

中国经济结构性减速时代的来临^{*}

韩永辉 黄亮雄 邹建华

内容提要: 本文从产业结构调整视角,研判中国经济结构性减速时代的来临并预测中国未来20年的经济增长速度。对产业结构合理化和高度化的传统测度指标进行完善,基于1978—2012年省域数据,利用非参数面板模型均值估计和逐点估计方法,实证检验了中国产业结构调整与经济增长的关系。结果显示,中国产业结构合理化和高度化都显著促进了区域经济增长,但无论采用合理化还是高度化指标,结构调整效应的产出弹性均随产业结构的调整、资本积累和劳动投入的增加而呈现“倒U型”动态演进过程。当前,中国整体正处在“倒U型”曲线的拐点,面临从“结构性加速”向“结构性减速”转变的困境。经济增速的预测表明,中国经济增长将在2013—2017年进入“7时代”,在2018—2022年进入“5时代”甚至“4”时代。

关键词: 产业结构调整; 经济增长; 非参数面板估计; 结构红利

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2016)05-0023-11

The Advent of the Era of China's Economic Structural Slowdown

Han Yonghui Huang Liangxiong Zou Jianhua

Abstract: With the perspective of industrial structure adjustment, it studies the advent of the era of China's economic structural slowdown and forecasts economic growth rate of China in the coming 20 years. Firstly, it improves traditional indicators which measures the rationalization and supererogation of industrial structure. Furthermore, basing on the data of China's provinces from 1978 to 2012, it uses the method of mean and point-wise estimation in nonparametric panel data to analyse the relationship between China's industrial structure adjustment and economic growth. The results show that rationalization and supererogation of China's industrial structure both accelerate regional economic growth significantly. However, the output elasticity of structure optimization and supererogation show an inverted U-shaped trend with the adjustment of industrial structure, accumulation of capital and increase of labor. China is on the inflection point of the inverted U-shaped curve, facing the dilemma of transition from Structural Acceleration to Structural Reduction. By forecasting the economic growth rate, it indicates that China's economic growth would enter "the era of 7" in 2013—2017 and "the era of 5" even "the era of 4" in 2018—2022.

Key words: Industrial Structure Adjustment; Economic Growth; Nonparametric Estimation Model of Panel Data; Structural Bonus

一、引言

中国经济在经历了30多年年均9.5%的高速增长后,增速出现放缓迹象,进入2012年,国内生产总值(GDP)增长7.8%,2013年为7.7%,2014年进一步放缓至7.4%,这引发了国内外学者对中国经济增速放缓的普遍忧虑,部分学者提出了中国即将进入经济增长的“结构性减速”阶段(袁富华,2012)^[1]。在2014年12月中央政治局会议上首次提出中国经济进入新常态,现在处于增长速度换挡

期、结构调整阵痛期和刺激经济政策负作用的消化期,其中,经济从高速增长转为中高速增长。中国经济是否真的步入了“结构性减速”阶段?是否进入了从高速增长转为中高速增长时代?如果步入了“结构性减速”阶段,中国经济在未来15~20年的

^{*} 本文获国家自然科学基金面上项目“‘一带一路’建设与中国制造:战略转型与价值链提升”(71573058)、教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“进一步扩大服务业开放的模式和路径研究”(14JJD021)、国家自然科学基金青年项目“区域互动视角下中国产业结构调整推动机制及影响效应研究”(71403062)资助。

增速为多少?这是中国全面深化改革所需研究与回答的重大问题。

中国工业化进程带来的产业结构转型红利被认为是成就“中国增长奇迹”的关键因素(Peneder, 2002^[2]; 干春晖和郑若谷, 2009^[3]; 林毅夫, 2011^[4])。改革开放以来,正是产业结构的不断调整、优化与升级,生产要素在不同部门的重新转移配置、在同一部门的合理协调和高度升级,保证了中国经济的持续高速增长,使得中国从一个落后的农业国发展成为“世界工厂”和全球第二大经济体。产业结构优化升级是经济增长重要源泉的论断最早可追溯到的二元经济古典模型,它也是Maddison (1987)^[5]增长核算模型的核心观点。进一步,Eichengreen等(2012)^[6]提出经济体在长期发展过程中,存在产业结构调整的产出效应的“加速”(Accelerations)和“减弱”(Collapses)过程。陈体标(2008)^[7]从三次产业结构变化和城乡劳动力转移的角度,构建理论模型解释了产业结构产出效应的“驼峰形”变化:发达国家激烈的产业结构转型过程已经完成,其经济增长已经放缓;中等收入国家因为正经历着激烈的产业结构升级,所以有较高的经济增长率;而发展中国家还处于产业结构调整初期,因此增长率较低。

上述文献,虽有不少学者认可产业结构和经济增长之间存在一定的动态关系,认为产业结构调整是主导区域经济增长增速的关键要素。但是,这些研究往往只是做定性描述和诠释,或仅是纯理论的模型推导而缺乏实证支撑。相关的实证研究,也仅采用二、三产业占GDP比等简单比例指标来验证产业结构调整对经济增长的影响,缺乏稳健且有效的产业结构调整优化升级的定量指标。另外,相关的实证分析也多采用线性参数计量模型(干春晖和郑若谷, 2009)^[3],只能估计出产业结构调整的产出效应在样本考察期内的均值,难以捕捉产业结构调整的变化机制与动态路径,且参数计量模型也由于模型设定偏误、多重共线性等问题,降低了实证结果的可信性。

针对上述文献的不足,本文首先尝试构建改良的产业结构合理化和高度化指标,分析中国整体和各区域产业结构调整和优化升级演进;其次,为解决线性参数模型不能刻画动态变化和模型设定偏误等问题,构建非参数面板计量模型,对中国产业结构调

整与经济增长的动态关系进行实证估计;再次,使用非参数逐点估计方法描画中国产业结构合理化和高度化的产出弹性随产业结构调整、资本积累和劳动投入的增加而动态变化的过程,分析其中的作用机制,判断中国整体和各省区在由“结构性加速”向“结构性减速”动态发展进程中所处的阶段。其后,结合实证估算的产出弹性,预测中国未来20年的经济增长速度;最后,针对研究结论提出相应的政策建议。

二、产业结构调整的数量指标

要回答中国产业结构调整与经济增长呈何种关系,首先要解决地区产业结构调整程度的度量问题。本文遵循以往文献的思路(刘伟等, 2008^[8]; 干春晖等, 2011^[9])构建产业结构合理化指数和产业结构高度化指数对中国区域的产业结构调整予以定量测算。

(一) 产业结构合理化指数的构建

关于产业结构合理化,存在产业结构协调说、产业结构功能说、产业结构动态均衡说和资源配置说四种理论。但相关理论多是概念性抽象描述,缺乏实用性,难以应用于测度产业结构合理化的实践。资源配置说认为结构合理化应着眼于要素资源在产业间的配置、协调和利用效率,有一定的定量操作性。学界也主要遵循资源配置说实证研究,以要素投入和产出结构的耦合程度度量结构合理化,即产业结构偏离度: $E = \sum_{i=1}^n |(Y_i/L_i)/(Y/L) - 1| = \sum_{i=1}^n |(Y_i/Y)/(L_i/L) - 1|$ 。其中, Y 是总产出, L 为总劳动投入, i 表示 i 产业部门, n 为产业部门总数。古典经济学认为,当经济体处于最优均衡状态,各产业部门生产率(Y_i/L_i)将相等,也即 $Y_i/L_i = Y/L$,从而 $E = 0$ 。也即若变量 E 值越接近 0,则经济越接近均衡状态,产业结构越合理;若 E 值越大说明产业经济发展越偏离均衡状态,产业结构越不合理。但是,结构偏离度指数忽视了各产业在国民经济中重要程度的差异,本文尝试把合理化指标改进为 $SR = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) |(Y_i/L_i)/(Y/L) - 1|$,既保留产业结构偏离指数的优点,又通过产值加权反映了各产业的重要程度。产业结构合理化指标 SR 值越接近 0,说明经济体越接近均衡状态,产业结构越合理。

(二) 产业结构高度化指数的构建

产业结构高度化两个理论内涵突出表现为产业

比例关系的改变和劳动生产率的提高。一方面是指产业结构从劳动密集型到资本密集型、再到知识技术密集型产业的顺次转换,或由低附加值产业向高附加值产业转变,或由制造初级产品产业占优势向制造中间产品、最终产品产业占优势的转换;另一方面是传统产业生产技术的持续升级创新或产品技术含量的提高。学界常遵循高度化的理论内涵进行定量:①以各产业比例关系来反映产业结构高度,如根据克拉克定律用第二、第三产业产值比重作为产业结构高度的度量,如干春晖等(2011)^[9]。②以各产业部门产出占比和劳动生产率的乘积作为产业结构高度的度量,例如周昌林和魏建良(2007)^[10]、刘伟等(2008)^[8]。本文将指标改良为 $SH = \sum_{i=1}^n (Y_{it}/Y_t)(LP_{it}/LP_{it}^*)$ ① 其中 Y_{it} 代表 i 产业在 t 时的总产出, LP_{it} 为 i 产业在 t 时的劳动生产率, LP_{it}^* 为 i 产业在完成工业化后的劳动生产率,终点的选择标准参照 Chenery 等(1986)^[11], n 为产业部门总数。劳动生产率高的产业产值占总产出的比重越高,说明产业结构高度化水平越高, SH 的值越大。

(三) 产业结构合理化和高度化的描述统计

使用上述测算方法进行数据运算后,得出全国和东、中、西部地区各省区历年产业结构合理化和高度化的描述统计。可概括为:①1978—2012年,无论是全国还是分东、中、西部地区分析,无论是产业结构合理化还是高度化,产业结构的总体趋势都在不断优化升级。②东部地区产业结构相较中部和西部地区而言,更为合理和高级,产业结构水平正向发达工业化国家行列迈进。例如,现代服务业发展较快的上海、北京、天津三地产业结构合理化和高度化发展指标均排名前三,已达到发达国家水平(参照 Chenery 等(1986)^[11] 标准)。③西部地区产业结构合理化的优化速度总体快于中部地区。这可能源于在“西部大开发”战略的规划调配下,西部地区更注重产业间的协调发展,要素资源的产业布局更为均衡合理;另可发现,中部地区在1998年前后,产业结构合理化指数有所放缓甚至出现反复,这印证了“中部洼地”的现实困境,加强东、中部地区的合作,承接东部地区产业转移,使产业结构不断优化,可能是实现“中部崛起”的正确战略选择。④就产业结构高度化而言,中、西部地区某些省区实现了跨越式发展,增速不但快于中西部地区各省,绝对水平已反

超了东部地区某些省份,如中部地区的内蒙古、山西、吉林和西部的新疆等。深入分析可发现这些省区多为资源大省,产业结构高度的迅速提升可能与其“资源经济”的发展模式有关。注意到,这些省区高度化的跃进皆发生于2000年之后,相伴随的是这些省区资源的加速开发以及一波近十年的国际资源价格上涨周期。未来,资源大省或应更注意“资源诅咒”或“荷兰病”对其产业竞争力的威胁。应继续把握国际先进服务产业转移的契机,使东部地区产业结构在持续调整中更趋合理化和高度化;同时继续落实“西部大开发”、“振兴东北”和“中部崛起”等区域产业发展战略,使中、西部地区的产业结构持续优化升级。

三、实证模型与方法

本部分使用非参数计量模型探索中国产业结构调整与经济增长的动态关系,判断中国经济增长所处的“结构红利”阶段。

(一) 模型与估计方法

在估量经济增长结构效应的实证文献中,学者常将结构变动指标添加到柯布-道格拉斯(C-D)生产函数(干春晖等(2011)^[9]),并把面板数据实证模型设定为:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \beta \ln(K_{it}) + \gamma \ln(L_{it}) + \lambda \ln(S_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为 i 地在 t 期的人均产出, K_{it} 为资本投入, L_{it} 为劳动投入, S_{it} 则代表结构变动, α_i 为个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。通过面板数据估计,可估计出该模型变量的系数 β 、 γ 、 λ , 即资本产出弹性、劳动产出弹性和结构效应产出弹性。

然而,上述模型存在三点不足。首先,由于影响某地经济增长的因素不完全相同,若要剔除众多因素的影响,把产业结构变动对该地经济增长的作用效应单独分离出来,基于线性参数估计模型,一般可通过加入控制变量,以剥离其他因素对经济增长的影响,得出产业结构调整的偏回归效应。但是,由于影响因素繁多,该采取哪种模型设定,该采用哪些控

① 改良的高度指标可判断一国不同时期的工业化进程,解决了量纲问题,同时也避免了因工业化始点引入而使发展中国家指标为负值的缺陷。在刻画产业间比例变化的同时,也将产业生产率的变化表现出来。

制变量,是个难以解决的问题,也容易使实证检验带有主观性。对真实模型函数形式的错误设定(包括线性参数设定)更会带来有偏和无效的系数估计值,得出可信度不高的假设检验结果。其次,变量间的多重共线性在线性参数估计模型中一直是棘手的难题,而实践中资本、劳动和产业结构变量却又往往相关性较强。最后,也是最关键的,线性参数模型所估计的系数表示的是解释变量作用于被解释变量的平均效应,该均值不能随解释变量的变动而动态变化。但事实上,经济增长的结构效应是一条从低收入农业经济一直到高收入工业化经济的动态连续频谱(林毅夫,2011^[4]),参数估计难以检验产业结构优化对经济增长边际影响(结构效应产出弹性)分别关于产业结构水平、资本存量和劳动力投入的变化而变化的动态过程,更不能完整刻画该过程中“结构性加速”或“结构性减速”的动态路径。

相反,非参数模型对模型的形式没有过多限制,具有更强的适用性和灵活性,还克服了独立变量的多重共线问题,通过非参数逐点估计能得出各要素产出弹性随产业结构水平、资本存量、劳动力投入变化的动态趋势。所以,本文将非参数面板数据模型设定为:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + f[\ln(K_{it}), \ln(L_{it}), \ln(S_{it})] + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中 α_i 为个体效应,变量定义同式(1), $i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$ 。本文的省域面板数据中 $n = 30, T = 35$ 。 $f(\cdot, \cdot, \cdot)$ 是一个未知函数形式的三元函数,只需光滑性假定。非参数模型仅用资本存量、劳动力投入和产业结构优化指数作为解释变量,并未加入多余的控制变量。诚然,在理论上可加进更多的控制变量以分离出结构变动的影响,但越多的解释变量,越容易受“维数的诅咒”(the curse of dimension)影响。所以,虽然有可能存在未能理想地分离部分单独影响的误差风险,但非参数估计由于不要求设定模型的具体形式,这样又正好解决了参数估计因设定错误而带来的非一致性和非有效性问题。

使用 Ullah 和 Roy (1998)^[12]、Henderson 等 (2008)^[13]关于非参数局部线性估计的方法可对上述模型进行估计,即设定矩阵 X, Y ,使 $y_{it} = \ln(Y_{it})$, $x_{it} = [\ln(K_{it}), \ln(L_{it}), \ln(S_{it})]$,对函数 $f(\cdot, \cdot, \cdot)$ 在点 $x = (x_1, x_2, x_3) = [\ln(K), \ln(L), \ln(S)]$ 处局部线性化,式(2)转化为:

$$y_{it} = \alpha_i + f(x) + (x_{it} - x) \delta(x) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中 $\delta(x) = [\beta(x), \gamma(x), \lambda(x)]_{3 \times 1}^T$ 是列向量。 $\beta(x), \gamma(x)$ 和 $\lambda(x)$ 为 $f(\cdot, \cdot, \cdot)$ 的三个一阶偏导数函数,即 $\partial f(x) / \partial x_1, \partial f(x) / \partial x_2, \partial f(x) / \partial x_3$ (可简记为 $f_1(x), f_2(x), f_3(x)$),依次代表资本的产出弹性函数、劳动的产出弹性函数和结构效应的产出弹性函数。 ε_{it} 包含了局部线性化的其他余项。对式(3)可作变换:

$$y_{it} - \bar{y}_{i\cdot} = (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}) \delta(x) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{i\cdot} \quad (4)$$

其中 $\bar{y}_{i\cdot} = 1/T \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{x}_{i\cdot} = 1/T \sum_{t=1}^T x_{it}$, $\bar{\varepsilon}_{i\cdot} = 1/T \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$ 。可将式(4)加权最小二乘解定义为 $\delta(x)$ 的估计,也即 $\hat{\delta}(x)$ 是 $\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T [y_{it} - \bar{y}_{i\cdot} - (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}) \delta(x)]^2 K[(x_{it} - x)/h]$ 最小化问题的解,其中 $K(\cdot)$ 为核函数, h 为窗宽, $\delta(x)$ 函数的非参数局部线性估计量是:

$$\hat{\delta}(x) = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}) (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}) K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot}) (y_{it} - \bar{y}_{i\cdot}) K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right) \right] \quad (5)$$

由非参数估计式(5)可知,通过核函数的加权平均,解决了C-D生产函数实证模型中解析变量间的多重共线性问题,可作为研究资本、劳动和结构优化对经济增长作用效应的有力工具。

由 $\delta(x)$ 的定义式有:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}(x) &= (1 \ 0 \ 0) \hat{\delta}(x) \\ \hat{\gamma}(x) &= (0 \ 1 \ 0) \hat{\delta}(x) \\ \hat{\lambda}(x) &= (0 \ 0 \ 1) \hat{\delta}(x) \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)分别表示 $f(\cdot, \cdot, \cdot)$ 三个偏导函数在 $x = (x_1, x_2, x_3)$ 的估计值。非参数面板固定效应模型^①与参数模型的区别在于,估计值 $\hat{\delta}(x)$ 是关于 x 的函数,表示各解析变量对被解析变量的边际作用。

按照上述非参数面板固定效应模型估计方法得到一阶导函数 $\hat{\delta}(x)$ 后,对产业结构优化的产出效应分为两种情况讨论:一是,计算产业结构优化对区域经济增长的平均影响,即 $\hat{\lambda}(\bar{x})$ 。为得到资本、劳动、结构效应产出弹性平均水平的估计,需计算 $\hat{\beta}(\bar{x})$ 、

① 面板数据有固定效应模型与随机效应模型两种,但Wald检验和Hausman检验都显示本文适用面板固定效应模型,检验结果见表1。

$\hat{\gamma}(\bar{x})$ 、 $\hat{\lambda}(\bar{x})$ 在样本均值 $\bar{x}$ 的取值 ($\bar{x} = [\bar{x}_1 \ \bar{x}_2 \ \bar{x}_3]$), $\bar{x}_g = 1/nT \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{git}$ ($g = 1, 2, 3$)。二是, 估计产业结构优化对区域经济增长的逐点影响, 将 1978—2012 年样本分别按产业结构优化水平、资本存量、劳动力数量的最小值和最大值所组成的区域等分为若干个子区间, 以这些区间的端点值作为自变量 x , 由式 (5) 和式 (6) 进行非参数估计。

(二) 变量说明和数据来源

本文实证采用 1978—2012 年 30 个省、直辖市、自治区的面板数据, 将重庆成为直辖市之后的数据并入四川省以统一口径^①。产业结构合理化 (SR) 和高度化 (SH) 指标参见上文描述; 经济产出指标 Y 使用各省市自治区人均 GDP 表示, 并采用各省市自治区 GDP 减缩指数平减 (2010 年为基期); 劳动力指标使用各省市自治区年末从业人员数表示; 资本存量数据参考张军等 (2004) [14] 的方法估算, 并利用固定资产投资价格指数 (2010 年为基期) 折算。数据来源于中经网、各省市自治区统计年鉴、《新中国 60 年统计资料汇编》和《中国劳动统计年鉴》。

四、实证分析

基于上节所建立的非参数模型, 本节分别估算产业结构优化对区域经济增长的平均影响和逐点影响。

(一) 非参数模型均值估计

首先对 1978—2012 年 30 个省市自治区的面板数据予以非参数均值估计, 得到产业结构优化对经济增长的平均影响效应。在计量分析中, 核函数选用高斯函数, 同 Ullah 和 Roy (1998) [12]、Henderson 等 (2008) [13] 选择标准, 选择最优窗宽 $h = an^{-1/9}$, 其中 a 为正常数, 分别取 0.9、1.2、1.5^②, 对应窗宽为 $h_1 = 0.41548$ 、 $h_2 = 0.55398$ 、 $h_3 = 0.69247$ 。为进行对比, 本文也使用面板参数模型进行了回归分析, 估计结果见表 1, $\hat{\beta}(\bar{x})$ 、 $\hat{\gamma}(\bar{x})$ 、 $\hat{\lambda}(\bar{x})$ 分别为偏导函数 $\beta(x)$ 、 $\gamma(x)$ 和 $\lambda(x)$ 在 $\bar{x}$ 处的估计。

由表 1 数据可知, 非参数模型和参数模型的估计结果都是显著的, 并且两种方法在各要素产出弹性估计值的影响方向上也是一致的 (皆为正值), 平均而言, 资本产出弹性 (约 0.6~0.7) 和劳动产出弹性 (约 0.3~0.4) 估计值的大小也与已有研究的结论相仿, 说明资本投入、劳动投入和结构优化效应均显著地支撑了中国区域经济的持续增长。有所不同的是, 虽然非参数和参数模型对资本产出弹性和劳动产出弹性估计值的大小相近, 但是, 无论对产业结构合理化效应还是高度化效应而言, 非参数和参数模型对结构效应的捕捉都有所差别, 参数模型较非参数模型在结构效应产出弹性估计值的大小和显著性水平上都存在较大程度的低估 (非参数模型估计的结构合理化效应产出弹性介于 0.101~0.205, 参

表 1 各要素产出弹性的非参数模型均值估计结果

	估计方法	资本产出弹性		劳动产出弹性		结构效应产出弹性	
		$\hat{\beta}(\bar{x})$	t 值	$\hat{\gamma}(\bar{x})$	t 值	$\hat{\lambda}(\bar{x})$	t 值
合理化	非参数估计						
	$a = 0.9$	0.6487	82.5630	0.5299	10.5830	0.2050	12.4820
	$a = 1.2$	0.6668	84.9940	0.4779	9.6327	0.1399	8.4625
	$a = 1.5$	0.6706	85.9200	0.4838	9.8227	0.1094	6.6213
	参数估计	β	t 值	γ	t 值	λ	t 值
		0.6559	80.7440	0.4342	8.2437	0.0654	3.7624
Wald Test F = 100.25; Hausman Test Chi-Sq(3) = 405.00							
高度化	非参数估计						
	$a = 0.9$	0.5724	52.2970	0.2673	7.5322	0.1928	13.5560
	$a = 1.2$	0.5805	52.7060	0.3822	9.6259	0.1689	11.1050
	$a = 1.5$	0.5871	52.6910	0.4424	10.5760	0.1515	9.4743
	参数估计	β	t 值	γ	t 值	λ	t 值
		0.6265	51.9430	0.3916	7.6948	0.0604	3.1960
Wald Test F = 144.08; Hausman Test Chi-Sq(3) = 242.69							

① 基于数据可得性和统计口径一致性原因, 中国台湾、香港和澳门等地指标未加入实证样本。

② a 值也可使用其他准则水平而选择不同的窗宽, 如 $a = 0.6$ 、Rule-of-thumb 等等, 但检验结果较相似, 限于篇幅, 本文只列示 0.9、1.2、1.5 这三种水平下的估计值, 若有需要, 可向作者索取其他窗宽的估计结果。

数模型则约为 0.065; 非参数模型估计的结构高度化效应产出弹性介于 0.152 ~ 0.193, 参数模型则约为 0.060)。之所以出现此结果, 很可能是因为资本和劳动投入的持续增加更多体现为线性的影响机制, 而结构效应对经济增长的推动则表现为一种波动作用(如国别长期数据样本是“结构性加速”和“结构性减速”的动态过程) 相对非参数模型, 参数模型对捕捉这种波动乏力。

从非参数模型均值估计的结果看, 不同窗宽的选择($a=0.9, 1.2, 1.5$) 资本产出弹性在结构效应选择合理化和高度化下, 均值估计 $\hat{\beta}(\bar{x})$ 都比较稳定; 劳动产出弹性在结构效应选择合理化时, 随着窗宽的扩大而小幅减小, 在结构效应选择高度化时则随着窗宽的扩大而增大; 结构优化效应产出弹性在结构效应选择合理化或高度化时, 都随着窗宽的扩大而减小。总体而言, 各变量的非参数估计值随着窗宽的改变而变化的幅度都不大, 窗宽敏感性较小, 估计结果较稳健。

(二) 非参数模型逐点估计

非参数计量模型较参数计量模型的优势, 不仅在于豁免了函数形式的限定, 还可以估计在不同要素配置情况下, 产业结构优化效应对区域经济增长的动态作用变化。上述平均水平的非参数计量估计存在一点不足, 即对产业结构优化产出效应的动态变化趋势反映不完整, 而偏导函数的非参数逐点估计可刻画变量的变化趋势, 弥补非参数均值估计的不足。

我们以固定效应面板数据模型为研究对象, 对上述模型的偏导函数予以非参数逐点估计。估计的具体过程是, 将各个解释变量(K, L, SR, SH) 样本的最小值与最大值之间的区域 30 等分^①, 并应用式(5) 在每一等分点处估计 $\hat{\delta}(x)$, 进而可算出结构效应产出弹性的逐点估计值 $\hat{\lambda}(x)$ 即 $f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(S))$ ^②。结构效应产出弹性 $f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(S))$ 是关于 K, L 和 S 的函数, 可以做如下实证设计, 固定其中两个变量(固定值选样本均值), 则结构优化效应的产出弹性是剩下的第三个变量的函数, 通过非参数逐点估计就可以考察结构效应的产出弹性随该变量变动而变化的趋势。具体设计可见如下 3 个方案, 估计结果区分产业结构合理化和高度化效应。

方案 1: 在 $(\bar{K}, \bar{L}, S_i)$ 各点处, 进行非参数估计 $f_3[\ln(\bar{K}), \ln(\bar{L}), \ln(S_i)]$ $S_i \in [\min(S_{it}), \max(S_{it})]$ 。

方案 2: 在 $(K_i, \bar{L}, \bar{S})$ 各点处, 进行非参数估计 $f_3[\ln(K_i), \ln(\bar{L}), \ln(\bar{S})]$ $K_i \in [\min(K_{it}), \max(K_{it})]$ 。

方案 3: 在 $(\bar{K}, L_i, \bar{S})$ 各点处, 进行非参数估计 $f_3[\ln(\bar{K}), \ln(L_i), \ln(\bar{S})]$ $L_i \in [\min(L_{it}), \max(L_{it})]$ 。

1. 产业结构效应的产出弹性。

产业结构合理化的产出弹性随产业结构合理化指数的变化而变动的情况, 在表 2 第 1 列呈现。数据^③显示, 对产业结构合理化的产出弹性随产业结构合理化指标的下降(即产业结构更合理)而下降。这反映了中国产业结构合理化对经济增长的边际促进作用随着产业结构逐步合理而递减, 这与学界关于结构效应“倒 U 型”曲线的右半支的理论描述是相符的^④, 中国产业结构合理化的“结构红利”在逐步消退。

这种现象与发现符合发展经济学与产业经济学理论。产业结构合理化是产业之间协调聚合的程度, 也即产业间相互作用所产生的资源要素合理配置和动态均衡的效应。它能提高生产力并促进经济增长, 但随着劳动、资本等要素在产业间的流动, 产业结构从相对不合理向相对合理调整, 结构扭曲的不合理配置也被逐步纠正过来, 各产业部门良性协同发展, 所以结构合理化的边际产出效应也将逐步减弱。

产业结构高度化的产出弹性随高度化指数的变化而变动的情况, 在表 3 第 1 列呈现。数据显示, 在产业结构高度化水平相对较低时, 产业结构高度化对地区经济增长有加速的推动作用, 这种作用迅速加强, 在产业结构高度化水平达到一定程度后开始减缓, 边际影响递减, 呈现“倒 U 型”的特征。产业结构高度化对地区经济增长的促进作用在高度化指

① 亦可选择其他等份, 其结果是相似的。

② 事实上, 应用非参数计量方法估计资本和劳动的产出弹性关于各要素变化而变化的趋势也是可行的, 因本文的研究主题和篇幅限制, 这里不做详细分析, 对相关实证结果感兴趣的可向作者索取。

③ 当 SR 指数达到 1.0 左右后渐趋平缓稳定的曲线。

④ 由于省域数据的局限性, 本文样本数据起自 1978 年, 但我们不排除, 若选用更长时期的样本, 该图像将是一条完整倒 U 型曲线的可能, 而事实上, 相关假说已在数百年的国别数据样本中得到了验证。

表 2 产业结构合理化产出弹性的非参数逐点估计

SR	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SR))$	t 值	K	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SR))$	t 值	L	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SR))$	t 值
5.4996	0.3112	16.966	2396	0.4006	40.075	93.1	-0.2028	-18.815
5.3110	0.3058	16.746	485450	0.0566	3.118	308.4	-0.0965	-11.516
5.1224	0.3002	16.515	968500	0.1087	7.371	523.6	0.0422	4.093
4.9338	0.2942	16.273	1451500	0.1293	8.697	738.9	0.1124	9.716
4.7451	0.2879	16.018	1934600	0.1092	6.797	954.1	0.1271	10.424
...	...	...	...	...	...	...	...	...
0.7840	0.1151	7.830	12079000	-0.3937	-26.380	5474.5	0.0383	1.806
0.5953	0.1171	7.587	12562000	-0.3935	-26.811	5689.7	0.0348	1.626
0.4067	0.1171	7.083	13045000	-0.3926	-27.186	5905.0	0.0313	1.453
0.2181	0.1225	7.727	13528000	-0.3913	-27.511	6120.2	0.0279	1.285
0.0295	0.1247	10.542	14011000	-0.3897	-27.792	6335.5	0.0246	1.124

注：限于版面原因，只列出了前后 5 个点的情况，详细的逐点估计结果，读者可备索。

表 3 产业结构高度化产出弹性的非参数逐点估计

SH	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SH))$	t 值	K	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SH))$	t 值	L	$f_3(\ln(K), \ln(L), \ln(SH))$	t 值
0.0053	0.0777	4.877	2396	-0.2649	-6.479	93.1	0.1899	8.414
0.0396	0.0775	4.449	485450	0.1117	6.930	308.4	0.2832	15.847
0.0739	0.1019	6.842	968500	0.1638	11.283	523.6	0.3321	20.969
0.1082	0.1411	9.696	1451500	0.2176	13.686	738.9	0.3060	20.263
0.1425	0.1712	11.701	1934600	0.2464	14.069	954.1	0.2679	18.041
...	...	...	...	...	...	...	...	...
0.8628	0.1521	8.935	12079000	0.0893	4.018	5474.5	0.1459	9.472
0.8971	0.1504	8.719	12562000	0.0823	3.725	5689.7	0.1461	9.467
0.9314	0.1487	8.512	13045000	0.0756	3.439	5905.0	0.1463	9.464
0.9657	0.1470	8.312	13528000	0.0691	3.160	6120.2	0.1465	9.462
1.0000	0.1453	8.119	14011000	0.0628	2.886	6335.5	0.1467	9.462

注：版面原因，只列出了前后 5 个点的情况，详细的逐点估计结果，读者可备索。

数 SH 位于 0.211 ~ 0.314 附近时最为强烈，边际影响因子峰值达到 0.195。

这种现象可用产业结构高度化的两个本质内涵予以解释。一方面，从各产业比例关系的改变看，由于工业化革命和城市化进程使经济发展的重心从农业部门转移到工业部门，在这个过程中，劳动力等生产要素被重新配置到生产效率相对更高的工业经济部门，从而促进了整个经济体生产率的提高。但随着城市化进程的进一步发展，劳动力要素资源被再次配置，使其由生产率水平增长较快的工业部门向增长速度相对较慢的服务业部门转移^①，使经济增速开始减缓（Maddison，1987^[5]）。另一方面，从各产业劳动生产率的增加看，产业发展处于较低水平时，发展中国家离技术前沿比较远，可以通过技术模仿或技术转移来选择利用适合其要素禀赋结构的技术，而不是自己重新进行技术自主研发（Krugman，1979^[15]）。显然，技术模仿的成本比自主创新的成本低，因此，在产业结构高度化的开始阶段，劳动生

产率进步的加速度比较快，经济增长率也相应较高，随着一国产业结构的不断高度化，其离技术前沿的距离也越近，不但技术模仿的成本越来越高，而且可供模仿的技术也越来越少，劳动生产率进步的速度相应减慢，经济增长率也趋于放缓。

我们进一步借助上述结果，对中国整体和各个区域的经济增长态势进行产业结构高度化层面的机制分析。从整体看，2012 年产业结构高度化指数 SH 为 0.290，说明目前中国整体产业结构高度化进程正处于峰值附近。这也从实证数据上验证了，随着中国工业化和城市化进程的发展，整体上已走完“结构性加速”过程，并正面临着“结构性减速”的困境（袁富华，2012^[1]）。中国目前处于产业结构演化进程这一时点，与（张平等，2011^[16]）所述及的“城

① 服务业生产率增速比工业生产率低的理论被称为“鲍莫尔—福克斯假说”，已在国别经验数据中得到普遍验证，该观点目前在学界占主导地位。

市化关键时期”(城市化率50%)的减速门槛也是相印证的^①。

从区域空间布局看,基于上述测算的2012年中国各省市产业结构高度化指数,仍在“结构红利”拐点之前的“结构性加速”阶段(高度化指数 SH 小于0.211)的省区是贵州、安徽、四川、河南、甘肃、广西、江西、云南(按与拐点距离由远到近排列);处在“结构性加速”波峰阶段(高度化指数 SH 介于0.211~0.314之间)的省区有西藏、湖南、湖北、青海、河北、海南、宁夏、山西;已进入到“结构性减速”阶段(高度化指数 SH 大于0.314)的省(市)区有福建、陕西、浙江、山东、黑龙江、广东、辽宁、江苏、新疆、吉林、北京、内蒙、上海、天津。整体而言,结构优化的产出效应呈现了从东部到中部再到西部地区依次动态演进轮动的空间梯度特征,与中国近年经济增长的两大典型事实是相吻合的。其一,在率先“结构加速”影响下,东部10省市经济总量占全国的比重由改革开放之初的42%逐步上升至2005年的55%,但在2005年后也率先“结构减速”,经济增长呈现放缓趋势,经济总量占比逐年下降并在2012年降至51%。其二,衡量省际经济差距的人均GDP的变异系数和基尼系数也呈现出1990年代后迅速拉大,到2005年后又逐渐缩小的总体趋势,同样印证了上述结构性增长的空间梯度演进过程。

2. 产业结构效应的资本、劳动要素弹性。

结构效应产出弹性随着资本要素而变化的趋势分别见表2和表3的第2列。结构效应选择产业结构合理化和高度化的实证结果都显示,在资本存量较小时,结构效应产出弹性的趋势线较为陡峭,并迅速达到峰值($SR(0.129)$, $SH(0.256)$),之后随着资本投资的继续增加,结构效应产出弹性开始缓慢下降,产业结构合理化产出弹性甚至出现了负值。

其原因是,在资本积累的开始阶段,每增加一单位资本存量将会对产业结构的优化升级有较大的推动作用。随着资本积累逐渐丰裕,再增加资本的边际投入,产业结构优化的产出效应将不再明显,或者维持稳定,又或者减弱^②。结构效应产出弹性的下降,很可能与一段时期以来中国经济增长过度依赖投资拉动有关,过度投资所造成的要素资源浪费和产业结构扭曲,对产业效率造成一定的负面影响。此实证结果与干春晖和郑若谷(2009)等^[3]提出的中国资本要素在产业间的配置存在“结构负利”的

结论相一致。

结构效应产出弹性随着劳动要素而变化的趋势见表2和表3的第3列。与资本积累的结构效应产出弹性结果相仿,结构效应选择合理化和高度化的实证结果都显示,在劳动力要素增加初期,结构效应产出弹性急剧增长,达到最大值($SR(0.128)$, $SH(0.332)$),其后随着劳动投入的继续增加,结构效应产出弹性开始下降。该下降过程又分合理化和高度化而有所区别,随着劳动力投入的增加,结构合理化产出弹性是线性递减下降的,结构高度化产出弹性则是迅速下降后维持在一个稳定的水平(约为0.146)。总体上,结构合理化和高度化的产出弹性关于劳动要素的变化趋势呈现“倒U型”轨迹。

从总体趋势来看,资本和劳动投入对结构优化的产出效应的影响较为相似,均是先促进作用迅速增加,随着资本和劳动投入到达一定水平后,资本和劳动的继续增加将使结构优化推动经济增长的边际作用减弱。从中国资本和劳动投入均持续增长的长期趋势看,上述实证结果也印证了从“结构性加速”到“结构性减速”的理论假说。

尽管本文发现中国正从“结构性加速”转向“结构性减速”,但“结构性减速”与工业增长衰退(或产业空心化)并不等价。一方面,“结构性减速”的涵义是指产出或生产率增速的降低,并不是指绝对水平的降低。另一方面,因为在长期产业演进过程中,工业增加值或就业的份额比例是在逐步降低的,那么,即使在某一时期内工业的生产率提高较快,该加速也有可能被份额的降低所抵消,最终体现为工业增长速度的下降。还需要指出的是,作为发展中国家,当中国产业发展水平逐步接近技术前沿国家,“结构红利”效应减弱后的经济加速度回落作为一种长期趋势,是规律性的,难以避免。在供给层面,随着低成本技术模仿机会的减少,产业发展需要向创新驱动转型,技术进步速度会减慢,经济增速也必然相应减缓,并逐步收敛于技术前沿国家的增速。

① 从近年中国经济实际运行数据也可以得到一定程度的印证,金融危机后的2010年第1季度GDP季度增长率达到了12.1%的高峰后,从2010年1季度到2015年第3季度,GDP季度增长率已连续23个季度下滑,并已“减速”至2015年第3季度的6.9%。数据来源于国家统计局网站。

② 过度的资本投资甚至会严重影响要素资源在产业间的配置、协调和利用效率,使结构合理化的产出弹性变为负值。

在需求层面,中国工业化和城市化过程中的大规模基础设施建设需求将逐步释放;中国当前的消费需求难以有效提升,同时未来也将更加偏向对无形服务的需求,从而造成“结构性减速”。由此,中国正站在极其重要的历史分水岭上,未来的中国正进入“结构性减速”的阶段。

五、结构性减速的预测

中国未来将经历怎样的经济增长,各时期的经济增长速度为多少?本部分将采用文核算的各要素产出弹性,对中国未来 20 年的 GDP 增速进行预测。

(一) 预测方法

预测的主要思路是,测算预测年份的资本、劳动力和产业结构合理化、高度化指数的增长率,再利用表 1 核算的各要素产出弹性,测算出相应年份的 GDP 增长率。在本文的操作中,所采用的步骤具体如下:

第一步,划分时间段。中国的经济增长具有较强的阶段性,往往以 5 年为一阶段。本文以 5 年为 1 个预测区间,还因为逐年预测较为困难,且本文更强调不同阶段的平均增长速度变迁,以显示中国经济结构性减速时代的来临。本文划分时间段,以 5 年为一期,即 1978—1982 年为第 1 期,1983—1987 年为第 2 期,依此类推,那么 2008—2012 年为第 7 期。我们将预测 2013—2017 年(第 8 期),到 2028—2032 年(第 11 期),共 4 期 20 年的 GDP 增长速度。

第二步,整合资本、劳动力和产业结构合理化、高度化指数。本文采用表 1 的各要素产出弹性是基于各个省区的面板数据测算而来,如果预测整个国

家的经济增长速度,需转化成各省区的平均情况。于是,本文采用 GDP 为权重的加权方法,计算资本、劳动力和产业结构合理化、高度化指数均值。

第三步,设定未来资本、劳动力和产业结构合理化、高度化指数增速的递减速度。本文设定高中低三档递减速度,分别为 40%、35% 和 30%,也就是,以 2008—2012 年的年均增长率为标准,以后每 5 年各要素年均增速逐次递减 40%、35% 和 30%。

第四步,利用投入产出弹性,预测 GDP 的增速。根据第三步递减速度调整的各要素年均增速,乘以各自的产出弹性,然后加总起来,得出 GDP 增长。具体为: $g_{GDP} = \beta \times g_k + \gamma \times g_l + \lambda \times g_{SR(SH)}$,其中, g_k 、 g_l 、 $g_{SR(SH)}$ 分别是经过递减速度调整的资本、劳动与产业结构合理化(高度化)指数的增长率, β 、 γ 、 λ 分别为资本、劳动与产业结构指数的产出弹性, g_{GDP} 就是预测的 GDP 增长率。

(二) 方法检验

在给出 2013—2032 年的 GDP 增长率预测结果之前,为了检验上述方法的准确性,我们采用该方法,预测 1978—2012 年的年均增长率,再与实际情况对比。

采用上述方法,中国 1978—2012 年年均资本的增速为 12.72%,劳动力的年均增速为 0.48%,合理化指数的年均增速为 -2.48%,高度化指数的年均增速为 4.39%。结合表 1 的产出弹性,其中,采用非参数估计的方法,合理化指数的测算显示 1978—2012 年 GDP 年均增长 9.42%,高度化指数则预测出 GDP 年均增长率 9.15%^①;采用参数估计的方法,合理化指数预测的 GDP 年均增长率为 9.38%,高度化指数预测为 9.29%。该结果与历史实际结

表 4 预测的历史数据检验

非参数估计							
要素	增速(%)	弹性	相乘	要素	增速(%)	弹性	相乘
K	12.7169	0.6668	8.4796	K	12.7169	0.5805	7.3822
L	2.6913	0.4779	1.2862	L	2.6913	0.3822	1.0286
SR	-2.4826	0.1399	-0.3473	SH	4.3871	0.1689	0.7410
共计(%)			9.4185	共计(%)			9.1517
参数估计							
要素	增速(%)	弹性	相乘	要素	增速(%)	弹性	相乘
K	12.7169	0.6559	8.3410	K	12.7169	0.6265	7.9671
L	2.6913	0.4342	1.1685	L	2.6913	0.3916	1.0539
SR	-2.4826	0.0654	-0.1624	SH	4.3871	0.0604	0.2650
共计(%)			9.3472	共计(%)			9.2860

① 采用的是 $\alpha = 0.9$, 即窗宽为 0.55。

果 9.5% 的年均增长率相差不远。可见,本文预测方法是较为可行与准确的。

(三) 预测结果

在验证了预测方法的可行性与准确性之后,按照高速减速、中速减速和低速减速的设定,预测 2013—2032 年 4 个五年期的年均 GDP 增长率。表 5 是使用非参数估计产出弹性的预测结果。

表 5 2013—2032 年年均 GDP 增长率——非参数估计

合理化				
阶段	2013—2017	2018—2022	2023—2027	2028—2032
高速减速	6.7549	4.0530	2.4318	1.4591
中速减速	7.3179	4.7566	3.0918	2.0097
低速减速	7.8808	5.5165	3.8616	2.7031
高度化				
阶段	2013—2017	2018—2022	2023—2027	2028—2032
高速减速	6.8362	4.1017	2.4610	1.4766
中速减速	7.4059	4.8138	3.1290	2.0338
低速减速	7.9756	5.5829	3.9080	2.7356

表 5 采用的是 $\alpha = 0.9$, 即窗宽为 0.55 的产出弹性。合理化指数方程的分析结果显示: 在中速减速设定中, 2013—2017 年的年均 GDP 增长率为 7.32%; 2018—2022 年年均增长率为 4.76%; 2023—2027 年为 3.09%; 2028—2032 年为 2.01%。在高速减速中, 四个阶段的 GDP 年均增长率分别为 6.75%、4.05%、2.43% 和 1.46%。在低速减速中, 四个阶段的 GDP 年均增长率分别为 7.88%、5.52%、3.86% 和 2.70%。高度化指数方程的分析结果显示: 中速减速设定中, 2013—2017 年的年均 GDP 增长率为 7.41%; 2018—2022 年年均增长率为 4.81%; 2023—2027 年为 3.13%; 2028—2032 年为 2.03%。在高速减速中, 四个阶段的 GDP 年均增长率分别为 6.84%、4.10%、2.46% 和 1.48%。在低速减速中, 四个阶段的 GDP 年均增长率分别为 7.98%、5.58%、3.91% 和 2.74%。由此可做出预测, 中国经济结构性减速的时代正来临, 2013—2017 年的年均增长率在 6.75 ~ 7.96%; 2018—2022 年的年均增长率为 4.05 ~ 5.58%; 2023—2027 年的年均增长率在 2.43 ~ 3.91%; 2028—2032 年的年均增长率为 1.46 ~ 2.74%。

六、结论及政策建议

面对中国经济是否在 2012 年后进入“结构性减速”阶段, 本文以产业结构调整视角, 研判中国经济“结构性减速”阶段的来临, 并预测未来 20 年的

中国经济增长速度。

本文首先改良产业结构合理化和高度化指数, 分析省域产业结构调整演进过程, 在此基础上, 使用非参数面板计量估计方法验证了中国产业结构调整与经济增长的“倒 U 型”动态演变轨迹。结果显示, 无论是采用产业结构合理化指标还是产业结构高度化指标, 结构效应的产出弹性皆随产业结构调整、资本积累和劳动投入增加, 呈现了先加速增大, 在达到一定峰值后, 再缓慢下降的“结构性加速”到“结构性减速”的动态路径过程。从 2012 年整体上看, 中国正处于“结构红利”的峰值附近, 经济进入了“结构性减速”阶段。其后, 采用各要素的产出弹性, 本文预测了未来 20 年中国经济增长速度, 描绘出“结构性减速”阶段的路径, 预测结果显示, 中国经济的年均增长率在 2013—2017 年进入“7 时代”、在 2018—2022 年进入“5 时代”甚至“4 时代”, 在 2023—2027 年进入“3 时代”甚至“2 时代”; 在 2028—2032 年进入“2 时代”甚至“1 时代”。

基于上述研究, 本文提出如下政策建议:

第一, 突出“创新驱动”在促进经济增长中的作用。相比合理化, 产业结构的高度化对经济增长的贡献将越发重要。相较产业的比例变化, 各产业技术创新和效率提升的产出效应也将更为关键。所以, 在未来产业结构调整与优化的过程中, 要更加注重“创新驱动”。实施创新驱动发展战略, 增加产业研发投入, 加快产业技术创新。用高新技术和先进适用技术改造提升传统产业, 加快传统产业的转型升级和竞争力提升。通过推动新能源、生物工程、通信设备等战略性新兴产业以及高附加值的现代服务业的发展壮大, 提升全社会劳动生产率。

第二, 利用地区的阶段性差距所带来的发展空间和潜力, 进一步释放欠发达地区的“结构红利”。日本和亚洲“四小龙”在工业化后期, 均出现了经济增速的“台阶式”陡降现象(经济增长率从 8% ~ 9% 的高速骤降至 3% 以下的中低速并延续至今)。随着中国经济“结构性减速”初现端倪, 中国经济“崩溃”论、“硬着陆”论也接踵而至。然而, 区别于上述经济体, 中国幅员辽阔, 地区间产业结构调整的产出效应的阶段性差异也较大, 这为“稳增长”带来了巨大的空间。合理规划产业的空间布局, 东部先发展起来的地区应从过去追求增长型的经济转向利用增长型的经济, 充分利用经济的增长能力, 改善劳动环

境,充实社会基础设施,创造良好的生态环境,提高教育水平,扩大国际合作;中西部地区应进一步推进产业结构优化升级,欠发达地区的“结构红利”将为中国未来的经济增长提供持续的动力。

第三,针对区域间要素禀赋和产业结构的阶段性差异,通过“因势利导”和“增长甄别”选择适合各省区自身的最优产业政策。基于新结构经济学理论,地区的产业结构内生于要素禀赋,在任何特定时间是给定的,但会随时间的推移而改变。目前,中国各地区产业结构的发展阶段存在较大差异,产业结构调整的目标和重点也应不同。各省区地方政府应甄别本省区产业结构变迁所处的阶段,遵循本省区的比较优势以规划和施行本地区的产业政策,推动产业结构的不断优化,实现经济的持续增长。

第四,中国经济发展应注重“转方式”和“调结构”,注重资源节约有效利用和生态环境保护有机结合,以获取高质量和高效益的经济增长。中国经济增长处于“倒U曲线”的拐点,正面临“结构性减速”,过去“结构性加速”阶段以过度消耗资源、环境污染、高碳排为代价的传统发展模式已难以为继,资源约束趋紧、环境污染严重、生态系统退化的形势严峻。经济从高速到中高速的结构性转变有助于改变唯GDP观念,经济增长目标的适当下调更为夯实经济增长质量和生态文明建设预留空间。这需要坚持可持续发展的产业结构转型升级理念,依托低碳经济、循环经济、生态经济的发展,形成节约资源、保护环境的产业结构和生产方式,把握中国经济焕发新活力的产业生态化路径和方向。

参考文献

- [1] 袁富华. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”: 一种解释[J]. 经济研究, 2012(3): 127-140.
- [2] Peneder M. Structural Change and Aggregate Growth[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2002(14): 427-448.
- [3] 干春晖, 郑若谷. 改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究——对中国1978—2007年“结构红利假说”的检验[J]. 中国工业经济, 2009(2): 55-65.
- [4] 林毅夫. 新结构经济学——重构发展经济学的框架[J]. 经济学(季刊), 2011(1): 1-32.

- [5] Maddison A. Growth and slowdown in advanced capitalist economies: techniques of quantitative assessment[J]. Journal of Economic Literature, 1987(2): 649-698.
- [6] Eichengreen B, Park D, Shin K. When Fast-Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for China[J]. Asian Economic Papers, 2012(1): 42-87.
- [7] 陈体标. 技术增长率的部门差异和经济增长率的“驼峰形”变化[J]. 经济研究, 2008(11): 102-111.
- [8] 刘伟, 张辉, 黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态, 2008(11): 4-8.
- [9] 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.
- [10] 周昌林, 魏建良. 产业结构水平测度模型与实证分析——以上海、深圳、宁波为例[J]. 上海经济研究, 2007(6): 15-21.
- [11] Chenery HB, Robinson S, Syrquin M. Industrialization and Growth[M]. New York: Oxford University Press, 1986.
- [12] Ullah A, Roy N. Nonparametric and semiparametric econometrics of panel data[M]. Marcel Dekker Ag, 1998: 579-604.
- [13] Henderson DJ, Carroll RJ, Li Q. Nonparametric Estimation and Testing of Fixed Effects Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 2008(1): 257-275.
- [14] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [15] Krugman P. A Model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income[J]. Journal of Political Economy, 1979(2): 253-266.
- [16] 张平, 刘霞辉, 王宏森. 中国经济增长前沿 II[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2011.

作者简介

韩永辉 男, 1986年生, 广东三水人, 2015年毕业于中山大学岭南学院世界经济专业, 获经济学博士学位, 现为广东外语外贸大学广东国际战略研究院讲师。研究方向为产业转型、世界经济。

黄亮雄 男, 1985年生, 广东南海人, 2012年毕业于中山大学岭南学院世界经济专业, 获经济学博士学位, 现为广东外语外贸大学广东国际战略研究院副教授。研究方向为数量经济、产业经济。

邹建华 男, 1955年生, 湖南衡阳人, 1982年毕业于中山大学经济系, 获经济学硕士学位, 现为中山大学岭南学院教授、博士生导师。研究方向为世界经济。

(责任编辑: 曹 麦)