



# 环境规制、资源禀赋与制造业绿色增长的 脱钩状态及均衡关系

张 峰<sup>1,2</sup> 宋晓娜<sup>1</sup>

(1. 山东理工大学 管理学院, 山东 淄博 255000; 2. 山东省低碳经济技术研究院, 山东 淄博 255012)

**摘要:**制造业绿色发展已是工业转型的重要方向之一。基于脱钩理论与 Butterworth 滤波方法对制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间 2004—2016 年的脱钩弹性演变规律进行解析,同时采用协整检验、误差修正及脉冲函数等对各关键变量之间的均衡关系及其内在关联特性进行实证分析。结果发现,制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间整体上表现为“非良性—良性—非良性”的时序脱钩波动趋势,而通过 Butterworth 滤波后,制造业绿色增长与环境规制之间形成“相对平稳—波动频发—持续脱钩”脱钩弹性波动阶段,其与资源禀赋之间则形成“波动频发—持续脱钩”的宏观脱钩阶段;均衡关系检验中,上述要素之间长期均衡关系得以验证,环境规制对制造业绿色增长总体上表现为显著正向推动作用,但其后期可发挥的正向效应可能会趋于平缓,而资源禀赋短期内对制造业绿色增长的支撑力度相对匮乏,好在长期视角下随着资源开发利用技术的进步,其对制造业绿色增长的资源约束状态可以得到进一步缓解。

**关键词:**绿色增长;环境规制;资源禀赋;脱钩理论

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-0241(2019)04-0032-16

## 0 引 言

面对资源环境的压力与生态文明建设要求,推行“绿色经济”已经成为社会各界的共识,对此中国政府前期颁布的《中国制造 2025》、《工业绿色发展规划》等系列文件中也将推进制造业绿色转型升级作为国家重大发展战略。其中,规划中明确指出到 2025 年,单位工业增加值能耗及二氧化碳排放量的下降幅度同比 2015 年至少达到 34% 和 40%,着力加快传统制造业绿色改造升级,并提高资源循环利用水平。据此可见,进一步提高制造业绿色经济效益已迫在眉睫。但要达到上述目标,既要客观把握制造业绿色增长与现有环境规制调控措施之间的匹配程度,也需要有效辨识资

源禀赋与制造业绿色增长的动态演化关系,尤其是中国制造业在过去较长时间内采用高投入、高污染生产模式后,现阶段资源禀赋是否还能够持续支撑制造业绿色转型仍是一个待解疑问。因此,如何深层次解析环境规制、资源禀赋与制造业绿色增长之间的内在机理将是制定其产业转型策略的重要理论依据。

## 1 文献回顾

目前学者们对制造业绿色转型发展的聚焦程度不断提高,以期可以探索出推进制造业实现可持续发展的内在动力。其中,关于环境规制、资源禀赋及制造业绿色增长关系的研究主要集中在以下几个方面:

收稿日期:2018-06-27

基金项目:国家自然科学基金项目(71371112);教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJC630211)

第一作者简介:张峰(1989—),男,山东济南人,山东理工大学管理学院,副教授,博士,研究方向:系统工程与工业工程。

通信作者:宋晓娜,aijia8190@163.com

一是基于“波特假说”的环境规制对制造业绿色增长影响。“波特假说”提出企业执行严格的环保政策,虽然短期内会增加企业的额外成本,但合理的环境规制也会激励企业提高技术创新效率,其绿色发展水平及产业竞争力也会上升(Porter et al, 1995)。但是由于“波特假说”尚未给出明确的理论构建,因此现阶段对其存在性的争论较大,讨论至今,环境规制对制造业绿色增长影响效果的表征形态整体上主要集中在正向效应、抑制效应和不确定性关系3个方面。如Lanoie等(2008)认为环境规制有助于帮助生产企业更加客观地认识到资源环境的约束,并帮助企业明确其绿色创新与技术进步的改进方向。Rubashkina等(2015)从污染治理成本的角度分析环境规制的短期与长期效应,发现在环境规制作用效果上呈正向效应的情况下,其作用曲线表现为“U”型的波动特征。Bitat(2016)指出在市场需求不发生较大变化的情况下,环境规制不仅会引发企业生产成本上涨,而且会造成产品价格的同步提升,抑制产业经济效益的增长。陶锋等(2018)认为环境规制对污染与清洁行业的导向作用存在显著性差异,其控制的关键在于促进绿色技术创新水平的提升。在其基础上,聂国卿等(2018)还进一步指出制造业发展进行中的创新阶段对环境规制的作用效果也会产生较为显著的影响。张峰等(2018)认为环境规制对制造业绿色发展的驱动效果还会受到不同地区的产业基础与资源禀赋等因素的影响。

二是基于“资源诅咒”的资源禀赋对制造业绿色增长影响。传统经济增长理论中,认为资源禀赋状况会极大影响当地的经济的发展,而20世纪中后期,随着一些资源丰裕的国家出现经济的持续性恶化,但诸多资源相对匮乏的新兴经济体却呈现快速发展的态势。该现象引发了愈来愈多的经济学家进行深思,Auty(1997)就此提出“资源诅咒”假说,认为自然资源会对经济发展产生负向的

抑制作用,资源丰裕地区的经济增长速率通常会低于资源匮乏区。在针对“资源诅咒”存在性问题的长期探索中,近年来学者们逐渐将资源禀赋对制造业绿色增长的探讨焦点集中在了“资源诅咒”的发生机制等方面。如Uddin等(2017)认为“资源诅咒”在制造业中的存在性与产业的发展阶段具有紧密相关性,其中在制造业的成长期内对资源的需求与消耗水平较高,资源的约束对其发展的约束强度也会不断提升。Koebel等(2016)指出一个地区制造业向绿色转型发展过程中,“资源诅咒”是长期存在的,但其显著性会逐渐降低,同时对周边地区的制造业绿色发展具有扩散效应。Soete等(2014)认为破解制造业绿色发展过程中“资源诅咒”的关键途径是绿色技术创新与生产模式的变革,其直接目的是提高资源的开发利用效率。唐德才等(2007)通过对资源约束下的中国制造业可持续发展能力,发现不同制造业细分行业所面临的资源约束程度存在一定差异性,而缓解资源约束要依靠企业、政府与社会资本的共同发力。此外,还有相关研究认为要提高资源禀赋对制造业绿色发展的支持作用,则需要加快产业结构的调整和促进产业集聚水平的提升(张峰,2016)。

三是制造业绿色增长的驱动评价分析。该方面的研究主要集中在制造业绿色创新系统、制度约束、全要素生产率等相关视角。如Seth等(2016)研究认为促进制造业绿色发展需要多种制度标准支撑,其中最为关键的部分在于排污交易制度及绿色监管制度的建立,排污交易制度可为企业提供绿色生产空间,而绿色监管制度则可提高生态环境对制造业发展的倒逼效应。Choi等(2017)以绿色供应链的角度评估制造业绿色发展绩效,认为现有企业绿色制造标准的非统一性易导致绿色产品质量的差异性较大,而制造业绿色评价应当从全生命周期的视角进行分析,其包含了绿色原材料采购到产品终端销售的整个流程。

与上述具有相似观点的还有 Katna 等(2017)的研究,其认为短期内制造业绿色发展可能会削弱经济效益的增速,但通过提升产品的附加价值可实现对其亏损效益的弥补。隋俊等(2015)实证分析制造业绿色创新系统影响因素,发现跨国公司技术溢出、社会资本等是驱动制造业绿色发展的关键因素。韩晶等(2014)从环境效率的角度评估异质性行业的绿色转型效率,认为制度软约束会对地区制造业绿色发展产生负向的显著抑制作用,尤其是对于中轻度污染的制造业负向作用更为显著。石博等(2018)在构建制造业绿色工艺创新生态位评价体系的基础上,构建制造业绿色创新路径择优模型,并对家电制造业绿色转型进行分析,并提出了以自主创新为主、合作创新为辅的发展路径。

综上,在当前全球价值链重塑的背景下,以绿色发展为制造业核心转型方向的驱动要素研究成为奠定其后期探索的重要理论基础。但是还有一些深层次的问题尚未得到确切地解释:(1)制造业绿色转型发展中的环境规制作用机理研究中,多数观点对制造业发展应注重经济效益与生态环境效益的协同推进持有肯定观点,但是“波特假说”的提出主要是基于环境规制对企业竞争力的影响,鲜有研究能够针对性地解析环境规制与制造业绿色增长之间的演化关系及其内在作用效果;(2)探讨资源禀赋与制造业经济增长、竞争力居多,学者们普遍认识到传统制造业对资源禀赋依赖度高,但是对现阶段制造业转型升级背景下,资源禀赋是否还能够有效支撑制造业绿色转型的解释相对不足。环境规制与资源禀赋分别作为制造业绿色增长的外生驱动动力与内在支撑力因素,如何辨识其对制造业绿色增长的作用关系,对目前推进制造业转型升级具有重要参考意义。因此,本文尝试引入脱钩理论解析制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间的时序演化特征,并选取计量检验方法对其特征变迁的内在机制进行分

析,为制定制造业转型驱动措施提供理论借鉴。

## 2 理论基础与模型构建

### 2.1 脱钩理论

按照 OECD(2002)提出的经典脱钩理论,当工业物质能耗与其经济增长变化速率出现“非同步”时则可被称作脱钩现象,通常可划分为绝对与相对脱钩。本文引入该理论到环境规制、资源禀赋与制造业绿色增长之间时序演化关系的解析中,并依据检验需求,定义绝对脱钩为环境规制或资源禀赋呈现出攀升趋势但制造业绿色增长表现为零或负向衰退状态;相对脱钩为环境规制或资源禀赋提升速率大于制造业绿色增长。据此,依据 Tapio 等(2005)采取的脱钩指数判定方法,构建其理论模型:

$$\vartheta_{n+1} = \frac{\frac{(Indust_{n+1} - Indust_n)}{Indust_n}}{\frac{(Factor_{n+1} - Factor_n)}{Factor_n}} \quad (1)$$

式中:  $\vartheta_{n+1}$  表示  $n+1$  年脱钩指数;  $n$  为年份;  $Indust$  表示制造业绿色增长水平;  $Factor$  表示驱动要素,本文中指环境规制及资源禀赋状态。

借鉴陆钟武等(2011)的研究思路,划分脱钩指数为 0.8 和 1.2 时为驱动要素与制造业绿色增长脱钩弹性的阈值标准,其脱钩弹性具体状况见图 1 所示。由于环境规制、资源禀赋对制造业绿色增长存在一定调控效应,因此其通常会出现时滞现象,据此,取环境规制、资源禀赋的滞后期为 1 年。

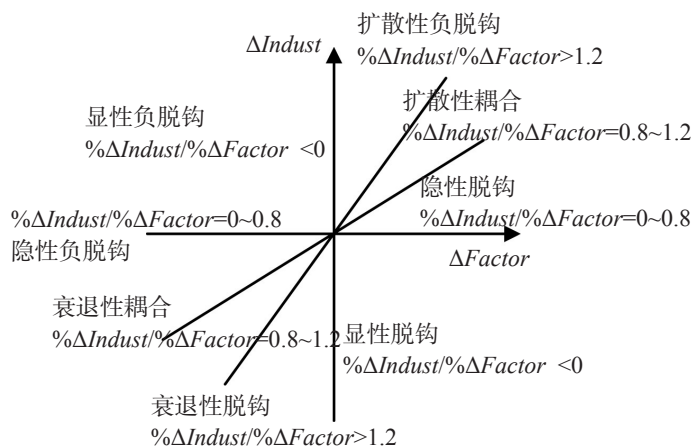


图1 脱钩弹性阈值划分



另外,考虑经典脱钩测度对高频噪声的抗干扰性能偏弱,为剔除环境规制、资源禀赋对制造业绿色增长滞后性导致的扰动因素,本文选取低通滤波技术对上述测度过程中的高频噪声滤除,以提高要素内在关系辨识的客观性(张峰等,2017)。对此,可将滤波指标输入函数  $\mu(x, y)$  并实施  $F(\alpha, \beta)$  傅里叶变换,运用滤波器  $L(\alpha, \beta)$  将  $F(\alpha, \beta)$  进行滤波转化为  $S(\alpha, \beta)$ ,其后则可通过  $S(\alpha, \beta)$  傅里叶逆转换为滤波后函数  $U(x, y)$ 。一般可选取的滤波器  $L(\alpha, \beta)$  如下:

a. 高斯低通滤波:  $L(\alpha, \beta) = e^{-\frac{\rho^2(\alpha, \beta)}{2\rho_0^2}}$ ; b. 理想低通滤波:  $L(\alpha, \beta) = \begin{cases} 1, & \text{if } \rho(\alpha, \beta) \leq \rho_0 \\ 0, & \text{if } \rho(\alpha, \beta) > \rho_0 \end{cases}$ ; c.  $n$  阶 Butterworth 滤波:  $L(\alpha, \beta) = \frac{1}{1 + \left[ \frac{\rho(\alpha, \beta)}{\rho_0} \right]^{2n}}$ 。

式中:  $\rho_0$  表示非负的截止频率;  $\rho(\alpha, \beta)$  为点  $(\alpha, \beta)$  距离  $L(\alpha, \beta)$  的中心长度,  $\rho(\alpha, \beta) = \sqrt{\alpha^2 + \beta^2}$ 。根据以上测度过程,可采用 *Matlab* 编程实现指标间的脱钩指数计算及其滤波处理。

## 2.2 机理检验模型

本文采用非限制性 VAR 模型分析制造业绿色增长及其关键要素的内在作用关系,表达式如下(Abbasi et al, 2016):

$$X_t = \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \varepsilon_t + c \quad (2)$$

式中:  $X_t$  为要素时序向量;  $A_j$  为系数矩阵;  $\varepsilon_t$  指模型白噪声;  $p$  表示自回归滞后项。

本文据其构建制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋的多要素 VAR 模型,并应用协整、脉冲函数等检验上述要素的相互作用关系。其中,要素的平稳性检验采用适用度较高的 ADF (augmented dickey fuller) 方法(Engle et al, 1987),而其内在非平稳特性采用协整理论进行检验,主要基础含

义为:当要素之间存在协整关系,则可认为其指标之间存在长期平稳的比例;反之则这种长期平稳比例关系不存在(Eichner et al, 2014)。在上述基础上,利用脉冲函数 (IRF) 检验关键变量的相互冲击作用程度及其未来变化特征,表达式如下(李子奈等, 2000):

$$I_x(n, \delta_k, t-1) = E(x_{t+n} | \varepsilon_{kt} = \delta_k, t-1) - E(x_{t+n} | t-1) \quad (3)$$

式中:  $\delta_k$  为要素脉冲项;  $n$  表示观测期;  $t-1$  为脉冲出现时能够取得的信息。通过对比不同观测期脉冲值,分析  $\delta_k$  冲击对期望值  $x_{t+n}$  产生的差异。

预测方差分解可对制造业绿色增长及其关键要素之间随机信息的相对重要度进行表示(Koop et al, 1996),根据均方误差 MSE 将其分解成具有独立特征的  $m$  项成分。VAR( $p$ ) 的  $s$  步预测误差表达如下:

$$\varepsilon_{t+s} + \varphi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \cdots + \varphi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

所测 MSE:

$$\Omega + \varphi_1 \Omega \varphi_1' + \cdots + \varphi_{s-1} \Omega \varphi_{s-1}' = pp' + \varphi_1 pp' \varphi_1' + \cdots + \varphi_{s-1} pp' \varphi_{s-1}' \quad (5)$$

式中:  $pp' = \Omega$ , 利用上述公式能够将模型中的内生变量 MSE 分解为相应要素的方差贡献度,并由此观测其信息表征的重要程度。

## 3 实证分析

### 3.1 指标与数据来源解释

对于环境规制的衡量目前较多的是从环境治理投入规模、环境治理效果及经济效益等方面选取表征指标。其中,环境治理投入规模主要体现于治理投资费用的大小,环境治理效果可分为排污强度与污染治理达标状况 2 个主流方向。考虑环境污染对制造业绿色转型的倒逼作用,本文选取环境治理效果的角度,采用傅京燕等(2010)提出的规制综合指数衡量:  $eri_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n YS_{ij}^s \cdot \delta_{ij}$ ,  $n=1, 2, 3, \dots, m$ 。其中,  $YS_{ij}^s$  表示对制造业排污强度

考察要素  $YS_{ij}$  进行数值标准化的大小;  $\delta_{ij}$  表示各考察要素的权系数, 且  $\delta_{ij} = \frac{YS_{ij}}{\bar{Y} \bar{S}_{ij}}$ , 即排污强度与其均值的比重。根据工业绿色转型规划标准及考察要素数据的可得性, 将制造业固体废物综合利用率、二氧化硫及烟粉尘去除率、废水排放达标率作为其综合指数  $eri_i$  的构成指标。

资源禀赋的定义通常具有广义与狭义之分, 广义的资源禀赋是自然资源与社会资源的统称, 而在资源经济学中主要是指狭义层面的自然资源。由于国内传统制造业具有资源高投入生产模式, 一些学者选取初级产业部门出口水平作为资源禀赋的表征指标, 但后来有学者提出这种表征方法难以客观反映自然资源的规模效应, 并对其表征方式进行改进 (Peretto et al, 2012)。其中, 常见的资源禀赋衡量方法有“资源储量”与“资源产量”2 种类型。由于资源产量测度中忽略了对非金属矿产等关键指标的考量, 而这类要素是构成制造业绿色转型发展体系的关键组成部分 (崔远森等, 2013), 因此本文选取“资源储量”视角评估资源禀赋状态, 即通过黑色金属矿产、有色金属、非金属矿产<sup>②</sup>及能源<sup>③</sup>储量数据计算资源储量指数<sup>④</sup>。

制造业绿色增长的衡量既要考虑其产业发展的经济发展成效, 也要对其绿色效益进行客观评估。考虑制造业增长过程中对经济、环境、资源等方面的多目标要求, 本文采用引入松弛测度的方向性距离函数模型测度制造业绿色增长指数, 同时参考张江雪等 (2015) 分析工业绿色增长的研究

思路, 建立其指数评估模型:

$$\bar{D}^i(\delta_i, \gamma_i, g_i, \lambda^\delta, \lambda^\gamma, \lambda^g) = \frac{1}{m} \max \left( \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \frac{d_p^\delta}{\lambda_p^\delta} + \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q \frac{d_q^\gamma}{\lambda_q^\gamma} + \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \frac{d_l^g}{\lambda_l^g} \right) \quad (6)$$

$$\text{s.t. } \delta_{ip} = \sum_{i=1}^I \delta_{ip} \kappa_i + d_p^\delta, \quad \forall p; \quad \gamma_{iq} = \sum_{i=1}^I \gamma_{iq} \kappa_i - d_q^\gamma, \quad \forall q;$$

$$g_{il} = \sum_{i=1}^I g_{il} \kappa_i + d_l^g, \quad \forall l; \quad \kappa_i \geq 0, \quad \sum_{i=1}^I \kappa_i = 1;$$

$$d_p^\delta, d_q^\gamma, d_l^g \geq 0$$

$$\text{Indust}_i = 1 - \bar{D}^i(\delta_i, \gamma_i, g_i, \lambda^\delta, \lambda^\gamma, \lambda^g) \quad (7)$$

$$\text{s.t. } \lambda_p^\delta = \delta_p^{\max} - \delta_p^{\min}, \quad \forall p; \quad \lambda_q^\gamma = \gamma_q^{\max} - \gamma_q^{\min}, \quad \forall q$$

式中: 模型 (7) 是对模型 (6) 计算所得制造业绿色增长无效率的转化, 其值越大表明其绿色增长指数越高。式中  $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_P)$ , 即制造业增长过程对  $P$  种资源的投入, 鉴于各类自然资源投入中能源对制造业发展的关键支撑作用及其绿色增长对环境保护的要求, 本文采取制造业能源终端消费量衡量。 $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_Q)$  指制造业绿色增长的  $Q$  类期望产出, 选取制造业增加值衡量;  $g = (g_1, \dots, g_L)$  指  $L$  类非期望产出, 选取制造业固废、废气与废水排污量表示。 $(\delta_i^t, \gamma_i^t, g_i^t)$  指行业  $i$  于  $t$  阶段的投入产出向量,  $(\lambda^\delta, \lambda^\gamma, \lambda^g)$ 、 $(d_p^\delta, d_q^\gamma, d_l^g)$  依次指代其方向向量和松弛向量。

上述关键变量计算所需数据主要源于《中国统计年鉴》(1997—2017)、《中国环境统计年鉴》(1999—2017)、《中国工业经济统计年鉴》(2000—2017)、《中国能源统计年鉴》(2000—2017) 及相关资源统计公报等。

① 主要包括石油、天然气、煤炭、铁矿、锰矿、铬矿、钒矿、原生钛铁矿。

② 主要包括铜矿、铅矿、锌矿、铝土矿、菱镁矿、硫铁矿。

③ 主要有原煤、原油、天然气。

④ 计算步骤: 极值标准化处理黑色金属、非金属矿产和能源数据, 进而测算累加值得到年度资源储量标准化指数。该步骤能够避免指标存在公度性的影响, 通过公式  $resp_{ij} = [X_{ij} - \min\{X\}] / [\max\{X\} - \min\{X\}]$  实现数值的  $[0, 1]$  映射。式中,  $resp_{ij}$  指  $i$  地区  $j$  资源标准化值,  $X_{ij}$  指原始统计值,  $\min(X)$  指  $j$  资源最小值,  $\max(X)$  指  $j$  资源最大值。

### 3.2 脱钩变化检验

根据模型(1)和图1,计算2004—2016年环境规制、资源禀赋与制造业绿色增长之间的脱钩关系时序演化状态,见表1。据测度结果,可知显性脱钩和隐性脱钩占据着高频率概率,而且环境规制与制造业绿色增长的脱钩时序变化中出现了显性负脱钩、隐性负脱钩状态,且资源禀赋与制造业绿色增长之间的脱钩时序变化中不仅包含了显性负脱钩,同时还出现了扩散性耦合及扩散性负脱钩现象。按照图2中描述的脱钩状态变化情况,检验期内环境规制、资源禀赋与制造业绿色增长之间的脱钩弹性均呈现出“良性—非良性—良性”的周期性波动规律。这表明从整体层面来看,环境规制、资源禀赋对制造业绿色增长具有显著性影响,其中,脱钩强弱的波动性特征说明短期内环境规制与资源禀赋的变化会对制造业绿色增长产生一定的冲击效应,而较高的脱钩频率则印证了制造业绿色增长对环境规制和资源禀赋强度变化所引发的冲击效应具有相对较强的短期适应及调整能力,该现象可以反映出近年来实施的环境规制与资源节控管理政策对制造业绿色发展的推进成效相对显著。此外,根据“波特假说”的解释,环境规制的实施会迫使企业增加额外的环境治理投资成本,但是同时也会激励企业提高技术创新水平,而结合环境规制与制造业绿色增长的脱钩弹性变化规律来看,样本初期到中期其脱钩弹性之所以会出现“良性”到“非良性”的变化,主要原因可能在于“环境规制”强度及其针对性的提升,即随着环境污染问题愈发突出,环境规制对制造业绿色发展的倒逼强度也逐渐提高,迫使企业履行环境规制标准。因此,从脱钩变化趋势来看,“波特假说”在制造业绿色增长中是可能存在的。而资源禀赋与制造业绿色增长之间的脱钩弹性变化与环境规制较为类似,但是仅从脱钩弹性的前期变化情况来看,较难解释“资源诅咒”假说在制造

业绿色增长中的存在性,尤其是脱钩弹性由“非良性—良性”的转变,说明资源禀赋对制造业绿色增长的约束效应并非不可缓解,对此还需要对两者之间的作用机理进行定量化检验。而对其采用Butterworth滤波方法进行脱钩曲线滤波处理,见图3,从中可以更为清晰化地观测各变量之间脱钩演化状态的变化趋势,根据制造业绿色增长的脱钩滤波处理曲线,可发现2类曲线波动均未出现经典Kuznets曲线中要素呈倒“U”型波动规律的假说特征,这表示制造业绿色增长所追求经济效益与生态环境、资源效益协调统一的内在特性,使其与环境规制、资源禀赋之间的脱钩弹性不同于传统资源环境与经济发展之间的脱钩驱动机制。

按照Butterworth滤波后曲线变动特点,制造业绿色增长与环境规制的脱钩弹性整体上可划为3个时期,其中2004—2007年间其脱钩弹性主要以隐性脱钩居多,视为“相对平稳阶段”。该期间内制造业绿色增长指数及其非期望产出较为稳定,其中除2004—2005年间制造业绿色增长指数由0.528上涨到0.651呈现较为突出的增长态势以外,2005—2007年间其指数均处于[0.65, 0.70]以内。由此可以看出,此阶段制造业绿色增长指数维持在相对稳定的变化趋势,属于制造业绿色增长的“低速孵化期”,具体表现为传统资源要素投入型生产模式仍占据制造业发展的主流,而制造业绿色发展由于缺乏足够的市场空间而受到主流生产模式的排挤,政府的财政导向与生产型企业对制造业绿色发展的重视程度还相对薄弱。同期内环境规制综合指数也从2004年的0.037上升到2007年的0.112,提高了66.96%,而其过程表现出与制造业绿色增长相似的波动,特别是于2005—2006年间环境规制综合指数一直稳定在[0.07, 0.08]区间内。从趋势上可以看出,虽然环境规制强度在该阶段内出现了较为显著性的提高,但是环境规制强度仍然偏低,而结合制造业绿色增长的变化特

点,也就不难理解两者在脱钩弹性指数处于相对平稳的变化趋势下,环境规制强度的提升仍未能转换为制造业绿色增长驱动力的困惑,即既有的环境规制政策导向性不足,同时传统制造业的利润增长尚处于满足企业发展的期望,导致制造业绿色增长的外部压力与内生动力处于“双不足”的状态。相比这段时期,2008—2012年间其脱钩弹性则位于“波动频发期”,即脱钩弹性于2008年出现显性负脱钩,其后则表现为隐性、显性脱钩重复交替的现象,其中制造业绿色增长指数处于[0.7, 0.8]和[0.8, 0.9]区间交替,而环境规制呈现持续提升的态势。从这一阶段的变化情况来看,环境规制对制造业绿色增长的倒逼驱动作用逐渐得以体

现,一方面是受原有环境规制政策滞后效应的影响,在经过一定时期的政策消化期后,环境规制政策逐步被实施,另一方面环境规制强度的持续性增加及其针对性更为显著,尤其是自“十二五”规划中明确提出“绿色发展”与制造业转型升级后,制造业绿色增长问题引起了社会各界的高度重视,制造业也开始加快产业结构调整与绿色化转型。2013—2016年间其脱钩弹性从隐性负脱钩变成显性负脱钩,并最终转化为显性脱钩,因此该阶段可视为“持续脱钩阶段”,期间制造业绿色增长指数呈现为较为良好的攀升态势,而环境规制指数则表现出趋同增长的变化趋势。这说明持续性提高的环境规制强度对制造业绿色增长的作用效

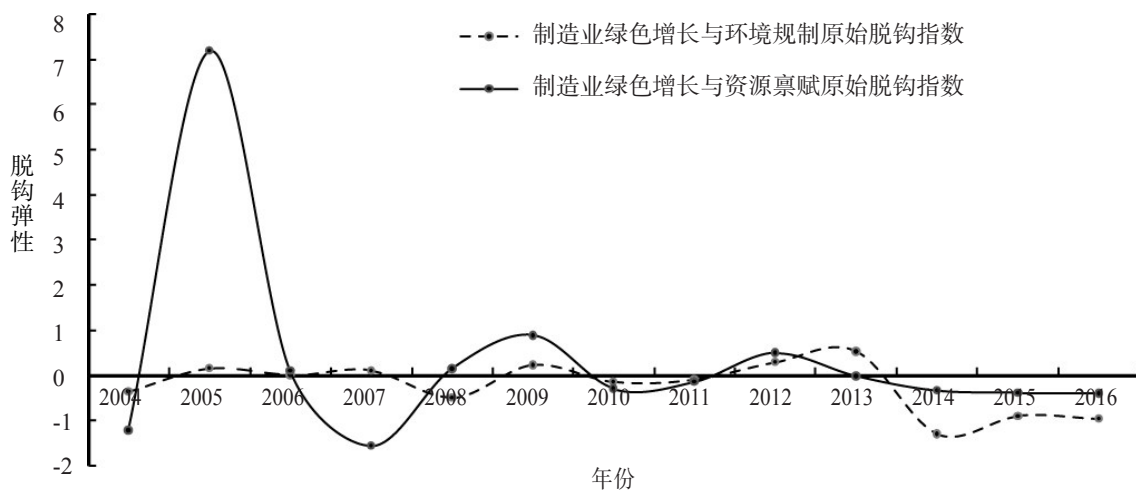


图2 脱钩曲线(滤波前)

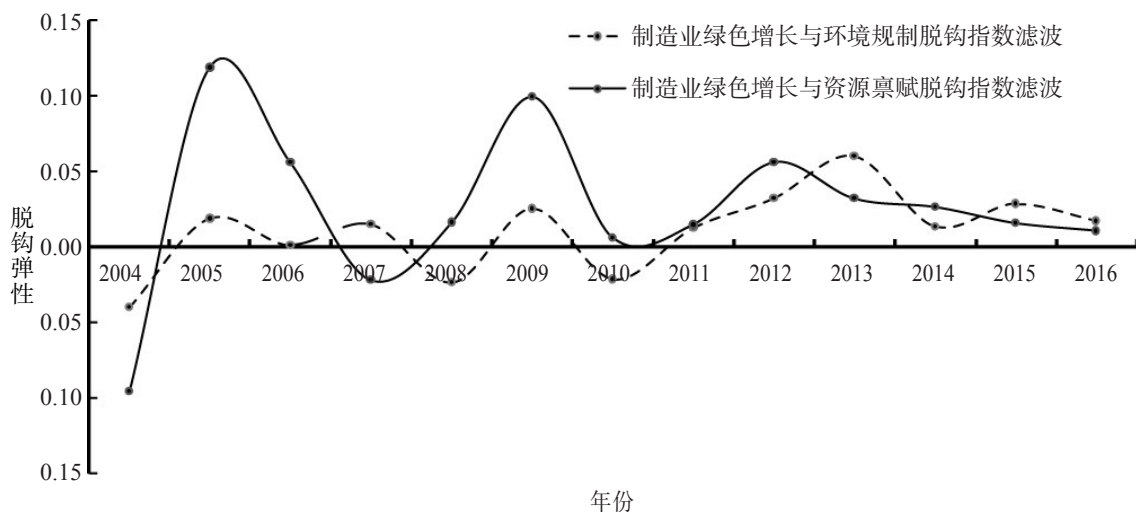


图3 脱钩曲线(滤波后)



果愈发明显,尤其是《中国制造 2025》、《工业绿色发展规划(2016—2020 年)》等推进制造业转型政策对进一步推进制造业绿色增长提供了明确的标准与转型方向。

通过观测制造业绿色增长与资源禀赋的脱钩弹性变化情况,其脱钩状态可大致划分为 2 个典型变化阶段。其中,2004—2009 年间其脱钩弹性多呈现不同程度的波动,即“波动频发阶段”,但该阶段有别于环境规制与制造业绿色增长指数在 2008—2012 年间的“波动频发期”,从样本初期的显性脱钩变换成扩散性隐性脱钩,进而到 2006 年呈现隐性脱钩,在此期间制造业绿色增长指数和资源储量指数表现为同向变动趋势,即在制造业绿色增长指数呈平缓增长的态势下,资源禀赋从 1.262 变化至 1.403,呈相对稳定的走势,而制造业绿色增长指数则由 0.528 提高至 0.822。若仅观察两者的指数变化情况,可认为该阶段内资源禀赋尚可满足制造业绿色增长支撑效用的需求,是制造业发展的“福音”,而进一步结合两者之间的脱钩弹性变化特点,则能够发现该期间资源禀赋对制造业绿色增长的支撑效用是已处于“动态调整阶段”,也就是说上述“福音”是建立在政府及企业等已意识到资源禀赋对传统制造业发展的约束作

用,并已逐步实施相应的调控措施,这也就解释了其脱钩弹性出现“波动频发阶段”特征的原因,相对典型的政策即为“十二五”规划中提出要建立“资源节约型、环境友好型”社会,该情况下企业开始加快对资源的传统利用方式的变革。这一点可在 2007—2009 年间资源禀赋与制造业绿色增长之间脱钩弹性依次出现显性负脱钩、隐性脱钩,及扩散性耦合,而制造业绿色增长指数与资源禀赋的波动变化逐渐呈现一致性的特点中得以说明。于 2010—2016 年期间资源禀赋的脱钩弹性步入了与环境规制相似的时期,即“持续脱钩阶段”,该阶段除了 2012 年期间具有隐性脱钩趋势外,其他时期都呈现为显性脱钩趋势,与前期波动不同的是资源禀赋平稳的局面被打破,而制造业绿色增长指数的提升效果较为显著。虽然从时间角度来看资源禀赋脱钩弹性变化与环境规制并不同步,但至少可以说明经过前期的资源管理系列调控,资源禀赋对制造业绿色增长的约束作用得到一定缓解,尤其是近年来在加快生态文明建设及创新驱动战略等重要政策导向下,资源管理机制更为健全,企业对资源价值的认识更为深刻,制造业的绿色转型发展得到持续性推进。

参照以上对脱钩弹性的检验,发现制造业绿色

表 1 脱钩弹性检验

年份	环境规制综合 指数变化率	资源禀赋 变化率	制造业绿色 增长指数变化率	制造业绿色增长与环境规制脱钩指数			制造业绿色增长与资源禀赋脱钩指数		
				原始指数	滤波指数	脱钩表征	原始指数	滤波指数	脱钩表征
2004	0.056 0	0.016 5	-0.018 3	-0.359 2	-0.040 0	显性脱钩	-1.222 4	-0.095 7	显性脱钩
2005	0.394 7	0.008 7	0.063 5	0.157 9	0.018 6	隐性脱钩	7.179 4	0.118 6	扩散性负脱钩
2006	0.087 4	0.008 9	0.001 0	0.010 2	0.001 1	隐性脱钩	0.100 1	0.055 7	隐性脱钩
2007	0.333 0	-0.023 8	0.033 3	0.111 2	0.015 0	隐性脱钩	-1.558 9	-0.021 8	显性负脱钩
2008	-0.032 5	0.113 5	0.016 2	-0.491 6	-0.023 8	显性负脱钩	0.140 9	0.016 2	隐性脱钩
2009	0.259 1	0.066 1	0.048 3	0.225 6	0.025 3	隐性脱钩	0.884 8	0.099 4	扩散性耦合
2010	0.174 5	-0.082 6	0.021 8	-0.138 8	-0.021 7	显性脱钩	-0.293 5	0.006 0	显性脱钩
2011	0.142 6	-0.104 1	0.013 8	-0.097 8	0.012 6	显性脱钩	-0.133 9	0.014 6	显性脱钩
2012	0.109 3	0.062 7	-0.031 1	0.287 5	0.031 9	隐性脱钩	0.501 1	0.055 7	隐性脱钩
2013	-0.007 9	-0.269 8	0.004 1	0.530 0	0.060 2	隐性负脱钩	-0.015 4	0.032 1	显性脱钩
2014	0.024 8	-0.095 2	0.031 8	-1.296 1	0.013 4	显性负脱钩	-0.337 6	0.026 6	显性脱钩
2015	0.025 6	-0.060 5	0.020 8	-0.895 6	0.028 3	显性脱钩	-0.378 8	0.015 9	显性脱钩
2016	0.024 4	-0.058 3	0.021 0	-0.957 3	0.017 1	显性脱钩	-0.401 3	0.010 3	显性脱钩



增长与环境规制、资源禀赋的脱钩演化趋势具有一定的时间特性,且按照脱钩曲线变化规律,其近年来显性脱钩态势明显,据此本文提出以下待验假设:

假设 H1: 提高环境规制强度可显著促进制造业绿色增长,即环境规制对制造业绿色增长指数呈正向效应;

假设 H2: 由于资源的开发消耗,现阶段资源禀赋难以持续支撑制造业绿色增长,即资源禀赋对制造业绿色增长指数呈抑制效应。

另外,考虑制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋的脱钩检验难以对其变量之间的相互影响程度及其长期协整机制等做出有效解释,本文选取广义脉冲 VAR 模型对其内在作用成效进行检验,并验证上述假设的合理性。

### 3.3 机理检验分析

#### 3.3.1 单位根与误差修正检验

为避免模型构建中异方差的影响,对各制造业绿色增长、环境规制及资源禀赋变量均取对数处理,同时考虑上述关键要素对制造业绿色增长的作用机制,本文引入技术进步( $LNtech$ )作为模型环境变量,进而建立  $LNIndust$  与  $LNeri$ 、 $LNresp$ 、 $LNtech$  非限制性 VAR 模型对其样本数据进行时序关系估计。通过对回归方程拟合度及其弹性系数的 AIC 准则分析,选取模型变量的最大滞后阶数为 2。按照 VAR 模型单位根检验基本条件,其变量根

模倒数均小于 1,满足协整与脉冲函数构建的要求。根据模型拟合残差的白噪声序列,采取 ADF 单位根方法分析上述相关要素的平稳性,见表 2。

根据上述检验,可知变量一阶差分序列均通过了显著性检验,达到进行长期协整关系检验的要求。据其,可采用计量检验中经典的 EG 检验分析各要素的内在协整特征,其中发现最小二乘回归残差项呈现出具有平稳性的时序特征。这说明制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间存在长期协整关系,但该结果并不能诠释上述要素之间是否存在短期失衡的可能性。据此,本文利用上述变量构建误差修正模型,结果如下:

$$\begin{aligned} \Delta LNIndust_{it} = & -0.0215 + 0.1306\Delta LNeri_{it} \\ & (-1.613) \quad (2.274) \\ & -0.0421\Delta LNresp_{it} - 0.0115\Delta LNtech_{it} \\ & (-0.561) \quad (-0.197) \\ & -0.6213\varepsilon_{it-1} + \mu_{it} \\ & (-2.136) \end{aligned} \quad (8)$$

$$R^2 = 0.763$$

$$DW = 1.656$$

式中: $\Delta LNIndust_{it}$ 指解释变量; $\varepsilon_{it-1}$ 指误差修正项。

按照上述误差修正拟合结果,其变量系数进一步揭示了制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋的弹性作用关系。其中,观测环境规制与制造业绿色增长的弹性系数,可发现每当  $\Delta LNeri$  提高 1% 时,可致使  $\Delta LNIndust$  出现 0.1306% 的增长变动,即环境规制对制造业绿色增长的正向效应显著,同

表 2 变量单位根检验

变量	ADF 检验值	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	结论
$LNIndust$	-2.2019	-4.9912	-3.8375	-3.3224	非平稳
$\Delta LNIndust$	-3.8806	-5.0700	-3.8682	-3.3379	平稳
$LNeri$	-1.3607	-4.9912	-3.8375	-3.3224	非平稳
$\Delta LNeri$	-4.7354	-5.0700	-3.8682	-3.3379	平稳
$LNresp$	1.3643	-4.9912	-3.8375	-3.3224	非平稳
$\Delta LNresp$	-3.7189	-5.0700	-3.8682	-3.3379	平稳
$LNtech$	-2.9937	-4.9912	-3.8375	-3.3224	非平稳
$\Delta LNtech$	-4.6742	-5.0700	-3.8682	-3.3379	平稳

注: $\Delta$ 指变量一阶差分

时结合上述脱钩弹性检验中环境规制的脱钩弹性特征,可以认为环境规制对制造业绿色增长所产生的正向作用要强于负向作用,即环境规制强度的提高有助于推进制造业绿色增长,这就从理论上印证了“波特假说”在制造业绿色增长中的存在性,即假设 H1 成立。对此,可从不同层面对环境规制的作用效果进行理解:其一,微观层面上,环境规制强度的提升迫使企业提高投入成本,但由此也倒逼企业加快对绿色创新技术、工艺及设备的研发与使用,调整企业管理模式和发展战略向绿色化运营转变,最终推动产业绿色升级;其二,产业间,环境规制倒逼制造业产业结构的重组升级,尤其是对于传统高污染型制造业的冲击效应更为显著,而高技术清洁型制造业具有相对较低的治污成本优势,使其市场份额持续提高,其对高污染型制造业替代弹性增强;其三,政府所颁布的环境规制政策在制造业绿色增长中可起到关键性的调控作用,通过披露高污染企业环境信息、提高排污税费以及对战略新兴产业进行倾向性扶持等,从而促进制造业绿色发展。以上是从环境规制的整体作用效果取得的结论,但若从协整检验系数大小来看,其较低的弹性系数也说明环境规制对制造业绿色增长的驱动效果还具有进一步提升的潜力。

随着产业发展过程中的资源约束日益显著,政府及企业均试图通过系列手段缓解产业增长的资源压力,但是据本文的检验结果, $\Delta LNresp$  的弹性系数为负,而脱钩弹性检验中制造业绿色增长与资源禀赋的显性脱钩关系频次相对较高,这就出现了看似“相悖”的结论,但事实上该现象并不矛盾,也就是说脱钩弹性检验说明近年来通过加强资源节控管制及推进制造业转型,资源禀赋与制造业绿色增长之间耦合机制逐渐提升,但误差修正检验中则进一步解释了现阶段两者之间的这种耦合发展尚未达到全面支撑制造业绿色增长的要

求,即在推进制造业绿色增长方面由资源禀赋引发的抑制效应要大于其正向支撑效应,说明现有资源禀赋对制造业绿色转型的支撑效用仍然面临较为严峻的形势,即假设 H2 成立。由此可以看出,虽然“十三五”规划、《工业绿色发展规划(2016—2020年)》等重点强调要大力发展循环经济及建立健全资源高效利用机制,且成效显著,但不可否认的是受过去长期以低价格资源支撑制造业生产大规模扩张方式以及地区资源承载潜力差异性等影响,现阶段国内制造业受资源成本上涨压力和资源供给结构约束依然显著,同时以资源密集型产业为主体的产业格局仍未彻底扭转,这类产业不仅对资源具有较高强度的依赖性,而且产业本身的发展韧性薄弱,若产业转型不及时则容易陷入“资源诅咒”陷阱。另外,提高资源利用效率和缓解制造业绿色增长资源约束的重要途径之一就是推动技术进步,然而本文对技术进步  $LNresp$  弹性系数的检验结果为负,这在一定程度上也能够阐释促进制造业绿色增长需要集成多要素的协同推进,而现有的技术水平依然难以达到全面支撑制造业绿色转型的需求,尤其是在缓解资源禀赋压力等方面还面临较为严峻的形势。因此,继续加强技术创新投入力度及提高资源节控技术水平仍是未来一段时间内促进制造业绿色增长的关键点。

此外,根据模型(8)的检验,还可发现推进制造业绿色增长并不是单纯凭借以上要素调控就可决定,其中也会受上期制造业绿色增长相对均衡度偏离的作用,检验中  $\varepsilon_{it-1}$  弹性系数为  $-0.6213$ ,符合逆向修正偏离要素的标准,说明所构模型存在良好的误差修正机制。

### 3.3.2 脉冲函数测度

在验证其协整与误差修正关系基础上,本文选取广义脉冲函数分析制造业绿色增长和环境规制、资源禀赋的脉冲响应关联关系(设定响应期为10),见表3。

(1)制造业绿色增长与环境规制脉冲关系。按照图4和表3中制造业绿色增长对环境规制的单位脉冲来看,其响应值 $LNIndust$ 于样本初期表现为倒“V”型波动,于第3期达到极大值点(0.037 299),其后呈相对平缓变动态势,样本期内累计响应值为0.078 431,该结果表明环境规制强度的调整会引发制造业绿色增长在短期内出现一定程度的波动,虽然制造业绿色增长出现先提升后趋缓的态势也进一步印证了环境规制并非是其唯一的保障手段,但从长期角度来看有助于促进制造业绿色增长的快速提升。而环境规制 $LNeri$ 对制造业绿色增长的单位脉冲响应中,整体上形成了较为平缓的“M”型变化规律,其中于第5期时达到极小值点(0.011 772),整个累计响应值达到0.138 359,这表明制造业绿色增长推进过程中,环境规制也将呈现有不同程度的增落,尤其是在制造业绿色增长攀升期,需要提高环境规制强度以加强对产业绿色转型的倒逼作用,而随着制造业绿色发展成效的提升,环境规制在其中发挥的作用虽然还是为正向效应,但是会逐步趋于平缓。上述脉冲趋势可进一步反映出制造业绿色增长的“波特假说”的存在性,但同时还需要重点考虑环境规制的“适度性”,尤其是当前国内环境规制的实施方式包括了以制定排污标准、技术标准和收取排污费等为代表的多种规制措施,这些规制方式主要是

以“命令—控制”导向型为主,在推动制造业绿色转型初期可取得较为显著的成效,但不是可持续的,并存在规制对象参与程度低、规制成本偏高等弊端,特别是在不同类型企业污染的边际治理成本差别较大的情况下,这类环境规制方式并不利于协调边际治理成本与边际污染损害之间的关系。因此,为进一步提高制造业绿色增长对环境规制脉冲响应强度,在环境规制方式的选择上,应逐步将现有以“命令—控制”型向“市场—激励”型转变,即给予制造型企业适当的正面诱因(如可交易的排污许可制度等),促使企业能够主动提高绿色创新水平。

(2)制造业绿色增长与资源禀赋脉冲关系。按照图5和表3, $LNIndust$ 对资源禀赋的单位脉冲响应效果以负向效应为主,且与环境规制的脉冲响应曲线形成相反的变动趋势,尤其是在前4期形成了显著的“V”型曲线,其极小值点出现于第3期(-0.034 111),并于第8期开始趋于稳定,整个响应样本期内其波动曲线均处于零线之下,累计响应值为-0.102 895,这表明短期内制造业绿色增长依然存在对资源禀赋过度依赖的现象,但好在从长期效果来看,其资源禀赋的约束呈现逐步缓解的态势。而 $LNresp$ 对制造业绿色增长的单位脉冲响应中,前6期形成了较为显著的“N”型波动规律,其后则呈现为相对平缓的“U”型曲线,其响应

表3 广义脉冲响应检验

时期	$LNIndust$ 对 $LNeri$ 的响应	$LNeri$ 对 $LNIndust$ 的响应	$LNIndust$ 对 $LNresp$ 的响应	$LNresp$ 对 $LNIndust$ 的响应
1	0.000 000	0.000 496	0.000 000	-0.004 198
2	0.012 954	0.016 797	-0.015 073	0.005 199
3	0.037 299	0.022 405	-0.034 111	-0.003 600
4	0.005 660	0.014 831	-0.007 537	0.000 728
5	0.006 970	0.011 772	-0.010 592	0.006 549
6	0.007 569	0.016 757	-0.011 058	0.010 977
7	0.006 579	0.018 010	-0.010 117	0.007 241
8	0.001 317	0.014 187	-0.005 628	0.006 387
9	0.000 511	0.011 407	-0.004 946	0.009 060
10	-0.000 428	0.011 697	-0.003 833	0.011 791
累计	0.078 431	0.138 359	-0.102 895	0.050 134



值正负临界点出现于第4期(0.000 728),整个样本响应期的累计响应值达到0.050 134,这表明由资源禀赋不足引发的资源约束效应等在短期内可能对制造业绿色转型发展产生一定程度的抑制或波动作用,但随着资源开发利用水平的提升其对制造业绿色增长的支撑作用也将逐步好转。值得注意的是,上述制造业绿色增长与资源禀赋的脉冲趋势是建立在现有资源储备与开发水平,以及制造业绿色转型能力的基础上,而如何规避“资源诅咒”陷阱并向“资源福音”转变仍是近期乃至后期较长时间内制造业发展所要面临的重要问题。实质上,如果具体从制造业增长所消耗的资源类别来看,其对资源禀赋依赖性最突出的即为一次能源,而国内的一次能源结构主要是以煤为主,对此有相关学者研究就认为中国工业在沿着世界工业

发展的技术路线发展制造业经济时,这种以煤炭为主的资源禀赋特点与当前世界处于“石油时代”的工业技术路线之间的偏差会逐渐突显,尤其是表现在资源“供求失衡”对制造业发展的约束力不断增强。因此,利用技术进步补偿资源约束对制造业绿色增长的限制是关键,而这也是误差修正检验中资源禀赋弹性系数成负值的进一步解释。

### 3.3.3 方差分解检验

根据对  $LNIndust$  和  $LNeri$ 、 $LNresp$  预测方差分解检验结果(如表4所示),可发现同比之下环境规制、资源禀赋对  $LNIndust$  的贡献程度较高,其贡献值依次为 21.264%和 32.175%,这表明通过调整环境规制强度及提高资源开发利用率能够有效促进制造业绿色转型升级。上述结果同时也进一步揭示了现阶段国内制造业绿色转型升级过程中着力

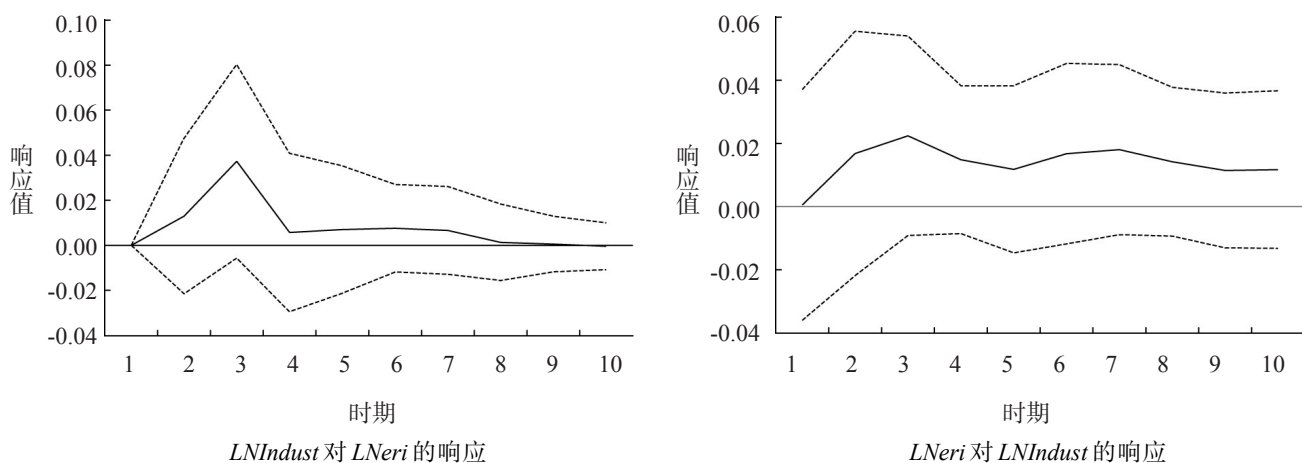


图4 制造业绿色增长与环境规制动态响应曲线

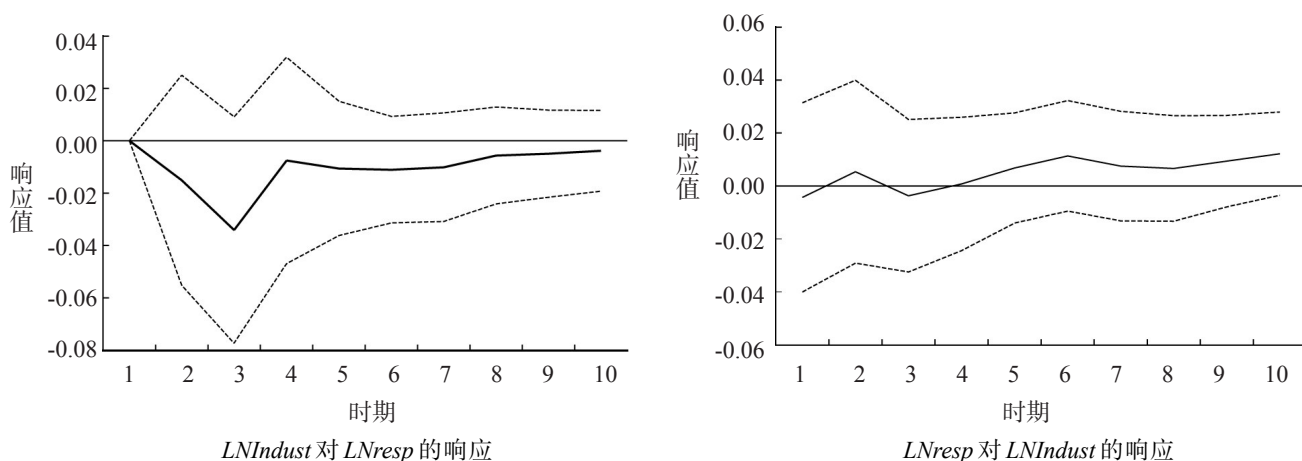


图5 制造业绿色增长与资源禀赋动态响应曲线

推进先进制造业及高新技术产业的发展,特别是强化节能降耗、生态环保材料及技术产品的研发与推广等系列调控政策相继颁布,其关键目的就是要提高制造业绿色增长水平,推动产业的可持续发展。而结合本文对制造业绿色增长的误差修正检验结果,相比当前环境规制所发挥的显著正向效应,资源禀赋在有效支撑制造业绿色转型的驱动作用上表现乏力,而相应的技术创新水平还未形成与之配套的完善体系。然而实质上,观测国内制造业研究与试验发展(R&D)活动的变动趋势,可以发现其投入总量呈持续增长态势,而且已达到一定量级规模,但是依然难以满足制造业绿色增长的需求。这其中不只是投入规模的问题,还存在着技术创新转化效率不足的制约。虽然近年来国家颁布了《中华人民共和国促进科技成果转化法》、《国家技术转移体系建设方案》等系列政策措施,不遗余力地推进技术成果转化,但是从实际推进情况来看并未达到理想的效果,还存在着转化通道不足、孵化基础薄弱、收益分配机制不健全等诸多问题,这在一定程度上也影响了技术进步对缓解制造业绿色增长中资源禀赋压力的驱动效应。因此,在后期推进制造业绿色发展的过程中需要着重考虑制造业绿色增长与资源开发利用效率,特别是技术创新与转化成效之间的作用关系。此外,表4中还可以看出,制造业绿色增长对

环境规制、资源禀赋的方差分解贡献程度相对不高,其数值分别为18.538%、2.316%,而这也印证了促进制造业绿色转型发展是一项复杂的系统工程,需要集成多要素的协同推进,环境规制与资源禀赋的调控也只是其中的组成途径,这与目前制造业“十三五”规划等目标相契合。

基于前文脱钩弹性与VAR模型的实证分析,可发现随着制造业绿色转型的推进,环境规制、资源禀赋的相关调控措施还有待进一步提高其针对性,特别是变量的脱钩弹性分析更是揭示了制造业绿色增长受到复杂多要素的影响,其内在作用机理方面还有较高的提升潜力。现阶段,针对制造业绿色转型的环境规制方向及强度还处于持续完善阶段,尤其是对于污染密集型、劳动密集型制造业的环境规制状态更多的是集中于“政策引导型”,目前虽然已形成了包括生态红线等在内的系列规制政策,但受庞大的制造业体系及政策推进的时滞效应影响,还未彻底形成以制造业绿色增长为导向的环境规制有效倒逼机制。与此同时,随着资源约束的不断加强,资源禀赋对制造业绿色增长所表现出的脱钩危机要明显强于环境规制,而这说明资源禀赋薄弱的支撑能力亟需引起重视,同时相应的资源开发利用技术还难以满足制造业绿色增长的可持续发展要求。而结合当前国家对技术创新的年均投入规模来看,其技术投入强度

表4 预测方差分解检验

时期	LNIndust对LNeri的方差分解	LNeri对LNIndust的方差分解	LNIndust对LNresp的方差分解	LNresp对LNIndust的方差分解
1	0.0000	11.4005	0.0000	0.4716
2	0.1926	11.3618	21.9750	0.8305
3	30.1981	22.8928	28.6228	0.9247
4	28.7544	24.1151	34.4571	0.8314
5	27.2219	20.9216	33.7121	1.3027
6	26.1892	18.8880	35.9055	2.6158
7	25.6792	19.8142	39.5708	3.1065
8	24.7292	19.8704	42.2106	3.4137
9	24.5106	18.7029	42.7411	4.1723
10	25.1660	17.4133	42.5562	5.4949
均值	21.2641	18.5381	32.1751	2.3164

已达到较高水平,而资源禀赋形势依然严峻,这一方面是受过去制造业发展模式的影响,但另一方面也是受困于技术转型效率不足的制约,这点在前文的误差修正与脉冲检验中可得以验证。

#### 4 结论与启示

在运用脱钩理论与Butterworth滤波方法解析制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间的脱钩演化特点的基础上,采用时序计量模型分析其长期协整、短期均衡和脉冲效应。研究表明,制造业绿色增长与环境规制之间呈现出“相对平稳、振动频发、持续脱钩”的总体变动趋势,资源禀赋与制造业绿色增长之间则表现为“振动频发、持续脱钩”的整体性特征,且2类脱钩弹性后期均呈显性脱钩。在误差修正与脉冲响应检验中,进一步发现制造业绿色增长与环境规制、资源禀赋之间存在稳定的协整关系,且环境规制对制造业绿色增长产生的正向冲击效应要更为显著,而资源禀赋对制造业绿色增长的支撑效应突显不足,尤其是利用技术创新手段缓解制造业绿色转型中资源约束还有待改进;环境规制、资源禀赋的动态调整在短期内可引发制造业绿色增长出现不同程度的波动,而长期视角下环境规制虽然有助于促进制造业绿色发展,但其后期可发挥的正向冲击效应会逐步趋缓,资源禀赋对制造业绿色增长的抑制效应也会随着技术创新水平等要素的提升而逐渐好转。

根据本文研究结论,提出政策启示如下:一是坚持环境规制政策导向,采取差异化的分类规制政策。通过本文的测度表明,环境规制对制造业绿色增长具有“波特假说”的存在性,因此在继续提高环境规制强度的正面效应的基础上,重点考

虑环境规制的“适宜性”,具体表现在:其一,针对制造业绿色增长的不同发展阶段对环境规制的需求导向水平的差异性。现阶段国内制造业绿色转型尚处于爬坡阶段,清洁型制造业对传统资源依赖型制造业替代速率还需加强,因此还需要以“命令—控制”型环境规制方式进行引导与约束企业生产行为,而当环境规制的激励效应逐渐突显出来时,逐步转向“市场—激励”型;其二,针对不同制造业细分产业类型,尤其是对于高污染型制造业可通过适当提高排污费等提高环境规制强度,并提升其产业准入门槛,而对于轻度污染型制造业可进一步完善其排污许可证交易等机制提高政策导向的灵活性,避免“一刀切”的方式对制造业绿色增长产生不适影响。二是根据地区制造业产业结构及资源禀赋特点,通过自主创新与引进吸收等方式加快技术进步,并注重技术的绿色偏向性选择及其转化效率。本文研究发现,资源禀赋对制造业绿色增长的支持效应并不乐观,而技术创新匹配性不足是影响其支持效应的重要因素。而解决上述问题则需要注意“双管齐下”,一方面政府要从地区资源禀赋的可承载能力出发,分析对制造业绿色增长的支撑能力,因地制宜地制定适合本土情况的资源开发利用补偿机制与绿色创新融资及激励机制,尤其是对于一些现有转化能力强的绿色创新技术可率先在资源节控领域施行典范应用,另一方面企业应在持续加大技术创新投入的同时,提高对绿色创新技术的重视与研发应用,通过技术引入和设置绿色创新技术研发资金等方式激发企业生产过程中技术进步对资源高效利用的推进效应。

#### 参考文献

- 崔远森,谢识予. 2013. 资源禀赋与中国制造业出口竞争力:基于省际空间面板数据模型的检验[J]. 商业经济与管理,12:74-82.
- 傅京燕,李丽莎. 2010. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究:基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界,10:87-98.
- 韩晶,陈超凡,王赞. 2014. 制度软约束对制造业绿色转型的影响:基于行业异质性的环境效率视角[J]. 山西财经大学学报,36(12):



- 李子奈,叶阿忠. 2000. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社.
- 陆钟武,王鹤鸣,岳强. 2011. 脱钩指数:资源消耗、废物排放与经济成长的定量表达[J]. 资源科学,33(1):2-9.
- 聂国卿,郭晓东. 2018. 环境规制对中国制造业创新转型发展的影响[J]. 经济地理,7:110-116.
- 石博,田红娜. 2018. 基于生态位态势的家电制造业绿色工艺创新路径选择研究[J]. 管理评论,30(2):83-93.
- 隋俊,毕克新,杨朝均,等. 2015. 制造业绿色创新系统创新绩效影响因素:基于跨国公司技术转移视角的研究[J]. 科学学研究,33(3):440-448.
- 唐德才,李廉水,杜凯. 2007. 基于资源约束的中国制造业ASD评价[J]. 管理工程学报,21(4):125-131.
- 陶锋,王余妃. 2018. 环境规制、研发偏向与工业绿色生产率:“波特假说”再检验[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),40(5):45-60.
- 张峰. 2016. 资源禀赋会转化为制造业竞争力吗? 来自空间面板杜宾模型的经验证据[J]. 北京社会科学,7:55-64.
- 张峰,宋晓娜,薛惠锋,等. 2017. 环境规制、技术进步与工业用水强度的脱钩关系与动态响应[J]. 中国人口·资源与环境,27(11):193-201.
- 张峰,薛惠锋,史志伟. 2018. 资源禀赋、环境规制会促进制造业绿色发展?[J]. 科学决策,5:60-78.
- 张江雪,蔡宁,杨陈. 2015. 环境规制对中国工业绿色增长指数的影响[J]. 中国人口·资源与环境,25(1):24-31.
- Abbasi F, Riaz K. 2016. CO<sub>2</sub> emissions and financial development in an emerging economy: An augmented VAR approach[J]. Energy Policy,(90):102-114.
- Auty R M. 1997. Natural resource endowment, the state and development strategy[J]. Journal of International Development, 9(9):651-663.
- Bitat A. 2016. Environmental regulation and eco-innovation: The porter hypothesis refined[J]. Eurasian Business Review,32(4):1-23.
- Choi S B, Min H, Joo H Y, et al. 2017. Assessing the impact of green supply chain practices on firm performance in the Korean manufacturing industry[J]. International Journal of Logistics Research & Applications,20(2):129-145.
- Eichner T, Pethig R. 2014. International carbon emissions trading and strategic incentives to subsidize green energy[J]. Resource and Energy Economics,36(2):469-486.
- Engle R F, Granger C W J. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society,55(2):251-276.
- Katna R, Singh K, Agrawal N, et al. 2017. Green manufacturing: Performance of a biodegradable cutting fluid[J]. Materials & Manufacturing Processes,32(13):1522-1527.
- Koebel B M, Levet A L, Nguyen-Van P, et al. 2016. Productivity, resource endowment and trade performance of the wood product sector[J]. Journal of Forest Economics,22(C):24-35.
- Koop G, Pesaran M, Potter S. 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. Journal of Econometrics, 74(1):119-147.
- Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. 2008. Environmental regulation and productivity: Testing the porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis,30(2):121-128.
- OECD. 2002. Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth[R]. Paris: OECD.
- Peretto P F, Valente S. 2012. Resources, innovation and growth in the global economy[J]. Journal of Monetary Economics, 58(4):387-399.
- Porter M E, Claas V D L. 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives,9(4):97-118.

- Rubashkina Y, Galeotti M, Verdolini E. 2015. Environmental regulation and competitiveness: Empirical evidence on the porter hypothesis from European manufacturing sectors[J]. *Energy Policy*,83(35):288-300.
- Seth D, Shrivastava R L, Shrivastava S. 2016. An empirical investigation of critical success factors and performance measures for green manufacturing in cement industry[J]. *Journal of Manufacturing Technology Management*,27(8):1076-1101.
- Soete W D, Boone L, Willemse F, et al. 2014. Environmental resource footprinting of drug manufacturing: Effects of scale-up and tablet dosage[J]. *Resources Conservation & Recycling*,91(5):82-88.
- Tapio P. 2005. Towards a theory of decoupling: Degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001[J]. *Transport Policy*,12(2):137-151.
- Uddin M B, Murshed S M. 2017. International transfers and Dutch disease: Evidence from South Asian countries[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*,22(3):486-509.

## The Decoupling State and Equilibrium Relationship between Environmental Regulation, Resource Endowment and Green Growth of Manufacturing Industry

ZHANG Feng<sup>1,2</sup>, SONG Xiaona<sup>1</sup>

(1. School of Management, Shandong University of Technology, Zibo 255000, China; 2. Shandong Academy of Low Carbon Economy & Technology Institute, Zibo 255012, China)

**Abstract:** The green development of manufacturing industry has been one of the important directions of industrial transformation. Hence, using the decoupling theory and Butterworth filtering method, the decoupling states between environmental regulation, resource endowment and green growth of manufacturing industry were analyzed from 2004 to 2016, and then their equilibrium relationship and internal correlation characteristics were empirically tested based on co-integration theory, error correction model and pulse function. The results showed that these elements had a time series decoupling trend of 'worse-better-worse', but after filtered by Butterworth, the decoupling elasticity between green growth of manufacturing industry and environmental regulation had formed the rule of 'relative stability-frequent fluctuation-persistent decoupling', and resource endowments and green growth of manufacturing industry was divided into 'frequent volatility-persistent decoupling'. In the equilibrium test, the long-term equilibrium relationship between the elements had been verified, and the environmental regulation had a significant positive effect on the green growth of manufacturing industry, but it might be declined later. Moreover, the resource endowment has relatively weak support for the green growth of manufacturing industry in the short term, but this bad state could be changed in the future, especially with the improvement of resource utilization technology.

**Key words:** green growth; environmental regulation; resource endowment; decoupling theory