

# 产业结构变迁及其对能源强度的影响

张 勇 蒲勇健

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘要: 本文根据 2002 ~ 2012 年中国 30 个省份六大产业的产值与能源消耗数据, 设计了基于 Moore 值的地区产业结构变迁升级的测度指数, 在此基础上, 使用动态面板广义矩估计方法实证分析了产业结构变迁对能源强度的影响。研究表明: 近十年来, 地区产业结构跨期变迁具有整体平稳且幅度较小的特征, 同时也表现出时段波动和一定的地区差异性; 产业结构的变迁升级, 确实发挥了促进能源强度下降的显著结构效应。因此, 本文认为, 从经济与能源持续协调发展的角度来看, 产业结构升级与能源强度优化目标具有战略一致性和可行性, 而且产业结构调整可以作为能源强度优化的中间目标予以宏观调控。

关键词: 产业结构; 结构变迁; 能源强度; Moore 指数; 面板广义矩估计

中图分类号: F062.9; F206 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2015)02-0015-08

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.02.002

## 一、引言

随着能源紧张的日益凸显, 如何实现能源消耗型、粗放型经济发展向资源节约型、环境友好型的发展方式转变, 已成为亟待解决的重大理论与现实问题。许多学者指出, 合理调整产业结构是实现节能降耗的重要因素和关键策略之一<sup>[1-3]</sup>。而且, 在中国能源环境的中长期发展战略上, 应该加大产业结构优化和绿色消费, 将节能作为减排的最重要途径<sup>[4]</sup>。根据 1978 ~ 2010 年产业结构数据, 并假设中国 2030 年各产业部门的能源强度为 2007 年美日欧能源强度的最低水平, 朱永彬等估算指出, 2020 年和 2030 年中国能源强度将比 2007 年分别降低 52.2% 和 68.9%, 其中产业结构演变的贡献度分别达到 15.44% 和 7.86%<sup>[5]</sup>。这种通过产业结构调整促进能源节约的理论观点, 在国家发展实践的政策安排上已经有所体现。例如, “十二五”规划明确指出, 要把大幅降低能源消耗强度作为约束性指标, 抑制高耗能产业过快增长, 提高能源利用效率。李方一和刘卫东基于能源强度约束下的经济增长分析发现, “十二五”期间技术进步仅能促使能源强度下降 11% 左右, 实现节能目标还需各地区加大经济结构的调整力度<sup>[6]</sup>。

然而, 在能源强度变化影响因素分析上, 学界对于产业结构调整所具有的作用还并未达成一致认识。在能源强度下降的主要影响因素方面, 技术进步被普遍认为是最为主要甚至决定性的因素, 与此同时产业结构调整的作用也不能忽视<sup>[7-9]</sup>。在产业结构调整对能源强度的具体影响上, 有些学

收稿日期: 2014-10-25; 修回日期: 2014-12-24

作者简介: 张勇(1987—), 男, 河南新县人, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生, 研究方向为能源数量经济与产业及区域发展; 蒲勇健(1961—), 男, 重庆人, 重庆大学经济与工商管理学院教授、博士生导师, 重庆大学可持续发展研究院副院长, 两江学者, 研究方向为能源经济、数量经济、博弈论等。

基金项目: 本文系重庆市“两江学者”计划专项经费特聘教授资助项目、国家自然科学基金重大项目“我国再生资源产业顶层设计与发展实现路径研究”(项目编号: 12&ZD209)阶段性研究成果。

者认为产业结构的变迁确实降低了中国的能源强度<sup>[1,10-44]</sup>,有些学者认为产业结构变迁对能源强度下降的正向作用已经衰减甚至转变为负向作用<sup>[8,15-16]</sup>,还有一些学者则认为产业结构变迁提升了中国的能源强度<sup>[17]</sup>。当然,产业结构调整对能源强度影响作用的不一致,与这些产业结构的划分和研究时段地选择有关<sup>[18]</sup>,也与产业结构变迁的测度方式有关。

综合来看,研究产业结构变迁在能源强度变化中的实际效应,具有理论与实践两个层面的必要性。现有研究中,部分学者并没有区分静态的产业结构与动态的产业结构变迁的区别。静态的产业结构与GDP能源强度的高低具有较为明确的关系,即高能耗低产出产业占比与能源强度具有正向关系。但是,GDP能源强度的下降,是产业结构变化与各个产业的技术进步等众多因素的共同结果,在技术等条件不确定的情况下,产业结构变迁的能源强度效应并不是必然的。正因如此,从理论上讲,产业结构的变化尤其是既定方向的升级变迁过程,其实际具有的能源强度效应具有不确定性。从经济增长的“部门过程”观点来看,经济结构变动对经济增长具有一定的影响作用<sup>[19]</sup>,而且已经呈现了区域分化的现象<sup>[20]</sup>。从政策安排的实践效果来看,市场经济条件下“计划之手”的指标干预,即能源强度下降的硬性目标约束,确实加快了能源强度的下降<sup>[18]</sup>。但是,由于产业结构变迁的能源强度效应并不确定,而且产业结构调整还会影响到经济增长,在实现未来能源强度下降目标的实践操作中,也需要对应当遵循的调整方向做出明确地判断。

因此,本文将在现有文献的基础上,从理论与实践需求相结合的角度,选取一定的经济社会发展阶段作为考察的时间区间,构造出动态的产业结构变迁测度模型以及产业结构变迁影响能源强度的计量模型,进而对产业结构变迁及其具有的能源强度效应做出定量的经验分析,从而为能源强度目标约束下的产业结构调整决策提供依据。

## 二、地区产业结构变迁及其对能源强度影响的模型构建

### (一) 产业结构变迁测度模型

宏观经济的发展,是由彼此间具有一定独立性但又相互依赖的不同生产部门即产业部门构成。因此,从部门之间有限的独立性看,宏观经济具有显著的产业结构特征。从三次产业角度来看,如同克拉克定律所描述的,工业革命以来,第一产业比重呈现了稳定下降的趋势,第二产业比重先上升后趋于稳定甚至逐渐下降,第三产业所占比重则呈现持续上升的态势。这种三次产业视角下的产业结构高级化理论,是产业结构理论研究的重要领域。克拉克定律在描述长期经济结构变迁或升级方面突出了重点和一般的规律,但在细致描述短期内宏观经济结构的演变特征上则略显不足。这是因为,从三次产业角度来看,连续两个年度之间的经济结构变化幅度并不大,而某些子经济部门实际上已发生的重要变化则在一定程度上被掩盖或忽视了。

现有研究在产业结构划分上多从三次产业层面展开,因而在产业结构的变迁上也主要从三次产业层面展开。但是,不论是产业结构升级的非农业产值比重的传统度量方式,抑或是干春晖等考虑“经济服务化”的第三产业与第二产业产值之比的服务化指数度量方式<sup>[21]</sup>,虽然捕捉了产业结构发展变化的总体规律,但依然存在两个方面的不足。其一,传统的非农产业产值比以及新的服务化指数,均侧重于描述当期的静态产业结构,并没有体现出产业结构跨期变迁的程度特征。其二,非农产值比或服务化指数的测度方式在刻画产业结构变迁上缺乏一定的系统性和全局性。这是因为,如同干春晖等<sup>[21]</sup>所指出的,在测度产业结构系统由低级形式向高级形式演进的过程中,传统的非农产业产值比指标侧重于衡量产业由劳动密集型向资本密集型进而向技术密集型演进的阶段,而服务化指数侧重的是产业由技术密集型向知识密集型演进的更高阶段。所以,服务化指数忽视了第一产业的演进特点,从测度产业结构变迁的总体规律角度看有失系统性。因此,在产业结构变迁的测度方法上,不仅需要对产业结构的划分稍做更为细致地安排,还需要在结构变迁指数的构建上注重动态性与系统性,即将全部产业构成同时纳入指数当中且体现出跨期演进的方向和幅度。

在体现产业结构变迁动态性、系统性要求的具体测度方式上,传统的测度思路常采用的是简单的距离法。例如,海明距离的测度方法将经济划分为  $m$  个产业部门,以  $p_t^j$  表示第  $j$  产业在第  $t$  期占总产值的比重,那么第  $j$  产业在时期  $t$  与  $t+1$  两期之间发生的“变迁”程度为  $|p_{t+1}^j - p_t^j|$ ,宏观经济发生的总体产业结构变迁程度为各个产业变迁程度的总和,即  $\sum_{j=1}^m |p_{t+1}^j - p_t^j|$ 。显然,这种测度方式的一个直接弱点就是产业结构变迁的程度与产业部门划分的细致程度成正比,而且等权加总的方式也容易导致衡量的产业结构变迁程度是混沌的,难以体现出产业结构变迁的升级趋势。

另一种测度产业结构变迁程度的方法则是 Moore 值。Moore 值测度产业结构变迁的核心在于,将产业划分为  $m$  个产业部门后,每个地区  $m$  个产业的产值占比构成一个  $m$  维向量,同一地区不同时期的产业结构会发生一定程度的变迁,那么两个不同时期的  $m$  维向量之间就会产生一个夹角,这个夹角的余弦值就可以用来衡量产业结构跨期演变程度。假设第  $t$  期,地区  $i$  的  $m$  个产业中第  $j$  产业产值占当期该地区 GDP 的比值为  $p_{i,t}^j$ ,那么地区  $i$  在第  $t$  期的产业结构就可用  $m$  维向量  $(p_{i,t}^1, p_{i,t}^2, \dots, p_{i,t}^m)$  予以刻画。同理,  $m$  维向量  $(p_{i,t+1}^1, p_{i,t+1}^2, \dots, p_{i,t+1}^m)$  则用来描述地区  $i$  在第  $t+1$  期的产业结构。因此,地区  $i$  的产业结构由第  $t$  期变迁至第  $t+1$  期后,产业结构变迁的程度 Moore 值便可由下式予以计算:

$$Moore_{i,t+1}^i = \cos(\theta_{i,t+1}^i) = \sum_{j=1}^m (p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j) / \sqrt{\sum_{j=1}^m (p_{i,t}^j)^2 \cdot \sum_{j=1}^m (p_{i,t+1}^j)^2} \quad (1)$$

不过, (1) 式虽然能够刻画一个地区跨期产业结构变迁的总体程度,但未能刻画产业结构变迁的方向。产业结构升级理论强调的是产业结构由低级产业结构形态向高级产业结构形态变迁的过程和一般规律。其中,产业结构高级化的方向主要表现为非农化、服务化。因此,为了同时刻画产业结构变迁的程度和升级的方向,现有研究在采用 (1) 式测度产业结构变迁时做了一些具体的调整。其中,周明磊和任荣明所做的改进较具代表性<sup>[22]</sup>。具体地,首先将产业级别由低到高进行排序形成地区产业结构向量,依次为:农业、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业、金融等其他产业。在此基础上,分别计算每个产业的变迁程度。其计算方式是以 (1) 式为基础的:在计算  $i$  地区第  $j$  产业变迁程度过程中先假定第  $t+1$  期其他产业所占比值与第  $t$  期相同,得出一个有关第  $j$  产业从第  $t$  期变迁至第  $t+1$  期的 Moore 值,然后反过来假设  $i$  地区第  $t$  期除  $j$  产业以外的其他产业所占比重与第  $t+1$  期相同,再重新计算第  $j$  产业从第  $t$  期变迁至第  $t+1$  期的 Moore 值。随后,取两次计算所得 Moore 值的几何平均值作为  $i$  地区第  $j$  产业从第  $t$  期变迁至第  $t+1$  期的变迁程度。最后,在计算完每个产业的跨期变迁程度之后,将所有产业变迁程度进行加总,且级别排在  $j$  位置的  $j$  产业重复叠加  $j$  次,以此体现产业向高级产业变迁的方向。周明磊和任荣明的改进<sup>[22]</sup> 相比之前的相关研究在体现产业变迁的高级化方向上具有创新性,在计算某个产业变迁程度上,采用两次计算并以几何均值作为最终测度具有减小因控制其他产业比重不变带来测算误差的合理性,而且将级别更高的产业的变迁程度通过重复叠加以体现整体产业结构变迁的高级化方向,实质上是对高级产业赋予了更高的权重。但是,在  $i$  地区总体产业结构变迁程度计算中,第  $j$  产业变迁程度重复计算  $j$  次虽然体现了该产业在产业结构中的高低级别,但仍然忽视了  $j$  产业在该地区经济发展中的重要性。也就是,简单地增加高级产业夹角的计算次数固然使得 Moore 指数变动与产业结构向高级化变动趋势一致,但从短期来看,却忽视了产业结构变迁可能具有的地区性与阶段性的差异。为了既体现高级化的历史趋势和一般规律性,又体现地区与发展阶段的差异性,在测度地区的产业结构变迁程度上可采用如下方式进行测度。

首先,采用下式对  $i$  地区第  $j$  产业由第  $t$  期向第  $t+1$  期变迁的程度  $Moore_{i,t+1}^{i,j}$  予以测度:

$$Moore_{i,t+1}^{i,j} = \sqrt{\left[ \frac{\sum_{k \neq j} (p_{i,t}^k)^2 + p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j}{\sum_{k=1}^m (p_{i,t}^k)^2 \cdot [\sum_{k \neq j} (p_{i,t}^k)^2 + (p_{i,t+1}^j)^2]} \right]} \cdot \left[ \frac{\sum_{k \neq j} (p_{i,t+1}^k)^2 + p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j}{\sum_{k=1}^m (p_{i,t+1}^k)^2 \cdot [\sum_{k \neq j} (p_{i,t+1}^k)^2 + (p_{i,t}^j)^2]} \right] \quad (2)$$

然后,对*i*地区*m*个产业由第*t*期向第*t+1*期变迁的程度值予以加权求和,每个产业对应的权重为该产业的级别*j*与该产业在第*t*期占该地区GDP比重 $p_{i,t}^j$ 的乘积,因而*i*地区第*t*期与第*t+1*期两年之间的产业结构变迁程度值 $Moore_{i,t+1}^i$ 由下式予以测算:

$$Moore_{i,t+1}^i = \sum_{j=1}^m [j \cdot p_{i,t}^j \cdot Moore_{i,t+1}^i] \quad (3)$$

## (二) 产业结构变迁影响能源强度的计量模型

针对中国能源强度的影响因素,许多学者进行了探讨和实证分析,综合来看除了产业结构变迁的影响,还有技术进步<sup>[7-9,13]</sup>、FDI<sup>[11]</sup>以及能源价格<sup>[23]</sup>等。因此,在实证检验产业结构变迁对地区能源强度影响的模型设置上,对于其他影响地区能源强度的因素有必要做出控制。但是,技术进步与FDI也显著影响着产业结构变迁<sup>[24-25]</sup>。因此,为了考察产业结构变迁对产业综合能源强度的影响,同时避免多重共线性,实证模型不宜纳入技术进步与FDI变量,仅纳入能源价格变量。能源价格 $P_{i,t}$ 则以各地区居民消费价格分类指数中水电燃料指数予以测度。同时,为了避免由于控制变量遗漏对实证分析结论的可靠性造成的损失,本文借鉴Frank<sup>[26]</sup>和干春晖等<sup>[21]</sup>的做法,将能源强度与产业结构变迁的交互项引入模型,同时引入被解释变量的一阶滞后项,以此对能源价格以外的其他因素予以控制。因而,记*i*地区产业结构升级变量为 $Moore_{i,t+1}^i$ ,以*j* = 1, …, 6依次代表农业、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业以及金融等其他产业,本文设定动态面板计量模型为:

$$IEI_{i,t} = c_i + \alpha_0 \cdot IEI_{i,t-1} + \alpha_1 \cdot Moore_{i,t+1}^i + \alpha_2 \cdot (IEI_{i,t} \cdot Moore_{i,t+1}^i) + \alpha_3 \cdot P_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

由于模型(4)中包含了被解释变量的交互项与滞后项,所以模型的参数估计会产生内生性问题。对此,借鉴干春晖等<sup>[21]</sup>的处理方式,将模型的解释变量均视为内生变量,并以被解释变量和解释变量的滞后项与差分项作为控制变量,采用面板广义矩估计方法对模型(4)差分处理后消除个体效应的差分模型(5)进行回归估计。

$$\Delta IEI_{i,t} = \alpha_0 \cdot \Delta IEI_{i,t-1} + \alpha_1 \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i + \alpha_2 \cdot (\Delta IEI_{i,t} \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i) + \alpha_3 \cdot \Delta P_{i,t} + \Delta u_{i,t} \quad (5)$$

## 三、描述性统计分析

### (一) 数据来源与处理

根据前文的分析,三次产业结构的划分相对较为粗略,本文将宏观经济产业的构成划分为六个部门,依次为:农业(农林牧渔水利业)、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业、金融等其他服务业。由于时间阶段的重要性,考虑到有关经济发展阶段划分的观点认为,2001年以后是中国社会主义市场经济取向改革的逐步完善阶段<sup>[27]</sup>,本文以2002~2012年为分析的时间范畴。从数据的完整性出发,本文以不包括港澳台以及能源相关数据缺失严重的西藏在内的中国30个省份(包含直辖市)为地区范畴。所有数据均来自历年《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

本文采用的地区能源强度数据与以往研究有所不同。既有研究中,地区能源强度均是以地区能源总耗与地区GDP总值的比值作为反映,但由于本文中着重探讨的是产业结构变迁对地区能源消耗的影响,所以能源消耗中产业之外的生活消费有必要予以剔除。从2013年《中国统计年鉴》公布的综合能源平衡表数据来看,2000年与2011年生活能源消费均占能源消耗总量的10.7%,占比基本稳定而且相对较小,所以这意味着本文的这种处理也是可取的。鉴于此,本文在核算各地区历年六个产业能源消耗总量值时,依据《中国能源统计年鉴》中各地区的平衡表数据,选择能源消耗中作为主要成分的煤合计、油品合计、天然气和电力四种能源消耗为依据,并且煤合计能源以煤类能源的平均折算系数0.8619万吨标准煤/万吨煤合计进行折算,油品合计则以主要油品种类的平均折算系数1.4952万吨标准煤/万吨油品合计进行折算,天然气的折算系数则为13.3万吨标准煤/亿立方米天然气,电力则以1.229万吨标准煤/亿千瓦时进行折算,对折算后的四种能源进行加总即可得到历年各地区六大产业中每个产业所消耗的能源总量,进而对各地区六大产业的能源消耗总量予以加总,

进而除以该地区 GDP, 便可得到历年各地区产业视角下的产业综合能源强度, 记为  $IEI^{\text{①}}$ 。

## (二) 产业结构变迁程度

根据(2)式和(3)式, 运用2002~2012年中国30个省份的产业产值数据, 可得到各地区历年产业结构相对上一期高级化变迁程度的测度值(如表1所示)。从表1中可以看出, 2002~2012年期间, 中国30个省份六大产业结构变迁呈现了共性和差异性两个方面的特征。

表1 各地区产业结构跨期变迁值

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
京	4.2860	4.2775	4.2237	4.5489	4.6208	4.6807	4.7319	4.8087	4.7738	4.7730
津	3.5559	3.5285	3.4481	3.4046	3.3746	3.4019	3.3157	3.5779	3.5967	3.5966
冀	2.9996	2.9778	2.9043	3.0148	3.0201	3.0356	3.0204	3.0681	3.0549	3.0549
晋	3.1635	3.1195	3.0405	3.2201	3.1907	3.1685	3.1340	3.3061	3.2272	3.2273
蒙	2.9876	3.0006	2.9252	3.1689	3.1365	3.0755	2.9924	3.1859	3.1277	3.1275
辽	3.2905	3.2988	3.2702	3.2622	3.2247	3.1726	3.1058	3.2857	3.2337	3.2334
吉	3.0668	3.0303	2.9930	3.2002	3.2376	3.2091	3.2080	3.2199	3.1692	3.1689
黑	3.0013	2.9734	2.9055	3.0509	3.0691	3.1024	3.0918	3.2661	3.2083	3.2050
沪	3.8048	3.7194	3.7065	3.8016	3.8038	3.8950	3.9365	4.1504	4.0529	4.0510
苏	3.1999	3.1951	3.1436	3.1844	3.2229	3.2712	3.2959	3.3556	3.4279	3.4269
浙	3.2636	3.2813	3.2576	3.3938	3.4005	3.4323	3.4426	3.5330	3.5441	3.5440
皖	3.0038	3.1125	3.0604	3.2754	3.2692	3.2296	3.1742	3.1822	3.1025	3.1022
闽	3.1841	3.1831	3.1666	3.2079	3.2419	3.2906	3.2687	3.3787	3.3252	3.3246
赣	3.1338	3.0888	2.9932	3.0511	3.0258	2.9741	2.9373	3.1010	3.0682	3.0684
鲁	3.1495	3.0999	3.0067	3.0136	3.0395	3.0738	3.0571	3.1255	3.1920	3.1912
豫	2.8553	2.9153	2.8398	2.8613	2.8654	2.8938	2.8424	2.9047	2.8867	2.8865
鄂	3.1387	3.1671	3.1132	3.2646	3.2926	3.3668	3.2967	3.2902	3.2302	3.2299
湘	3.2263	3.2936	3.2005	3.2603	3.2924	3.2615	3.1920	3.3273	3.2757	3.2755
粤	3.2915	3.2279	3.1742	3.4722	3.4716	3.5090	3.4929	3.6014	3.5744	3.5743
桂	3.1144	3.0762	2.9856	3.2087	3.1923	3.1530	3.1206	3.1679	3.0939	3.0933
琼	3.0171	3.0021	2.9759	3.1087	3.0499	3.1140	3.0947	3.3450	3.4098	3.4088
渝	3.3632	3.3686	3.2836	3.4052	3.4638	3.3943	3.3481	3.2729	3.2315	3.2278
川	3.1308	3.1219	3.1130	3.1902	3.1830	3.1282	3.0714	3.1986	3.1567	3.1563
黔	3.0523	3.0397	3.0161	3.2361	3.2572	3.3428	3.3261	3.5112	3.4748	3.4739
云	3.0632	3.0708	3.0311	3.2433	3.2237	3.2598	3.2568	3.3385	3.3325	3.3313
陕	3.2372	3.2702	3.1786	3.2189	3.1384	3.1370	3.0673	3.2930	3.2212	3.2209
甘	3.1035	3.0893	3.0144	3.2799	3.2504	3.2275	3.2527	3.3063	3.2097	3.2085
青	3.3972	3.3797	3.2963	3.3240	3.2741	3.2215	3.1545	3.2743	3.1976	3.1965
宁	3.2001	3.1506	3.0857	3.3754	3.3152	3.2760	3.2063	3.3996	3.3993	3.3985
新	3.1935	3.0666	3.0240	3.0976	3.0880	3.1155	3.0780	3.1926	3.0107	3.0097
均值	3.2158	3.2042	3.1459	3.2782	3.2745	3.2805	3.2504	3.3656	3.3270	3.3262

其一, 产业结构升级变迁表现出了整体平稳的共性特征。从2003~2012年各地区以及30个省份平均的 Moore 值时间序列来看, 产业结构跨期变迁的幅度均基本保持一致, 绝大部分省份2003~2012年产业结构变迁 Moore 值的最大值与最小值相差均在0.3以内, 30个省份10年期间 Moore 值总体平均为3.2668。这意味着, 自2002年中国进入市场经济改革取向的逐步完善阶段以来, 各地区在自身既有的产业结构基础上以相对稳定的速度不断向着更高的产业结构变迁升级。这与各地区历年较为稳定的 GDP 增长速度较为吻合。

其二, 产业结构变迁也具有阶段波动性特征。该波动性特征主要表现为2002~2005年期间, 产业结构变迁升级的速度逐年下降, 2005~2010年产业结构变迁升级的速度又逐年上升, 2010~2012年则又有所下降。究其原因, 笔者认为, 2002~2005年期间的产业结构变迁升级速度的下降, 以及2006~2010年期间产业结构升级变迁速度的上升, 可能与中国2001年加入WTO有关。总体来看, 2001~2010年是中国获取“入世红利”的十年, 但在入世2002~2005年早期阶段, 中国传统劳动密集型、资源消耗型的低端产业因为“人口红利”、“资源红利”等因素在国际上具有较好的比较优势, 因

而获得了更快的发展,这使得大部分地区在产业结构升级变迁的进程上有所放缓,从而呈现了较为特殊的降速现象。但是,随着这些红利的逐渐消失,以及后期世界范围内经济危机等的爆发,使得世界范围内对劳动密集型、资源消耗型产业产品的需求有所下降,进而导致了低端产业的逐渐萎靡并带来了向高端产业转型的发展动力,所以2005~2010年期间各地普遍又表现为产业结构升级加速的趋势。产业结构转型升级是一个系统性的经济发展过程,早期这种转型升级的动力会相对较强,随着升级到一定程度后,产业结构转型升级的阻力也会逐渐增强,因而产业结构升级变迁的速度在2005~2012年期间呈现了一种先快后慢的“S”型轨迹。

其三,产业结构升级变迁具有一定的地区差异性。从30个省份历年的产业结构变迁值来看,北京地区产业结构变迁速度最快,河南地区产业结构变迁速度最慢。究其原因,笔者认为,这种差异性主要来源于各地区自身拥有的经济总量与产业结构基础条件。从产业结构与经济增长的互动关系来看,处在经济发展不同阶段的地区所具有的产业结构有所差异,在推动经济总量发展中表现为不同程度的“结构红利”,使得地区经济发展具有一定的差异性;反过来,经济发展在产业结构变迁中具有推动力或约束力也会体现出一定的地区差异性。所以,在产业结构升级变迁的速度上,不同地区尽管受到几乎一致的外在宏观经济形势影响,但仍然会由于内在经济发展状况和自身结构基础的不同而呈现出差异性。从区域平均角度看,东部地区11个省份产业结构变迁的平均速度最快,中部地区8个省份产业结构变迁的平均速度最慢,西部地区居中。从近十余年来的发展状况来看,东部地区开放型经济发展迅速,西部地区大开发以及延边与内陆开放型经济也取得了较好的发展,中部地区的发展则相对封闭,因而国际国内两个市场对东西部地区的影响作用更为强烈,从而使得资源要素配置优化的速度快于中部地区。

### (三) 产业综合能源强度

根据前文能源强度的数据处理方式,可以得到如图1所示的历年各地区产业综合能源强度。从图1可知,近十余年来,与地区能源消耗总量同GDP比值构成的一般意义上的能源强度相似,产业综合能源强度总体呈现下降趋势,30个省份产业综合能源强度均值(图中粗线条)已从2002年的1.1107单位下降到

0.5084单位,下降幅度达到54%。而且,初期产业综合能源强度较高的省份具有较大的下降幅度,而产业综合能源强度较低的省份下降的绝对幅度相对较小。从30个省份产业综合能源强度取值分布来看,2002年主要聚集在区间[0.5,1.5]以内,截止2012年,30个省份产业综合能源强度则主要聚集在区间[0.25,1]以内。因此,总体上各地区产业综合能源强度在下降过程中差异在不断缩小,呈现了一定程度的收敛性。

### 四、产业结构变迁影响能源强度的实证分析

根据产业结构变迁影响能源强度的计量模型(4)和(5)的回归结果显示(见表2),Hansen检验估计值为27.8358,显著性水平为36.66%。由此可以看出,作为控制变量所选择的工具变量是有效的,因而估计结果是合理的。根据表2第2~3列报告的模型(5)参数估计结果可知,产业结构变迁对地区能源强度有着显著的负向作用。这表明,从近十余年来的发展实践来看,地区产业结构的升级变迁,确实发挥了促进地区能源强度下降的结构效应。这意味着,在市场经济和宏观调控的共同作用下,产业结构呈现了一种能耗相对下降、产出相对上升的变迁方向。

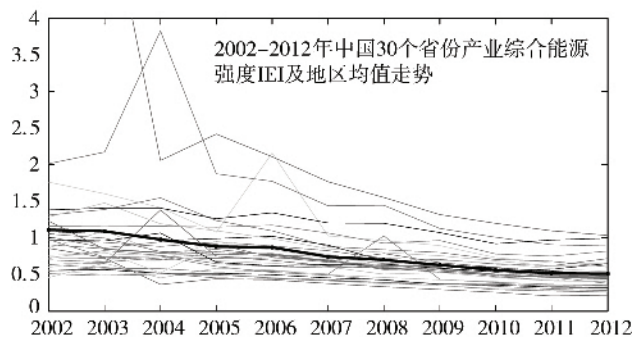


图1 2002~2012年中国30省份产业综合能源强度及其地区均值走势(单位:万吨标准煤/亿元)

与此同时,地区前一期能源强度与本期能源强度呈现显著的正相关关系,这意味着地区能源强度的演化具有较强的路径依赖惯性特征。这种路径依赖的惯性特征,结合图1来看,表现在两个方面:一方面,对于不同的地区,前期能源强度较高的地区,在后一期仍然拥有相对较高的能源强度,能源强度的地区分布特征较为稳定;另一方面,对于同一个地区,能源强度的演化表现出一种连续一致地下降趋势,后期相对前期较少出现大幅波动甚至突变上升的可能。这两个特征,在图1中也得到了较好的体现。而且,从控制变量能源价格的参数估计值看,能源价格与能源强度之间也呈现了显著的负向相关关系,表明能源价格机制已经具有改善能源利用效率的作用,能源价格的上涨将会促进能源强度的下降。

考虑到模型在控制变量的选择上仅对能源价格变量进行了探讨,并没有将现有研究已经发现的影响因素全部纳入,同时还可能遗漏了大部分研究均未发现但具有重要的实质性影响的因素,这可能会使得模型的估计具有偏误。鉴于此,笔者进一步放开控制变量的选择,将模型(4)和(5)中的能源价格变量予以剔除,仅用能源强度滞后一期变量以及能源价格与产业结构变迁的交叉变量作为控制变量的工具变量,以此对产业结构变迁以外的所有因素予以统一控制。去掉能源价格之后的模型回归估计结果见表2的第4~5列,可以看出,Hansen统计结果表明工具变量依然有效,并且各变量的参数估计结果及其显著性水平与包含能源价格变量的情形基本一致。这表明,模型(4)的设定及其估计结果的可靠性和稳定性表现良好,在众多因素的共同影响下,产业结构变迁对能源强度的下降具有促进作用。

### 五、研究启示

产业结构升级变迁对于地区能源强度的优化具有非常重要的作用。本文根据产业结构升级的相关理论,研究并设计了六大产业视角下基于Moore值的产业结构变迁测度指标,在此基础上,构建了产业结构变迁影响地区能源强度的计量经济模型,运用2002~2012年中国30个省份六大产业的基础数据和面板广义矩估计法,对产业结构变迁及其对地区能源强度的影响进行了实证分析。Moore值测度的产业结构变迁升级情况表明,产业结构变迁既在时间和空间两个层面上具有整体平稳的特征,同时也表现出了时间段上的波动性和地区间的差异性特征。动态面板模型的广义矩估计表明,近十年来产业结构的变迁升级,确实发挥了显著的促进能源强度下降的结构效应。

本文认为,从战略可行性上看,产业结构升级与能源强度优化双目标能够同时达到。从2002年以来的经验数据分析可以看出,中国产业结构变迁整体较为平稳,同时具有阶段波动性和地区差异性。在产业结构升级上以市场驱动为主导,同时辅之以系统性的宏观调控措施,不仅可以从总体上实现经济发展结构的优化,还能够在推动产业结构变迁过程中实现能源强度的优化。因此,将产业结构升级与地区能源强度的优化纳入一个系统性的框架,做出系统性的政策安排,从实现经济结构优化与能源强度优化双目标来看,具有战略可行性。

与此同时,在经济结构与能源强度双优化的操作机制上,可以将产业结构变迁升级作为宏观调控的方向和中间目标。十八大报告指出,推进经济结构战略性调整是加快经济发展方式的主攻方向,必须重点优化产业结构、促进区域协调发展。然而,作为经济结构在产业层面战略性调整的核心所在,产业结构变迁关乎经济实现持续快速发展的可能性。由于同一地区不同产业间的能源强度均有所差异,产业结构变迁还能带来地区总体能源强度的优化。这意味着,产业在地区内的结构性调整,具有优化经济发展和促进能源节约两个层面上的“结构红利”效应。因此,可以建立经济结构与能源强度双向优化的评价指标,通过评估和分析,确定具体地区产业结构变迁即产业结构调整升级

表2 产业结构变迁对地区能源强度的影响

变量	模型(5)		模型(5)中去掉控制变量P	
	参数估计值	显著性水平	参数估计值	显著性水平
$\Delta IEI_{i,t-1}$	0.0083	0.0000	0.0087	0.0000
$\Delta Moore_{i,t+1}^i$	-0.2418	0.0000	-0.2416	0.0000
$\Delta IEI \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i$	0.3129	0.0000	0.3129	0.0000
$\Delta P$	-0.0136	0.0000		
Hansen	27.8358	0.3666	29.8633	0.3203

的方向。在此基础上,以确定的产业结构变迁升级作为中间目标和调控的方向,实施相应的宏观产业政策调控,通过对中间目标调控的机制措施,比如对节能与产出效果均较好的产业给予力度更大的产业发展支持政策配套,间接地实现经济结构乃至经济发展与能源强度同步优化的终极目标。

#### 参考文献:

- [1]史丹.我国经济增长过程中能源利用效率的改进[J].经济研究,2002(9):49—56,94.
- [2]蒋金荷.提高能源效率与经济结构调整的策略分析[J].数量经济技术经济研究,2004(10):16—23.
- [3]戴彦德,周伏秋,等.实现单位GDP能耗降低20%目标的途径和措施建议[J].中国工业经济,2007(4):29—37.
- [4]林智钦.中国能源环境中长期发展战略[J].中国软科学,2013(12):45—57.
- [5]朱永彬,刘昌新,王铮,等.我国产业结构演变趋势及其减排潜力分析[J].中国软科学,2013(2):35—42.
- [6]李方一,刘卫东.“十二五”能源强度指标对我国区域经济发展的影响[J].中国软科学,2014(2):100—110.
- [7]齐志新,陈文颖.结构调整还是技术进步?——改革开放后我国能源效率提高的因素分析[J].上海经济研究,2006(6):8—16.
- [8]王俊松,贺灿飞.技术进步、结构变动与中国能源利用效率[J].中国人口·资源与环境,2009(2):157—161.
- [9]吴滨,李为人.中国能源强度变化因素争论与剖析[J].中国社会科学院研究生院学报,2007(2):121—128.
- [10]Newell, R. G., Jaffe, A. B., Stavins, R. N., 1999, “The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change”, *Quarterly Journal of Economics*, 114: 941—975.
- [11]Tatsu, K., 1992, “The Energy Situation in China”, *China Quarterly*, 131: 608—636.
- [12]吴巧生,成金华.中国能源消耗强度变动及因素分解:1980—2004[J].经济理论与经济管理,2006(10):34—40.
- [13]冯泰文,孙林岩,何哲.技术进步对中国能源强度调节效应的实证研究[J].科学学研究,2008(5):987—993.
- [14]邵兴军,田立新.能源强度直接效应、间接效应与影响路径的实证分析[J].系统工程,2011(7):59—63.
- [15]周勇,李廉水.中国能源强度变化的结构与效率因素贡献——基于AWD的实证分析[J].产业经济研究,2006(4):68—74.
- [16]王玉潜.能源消耗强度变动的因素分析方法及其应用[J].数量经济技术经济研究,2003(8):151—154.
- [17]张成龙,李继峰,张阿玲,等.1997—2007年中国能源强度变化的因素分解[J].清华大学学报(自然科学版),2013(5):688—693.
- [18]胡鞍钢,鄢一龙,等.市场经济条件下的“计划之手”——基于能源强度的检验[J].中国工业经济,2010(7):26—35.
- [19]刘伟,李绍荣.产业结构与经济增长[J].中国工业经济,2002(5):14—21.
- [20]吕健.产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J].中国工业经济,2012(9):31—43.
- [21]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5):4—16,31.
- [22]周明磊,任荣明.产业结构高级化与能源制约[J].中国科技论坛,2011(2):105—111.
- [23]Hang, L. M., Tu, M. Z., 2007, “The Impacts of Energy Prices on Energy Intensity: Evidence from China”, *Energy Policy*, 35: 2978—2988.
- [24]张晖明,丁娟.论技术进步、技术跨越对产业结构调整的影响[J].复旦学报(社会科学版),2004(3):81—85.
- [25]傅强,周克红.利用外资与我国产业结构调整的相关分析与实证检验[J].世界经济研究,2005(8):64—72.
- [26]Frank, M. W., 2005, *Income Inequality and Economic Growth in the U. S. : A Panel Cointegration Approach*, Working Paper, Sam Houston State University, WP0503: 1—28.
- [27]汪海波.中国现代产业经济史[M].太原:山西经济出版社,2008.

#### 注释:

- ①由于本文在能源消耗总量中仅考虑六大产业的总消耗量,而没有考虑生活消费的部分,所以本文所得到的历年各地区的能源强度略小于既有研究所采用的能源强度数据,限于篇幅本文没有列示,感兴趣的读者可向作者索要。

(责任编辑:千山)

(下转第67页)



- [32] Porter, M. 2008, *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors*, New York: Simon & Schuster Ltd.
- [33] Buehler, S. and S. Wey 2013, *When Do State-Owned Firms Crowd Out Private Investment*, Working Paper, University of Zurich.
- [34] Raith, M. 2001, *Competition, Risk and Managerial Incentives*, Working Paper, University of Chicago.
- [35] Christin, C. 2011, *Entry Deterrence through Cooperative R&D Over-investment*, Working Paper.
- [36] Besanko, D. and J. Wu 2013, *The Impact of Market Structure and Learning on the Tradeoff between R&D Competition and Cooperation*, Working Paper, Northwestern University.
- [37] Grullon, G. and R. Michealy 2008, *Corporate Payout Policy and Product Market Competition*, Working Paper, NBER.

(责任编辑: 千山)

## A Study on the Relationship between Market Competition and Overinvestment: Based on Strategic Investment Perspective

Zhang Linyi, Zhang Honghui

(School of Accountancy, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** The overinvestment problem of listed companies is hot topic for researchers. Literatures attribute this problem to agency conflict and institutional environment. Unlike existing papers, this paper studies overinvestment by the perspective of competition change, considering the strategic feature of overinvestment. In competition, companies would like trigger over-investing to entry firstly, to get first over advantage. This is also a reason for overinvesting. By using empirical evidence, we find the change in market competition would trigger overinvestment. Under the condition of competition becoming heavier, overinvestment can be affected by corporate size but upon the scale of assets. When corporate asset is larger than 19.555, a shaper competition will cause overinvestment, vice versa. At last, we find change in competition affecting overinvestment depends on the industry situation. In a highly competing industry, a shaper competition would cause overinvestment; companies in low competition would trigger overinvesting actively; however, competition does not affect corporate overinvestment in median content.

**Key words:** market competition; overinvestment; strategic investment

(上接第 22 页)

## Industrial Structure Evolution and Its Impact on Energy Intensity

Zhang Yong, Pu Yongjian

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

**Abstract:** According to the data of output and energy consumption of six industrials in 30 provinces from 2002 to 2012, this paper designed the measure index of regional industrial structure evolution based on Moore value, and analyzed the impact of industrial structure evolution on energy intensity using dynamic panel GMM method. Research shows that, in the past ten years, the industrial structure evolution has characteristics of stable as a whole and small magnitude, but also shows time fluctuation and certain area difference. More importantly, the industrial structure evolution does significantly play a promoting effect of reducing energy intensity. Therefore, we believe that, from the sustainable development of economy and energy, the target strategic of industrial structure upgrading and energy intensity optimization is consistency and feasibility, and the adjustment of industrial structure can be macro-controlled as intermediate target of energy intensity optimization.

**Key words:** industrial structure; structure evolution; energy intensity; Moore index; panel GMM