,这里发现其具有显著外生性,从四个模型的行业人均收入显著性可见一斑。在此基础上,本文利用面板差分 GMM,将行业人均收入以工具变量形式进行估计。表2和表3结果信息显示,AR(1)和AR(2)检验结果保证了 GMM 估计的序列不存在相关性原假设成立,因而估计有效;Sargan 检验结果看,行业人均收入作为工具变量不存在过度识别的问题;Roodman(2009)提供的 Difference-in-Hansen 检验表明,人均收入作为具体工具变量具有有效性。

以上均可以说明,无论从理论经验还是从统计结果来看,以行业人均收入作为区分行业异质性的特征性变量具有可鉴性。据此提出假设:

H_0 : 行业人均收入差异使得环境规制结构效应出现异质性。

综上所述, 本文认为以中国制造业为研究对象, Porter 提出的环境倒逼机制并没有得到证实, 但是环境规制的结构合理化效应正向作用却说明环境规制可以保证中国制造业内部的资源配置效率和行业协调性。但分析环境规制具体的作用手段时, 却得到相反的结论。本文认为 Porter 的观点具有一定的约束条件, 至于这种约束条件和差异性来源于规制手段的不同还是行业的异质性不同有待进一步考察。鉴于 Barbara 等 (1990) 对美国环境规制情况的研究结果, 本文发现相同规制条件下产业呈现出的效果完全不同^①, 这从逻辑上肯定了环境规制结构优化效应差异性源于行业异质性的假设。因而, 本文需进一步探讨异质行业间环境规制的结构效应, 验证环境规制结构优化效应由于行业人均收入不同产生差异的假设, 并在此基础上找出行业人均收入的门槛临界值, 提出环境规制的最佳区间。

四、环境规制与中国制造业产业结构优化行业异质性

(一) 模型构建和检验说明

环境规制与制造业产业结构优化中高级化和合理化关系如何, 一些学者认为环境规制和产业结构之间存在简单的线性关系, 并利用这种线性关系判断环境规制对产业结构优化的正向影响 (李强, 2013), 但是 Kathuria (2006, 2007) 通过对安格莱什沃尔和印度的研究经验发现, 两者之间呈现出非线性关系, 闫文娟 (2012) 在研究环境规制、产业结构升级以及就业效应三者关系时, 也印证了此观点。因此, 简单利用线性关系对两者进行刻画是不准确的。另一些学者在认识到线性关系的缺陷基础上, 对两者的研究扩展到非线性关系。廖明球 (2011) 构建“节能减排”投入产出模型, 试图将能源、经济和环境构建为一个三维体系来分析环境规制对产业结构优化的影响。原毅军等 (2014) 将环境规制拆分为直接方式和间接方式, 并利用面板门槛模型分别对产业结构调整驱动影响加以剖析。钟茂初等 (2015) 同样利用门槛模型对环境规制三条路径, 即微观成本路径、产业转移路径以及产业结构本地升级路径进行分析, 其认为环境规制对产业结构的变迁存在三个阶段, 并

^① Barbara 等 (1990) 考察美国 5 个污染产业受环境规制的影响, 其发现 5 个行业中环境规制对 2 个行业产生正向影响, 而对其他 3 个行业具有显著负向影响。