

中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响

干春晖 郑若谷 余典范¹

[内容提要]本文在测度产业结构合理化和产业结构高级化的基础上，构建了关于产业结构变迁与经济增长的计量经济模型，进而探讨了二者对经济波动的影响。研究表明：产业结构合理化和高级化进程对经济增长的影响均有明显的阶段性特征。相对而言，产业结构合理化与经济增长之间的关系具有较强的稳定性，而高级化则表现出较大的不确定性。产业结构合理化和高级化对经济波动的影响主要表现在不可预测的周期性波动方面，而它们的影响机制却截然不同。产业结构高级化是经济波动的一个重要源泉，产业结构合理化则有助于抑制经济波动。总体上，现阶段我国产业结构合理化对经济发展的贡献要远远大于产业结构高级化。本文的研究认为，政府在制定产业结构政策时，应在强调产业结构合理化的同时，积极突破制约产业结构高级化效应的限制条件，有效推进产业结构的高级化，充分发挥产业转型与升级对经济增长的持续推动作用。

[关键词]产业结构合理化 产业结构高级化 经济增长 经济波动

一、引言

产业结构转变是理解发展中国家与发达国家经济发展区别的一个核心变量，同时也是后发国家加快经济发展的本质要求（Chenery et al.,1989）。产业结构变动一般包括两个方面：一是由于各产业技术进步速度不同并且在技术要求和吸收能力上的巨大差异导致各产业的增长速度的较大差异，从而引起一国产业结构发生变化；二是一国在不同的发展阶段需要由不同的主导产业来推动国家的发展，而主导产业的更替直接影响了一国生产和消费的方方面面，这在根本上对一国的产业结构造成了巨大的冲击。因此，产业结构演进是一个经济增长对技术创新的吸收以及主导产业经济部门依次更替的过程（罗斯托，1962）。

然而在技术进步和主导产业轮动推动产业结构变迁的过程当中也存在着产业生产率水平的巨大差异，投入要素从低生产率或者低生产率增长率的部门向高生产率水平或高生产率增长率的部门流动可以促进整个社会生产率水平的提高，由此带来的“结构红利”维持了经济的持续增长（Peneder,2002），此即产业结构转变促进经济增长的核心原因。但与此同时，产业结构变迁在促进产业发展、

本文发表于《经济研究》2011年第5期。

本文受国家社科基金重大招标项目“‘十二五’期间加快推进我国产业结构调整研究”（批准号：10ZD&011）、教育部新世纪优秀人才支持计划项目“经济全球化与中国产业经济发展”、上海财经大学优秀博士论文培育基金项目“国际外包与中国产业结构升级和转型”以及上海市哲学社会科学规划基金青年项目“总部经济与上海产业转型的对接研究”（批准号：2010EJB010）的资助。

1干春晖，男，上海财经大学国际工商管理学院教授；郑若谷，男，上海财经大学国际工商管理学院博士研究生；余典范，男，上海财经大学500强企业研究中心讲师。

维持经济增长的过程中也会带来一些问题。首先，技术进步和技术替代会打破原有经济的均衡，对特定产业部门产生较大冲击并引起生产要素供给的变动，从而造成经济波动（Baumol, 1967）；其次，主导产业政策会引起社会投资结构的调整 and 消费结构的变动，进而对经济的稳定性造成影响。产业结构变动也是经济周期的主要驱动力量之一（Kuznets, 1971）。

由于中国的迅速崛起，国内外许多研究者对中国产业结构也给予了广泛的关注。然而关于产业结构对经济增长的作用，相关的经验研究并没有得出一致性的结论。Sachs（1994）通过对中国和俄罗斯的比较研究后发现，中国落后产业结构的迅速转型是中国经济高速增长的核心驱动力。Fan（2003）也指出在中国产业结构调整过程中跨地区跨部门的劳动力流动是中国整体经济效率提高的重要源泉。刘伟和张辉（2008）以及干春晖和郑若谷（2009）的研究也支持了产业结构对经济增长的积极影响，但他们也指出这种“结构红利”随着改革的推进在逐步减弱。吕铁（2002）与李小平和卢现祥（2007）对中国制造业的研究却发现产业结构变化带来的“红利”却并不显著。同时，伴随着经济增长的经济波动现象是中国经济发展过程中的一个鲜明的特征（刘霞辉，2004），而中国经济波动的一个鲜明表现就是总量增长与结构分化相联结，即在每轮经济周期中，经济总量扩张必与经济结构分化相伴随；反之，经济回落时经济结构不平和亦在缩小（袁江和张成思，2009）。因此，产业结构对经济波动的影响肯定是存在的，在国外有大量文献对此进行了研究²，而对中国相关问题的分析则显得不足，孙广生（2006）的分析为笔者所仅见，他将经济的波动从产业层面上进行了分解，并得出第二产业与宏观经济波动的相关性最强，第三产业次之，第一产业与宏观经济波动则不相关，冶金工业、非金属矿工业和建筑业等重工业的产业波动是中国宏观经济波动的主要原因的结论。

在研究产业结构对经济增长的影响时，一般采用 Chenery et al.(1989)发展的“多国模型”或 Fabricant（1942）提出的偏离-份额法（Shift-Share Method）进行分析。“多国模型”中对回归控制变量的选择具有模糊性，容易造成省略变量问题，从而导致问题分析不准确，同时模型中对产业结构采取的衡量方式也是一个难点。偏离-份额法是一种有效的分析结构问题的方法，但是它会造成结构效应的低估（吕铁，2002），而且在使用这一方法分析时，对产业结构变化的分析不够细致。此外，大多数有关产业结构与中国经济发展的文献多集中于对增长的

²在西方国家经济发展的历史中，早期工业化时代的经济周期频频发生，而在进入信息化时代之后，经济周期的发生频率大为减少，从产业结构角度研究经济周期的学者基本上形成了一种共识：在工业化时代，物质资本主导的工业经济更加强调的是资源禀赋和物质资源配置效率，因此产业结构变动是经济周期的一个重要源泉，并与一国经济周期具有极强的协同性(Kuznets, 1971; Stockman, 1988; Imbs, 2003)；而在信息化时代，软化的产业结构开始在经济中占据主导地位，这种产业结构更加强调人力资本、知识资本和信息网络技术的作用，对应的产业波动性较小，因此信息化时代的产业结构变动反而成为熨平经济周期的一种重要力量(Blanchard and Simon, 2001; Kahn et al, 2002; Eggers and Ioannides, 2006)。

研究上,对经济波动影响的研究文献则明显不足。而中国经济波动的成本与经济增长给中国带来的福利是大致相当的,国民经济为此付出了极大的代价(陈彦斌,2008)。因此,本文力求弥补上述研究存在的不足,从以下几个方面做出努力:第一,将产业结构变迁分解为合理化和高级化两个方面,并结合其内在含义对产业结构合理化和高级化进行重新度量,力争对产业结构的测度更加合理;第二,通过一个简洁的计量模型将产业结构对经济增长和波动的影响统一到一个框架下进行研究,并回避对其他控制变量选择的问题,以避免模型设定不当带来的误差;第三,对经济波动进行分解,并将产业结构对各种波动的影响进行全面讨论,以充实产业结构对经济波动的研究;第四,还通过指标度量、估计方法以及模型选择等多种途径来对研究结果进行稳健性检验,以提高本文研究的精确程度。

本文接下来的结构安排如下:第二部分构造产业结构变迁的衡量指标,并分析中国1978年以来产业结构演变的特征;第三部分构建相应的检验模型,并对数据和变量进行说明;第四部分对产业结构变迁与经济增长和产出波动之间的关系进行实证分析;第五部分对模型的稳健性进行检验;第六部分为结论与相关政策建议。

二、产业结构变迁的度量及其特征

从动态的角度看,一个经济体的产业结构变迁具有两个维度,即产业结构合理化和产业结构高级化。本文拟从这两个维度对产业结构变迁进行衡量。

(一) 产业结构合理化的度量

产业结构合理化指的是产业间的聚合质量,它一方面是产业之间协调程度的反映,另一方面还应当是资源有效利用程度的反映,也就是说它是要素投入结构和产出结构耦合程度的一种衡量。对与这种耦合,研究者一般采用结构偏离度对产业结构合理化进行衡量,其公式为:

$$E = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right|$$

(1)

(1)式中,E表示结构偏离度,Y表示产值,L表示就业,i表示产业,n表示产业部门数。根据古典经济学的假设,经济最终处于均衡状态时,各产业部门的生产率水平相同。而由定义, Y/L 即表示生产率,因此当经济均衡时, $Y_i/L_i=Y/L$,

从而 $E=0$ 。同时, Y_i/Y 表示产出结构, L_i/L 表示就业结构,因此E同时也是产出结构和就业结构耦合性的反映。E值越大,就表示经济越偏离均衡状态,产业结构越不合理。由于经济非均衡现象是一种常态,在发展中国家这种情形更为突出(Chenery et al.,1989),从而E值是不可能为0的。但是,结构偏离度指标将

各产业“一视同仁”，忽视了各产业在经济体的重要程度，同时绝对值的计算也为研究带来了不便。为此，我们引入了泰尔指数。泰尔指数又称泰尔熵，最早是由泰尔（Theil and Henri, 1967）提出，一些学者将之用于地区收入差距问题的研究（王少平和欧阳志刚，2007）。我们发现，泰尔指数其实也是一个很好的度量产业结构合理性的指标，本文在他们的研究基础上对泰尔指数进行重新定义，其计算公式如下：

$$TL = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L}\right)$$

(2)

同样地，如果经济处于均衡状态下，也有 $TL=0$ ，而且该指数考虑了产业的相对重要性并避免了绝对值的计算，同时它还保留了结构偏离度的理论基础和经济含义，因此是一个产业结构合理化的更好度量。泰尔指数不为 0，表明产业结构偏离了均衡状态，产业结构不合理。

（二）产业结构高级化的衡量

产业结构高级化实际上是产业结构升级的一种衡量，一般文献根据克拉克定律采用非农业产值比重作为产业结构升级的度量。虽然说经济非农产值比重的增加是一个很重要的规律，但是上世纪70年代之后信息技术革命对主要工业化国家的产业结构产生了极大的冲击，出现了“经济服务化”的趋势，而这种传统的度量方式没有办法反映出经济结构的这种动向。在信息化推动下的经济结构的服务化是产业结构升级的一种重要特征，鉴于在“经济服务化”过程中的一个典型事实是第三产业的增长率要快于第二产业的增长率（吴敬琏，2008），本文采用第三产业产值与第二产业产值之比（本文简记为TS）作为产业结构高级化的度量。这一度量能够清楚地反映出经济结构的服务化倾向，明确地昭示产业结构是否朝着“服务化”的方向发展，因此它是一个更好的度量。如果TS值处于上升状态，就意味着经济在向服务化的方向推进，产业结构在升级。

（三）中国产业结构变迁的特征

在分析中国产业结构变迁特征之前，我们首先对本文新定义的指标与传统的指标进行简单比较³。从表 1 中可以看出泰尔指数与结构偏离度具有高度的相关性，并且图 1 也表明两者在 1978—2009 年的变化趋势基本相同，只是在变化的大小和波动的幅度上有所区别（这主要是因为泰尔指数考虑了各产业的结构权重），因此本文定义的泰尔指数是一个对产业结构合理化合理的度量指标。关于产业结构高级化，为便于比较，对传统指标不采用非农产值比重而采用非农产值与农业产值之比，并将这一比重与本文定义的 TS 值比较。我们可以看到 TS 值和非农产值与农业产值之比的相关系数仅为 0.188，也就是说服务化指数与传统升

3由于数据的限制，本文计算的泰尔指数采用的是全国及各地区三次产业的相关数据。

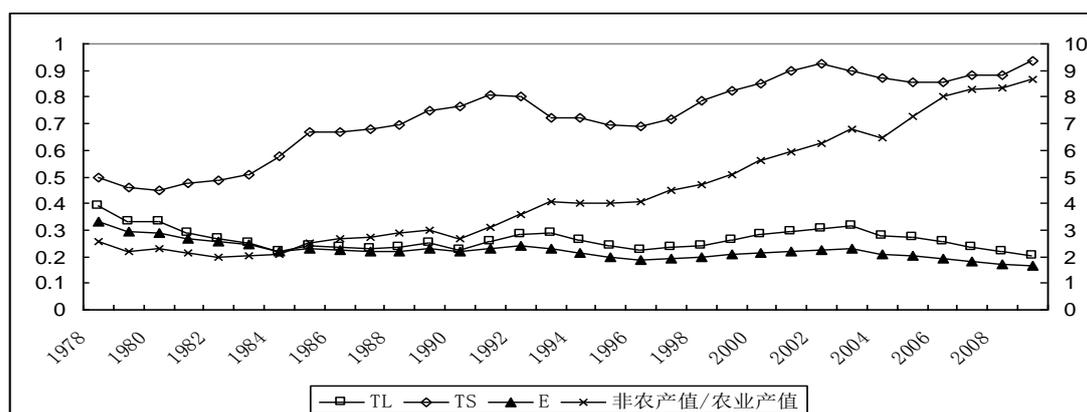
级指标之间的相关性不是很强,同时图 1 也表明两者的演变趋势是存在较大差异的。可以看到非农产值与农业产值之比除了在上世纪 80 年代初期及极个别年份(1990 年和 2004 年)之外一直处于上升的状态,也就是说从传统的观点来看,中国产业结构基本上一直是处于升级的状态。而从 TS 值看来,考虑到二三产业内部结构的互动影响之后,产业结构的变迁存在着明显的波动,如同中国经济改革一样,产业结构变迁也是一个曲折的过程,这一点也比较符合中国的经济现实。

4

表 1 产业结构衡量指标的皮尔逊相关性检验

	TL	TS	E	非农产值/农业产值
TL	1.000			
TS	0.072**	1.000		
E	0.887***	0.072**	1.000	
非农产值/农业产值	-0.308***	0.188***	-0.320***	1.000

注: *、**、***分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著。



历程也是相契合的。中国的改革肇始于农村地区,农村责任承包制的逐步全面铺开刺激了劳动者的积极性和农业产值的增加,而在工业内部主要是对原先的重工业化的经济结构进行调整,因此在改革之初的几年内产业结构趋于合理化, TL 值迅速下降并且 TS 值也有所下降。其后,从上世纪 80 年代中期开始,中国改革重点转向城市但并未创造出大量的就业岗位,而与此同时,乡镇集体企业兴起过程中则主要是解决当地的大量剩余劳动力的就业问题,因此此间 TL 值变动不大;但是个体私营经济的从无到有极大地促进了第三产业的发展,而乡镇集体企业的兴起也为第三产业的发展创造了条件,因此在整个 1980 年代 TS 值几乎一直处于上升当中。上世纪 90 年代初期是中国经济改革的一个关键转折,市场经济制度的确立为劳动力的流动创造了条件,也为工业经济的发展提供了动力,但毕竟这一时期中国剩余劳动力供大于求,而且对外开放的加深和外资的涌入也开创了第三产业

4 这里 TS 值与传统产业结构高级化的较大差异我们是这么看待的:产业结构高级化应当是产业结构系统从较低级形式向较高级形式的演变过程,它对应的路径应当是劳动密集产业——资本密集产业——技术密集产业——知识密集产业的一个渐进过程,这里的 TS 值主要衡量的是最后一个阶段,而传统的指标则集中于前三个阶段,因此服务化指数与传统升级指数的差异也是必然的。

发展的另一个高峰，因此TL值和TS值均在90年代早期几年的短暂下降之后又开始攀升。入世之后，中国进一步融入全球，低端制造业给中国大量劳动力提供了机会，也将中国推向了“世界工厂”的地位，第三产业发展的步伐明显落后，因此又出现了TL值和TS值同步减小的现象。

同时还要进一步指出的是，虽然TL值和TS值与中国的改革开放进程紧密契合，但是两者的相关性却并不强，而且两者的演变趋势也是很不一样的。这意味着本文对产业结构变迁的衡量很好地从产业结构合理化和高级化两个维度区分了开来，在后文的实证分析中可以不用过多地考虑两种结构演变之间的交互作用。

三、模型、方法和数据

(一) 计量模型的设定和估计方法

本文旨在分析产业结构变迁对经济增长以及相伴随的经济周期波动的影响。我们运用1978—2009年30个地区的面板数据对这一问题进行分析。面板数据分析可以控制不可观测效应，同时扩大了样本量，增加了自由度并有助于缓解共线性的问题，从而使回归的结果更准确。根据研究目的，本文采用了固定效应模型，其理由为：(1) 对于大量个体的随机抽样而言，样本可以视为总体关系的判断，从而应当选择随机效应模型。然而，本文分析的是30个地区，个体较少，因此将个体效应视为固定效应较为合适。(2) 随机效应假定个体效应与随机误差项不相关，而固定效应则无需这一假设，对本文的研究而言，后者显然更为合适。据此，我们将模型设定如下：

$$y_{it} = \gamma_i + \beta_1 \ln TL_{it} + \beta_2 \ln TS_{it} + u_{it}$$

(3)

式中*i*表示地区，*t*表示时间，*y*表示地区经济增长或者波动，lnTL、lnTS分别表示产业结构合理化和产业结构高级化衡量指标的对数值，*u*为独立同分布的随机误差项。 γ_i 为地区不可观测效应。

然而产业结构只是经济增长或者波动的一种影响因素，为更好地检验它们之间的关系，需控制住其他因素的影响，一般的做法是引入控制变量。由于经济现实中对经济增长和周期的影响因素很多，很多文献都根据自身的需要或者数据的可得性选择控制变量，没有一定的标准。为了避免控制变量选择的随意性，我们回避了控制变量的选用，借鉴Frank（2005）分析地区经济差距和经济增长关系时的做法，直接利用增长（或波动）与产业结构的交互项进行控制，从而计量模型变为：

$$y_{it} = \gamma_i + \beta_1 \ln TL_{it} + \beta_2 \ln TS_{it} + \beta_3 (y_{it} * \ln TL_{it}) + \beta_4 (y_{it} * \ln TS_{it}) + u_{it}$$

(4)

进一步，对（4）式进行差分处理以消除个体效应，得到差分模型：

$$\Delta y_{it} = \beta_1 \Delta \ln TL_{it} + \beta_2 \Delta \ln TS_{it} + \beta_3 \Delta (y_{it} * \ln TL_{it}) + \beta_4 \Delta (y_{it} * \ln TS_{it}) + \Delta u_{it}$$

(5)

由于差分会导致差分的随机扰动项的相关性，因此在估计时需要采用面板稳健性标准差。同时由于回归变量中出现了含有因变量的交互项，模型存在内生性问题。针对这种情况，Baum and Schaffer（2002）建议将模型所有的解释变量视为内生，并以其滞后项和差分项作为工具变量进行面板广义矩估计。这种处理方式是基于残差项与不同期的解释变量不相关的假设做出的。然而，额外时期的数据在提供了额外的矩条件和额外的工具变量的同时，也容易造成工具变量过度的问题，因此还必须做一个过度识别检验。Hansen（1982）给出了一个有效矩估计的J检验统计量，在原假设下工具变量满足正交性，工具变量是有效的。本文采取这种检验方式对工具变量进行过度识别的检验。

（二）变量和数据说明

对于地区经济增长指标，本文以各地区各年份GDP增长率作为衡量指标，对于产业结构指标采用前文描述的泰尔指数和TS指数，所有数据资料均来源于《中国五十五年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》（2006—2010），在计算过程中的个别缺失数据，通过移动平均法补齐。

对经济波动的衡量，一种常用方法是利用HP滤波（Hordick and Prescott, 1980）将经济产出分解为趋势成分和周期成分，趋势成分为潜在产出，周期成分则为产出缺口，并将产出缺口的绝对值序列作为波动大小的度量，具体分解通过最小化下式得到：

$$\sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*) + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2$$

(6)

其中， $\ln Y_t$ 为每一期GDP的对数值， $\ln Y_t^*$ 则为潜在产出，表示增长的趋势成分，而 $(\ln Y_t - \ln Y_t^*)$ 即为产出缺口，为增长的周期成分， λ 为趋势成分波动的惩罚因子。然而这种分解模式实际上并未完全将经济的波动分离出来，而只是将波动分离成为趋势波动和周期波动，趋势波动存在于趋势成分之中，只是其波动可以预测，而周期成分的波动则不可预测。基于此，Philippe Aghion et al.（2006）建议将考察期分为若干个时间跨度相同的时间段，以每个时间跨度内经济增长率的标准差作为经济波动的衡量，而卢二坡和曾五一（2008）认为不同地区经济增长率的标准差会由于经济增长均值的不同而不具有可比性，并建议用时期内经济平均增长率来消除均值的影响。本文采纳这一建议，将经济波动的度量方式列为：

$$vol_{it,t+T} = std(\ln Y_{it+T} - \ln Y_{it}) / \frac{1}{T} \sum_{k=t}^{t+T} g_{ik} \quad (7)$$

其中, g 表示地区经济增长率, $\ln Y$ 表示地区 GDP 对数值, $std(\ln Y_{it+T} - \ln Y_{it})$ 表示 t 时期到 $t+T$ 时期地区 GDP 对数值的标准差, T 为选择的时间跨度, 本文令 $T=5$ 。⁵

四、实证分析

(一) 产业结构变迁对经济增长的影响

改革开放以来, 我国经济结构发生了巨大变化。前文在对中国产业结构演进的考察中, 已经指出产业结构变化无论是在产业结构合理化还是在产业结构高级化方面均经历了数次波动, 但其变化与中国经济改革进程是紧密契合的, 具有较强的时段性特征。因此, 要真正认识产业结构变迁对经济增长的影响, 有必要将产业结构与经济增长之间的关系分阶段进行研究。一些经济史专家将中国1978年以来的改革进程分为四个阶段⁶, 本文在前文分析的基础上参照他们的分段方式将1978—2009年分为1978—1984年、1985—1991年、1992—2000年和2001—2009年四个阶段进行分析。

表2中各项回归的Hansen检验表明工具变量的选择是有效的, 估计结果是合理的。从其结果来看, 无论是产业结构合理化还是产业结构高级化, 均对经济增长有着显著的影响, 只是在不同的时期这种影响存在较大的差异。就产业结构变迁的合理化而言, 我们发现在各个时段, $\hat{\beta}_1$ 显著为正而 $\hat{\beta}_3$ 显著为负, 这不仅表明产业结构合理性对经济增长的效应存在时期差异, 而且表明其作用机制是恒定不变的, 两者之间具有一种长期稳定的关系。而且, 各项回归的 $|\hat{\beta}_1|/|\hat{\beta}_3|$ 值是相当大的, 这意味着产业结构合理性对经济增长的影响不仅取决于产业结构合理性本身, 而且还与经济发展速度相关。在经济增长率相对较低的时候, 一定程度的产业结构不合理尚还能够维持经济的增长, 而当经济增长较快的时候, 产业结构不合理则明显地对经济增长具有抑制作用。就产业结构高级化而言, 其对经济增长的影响在各个时期则相对较为复杂, $\hat{\beta}_2$ 和 $\hat{\beta}_4$ 的符号上在各个时期并不完全一致, 产业结构高级化与经济增长之间的关系是不稳定的。各时期回归 $|\hat{\beta}_2|/|\hat{\beta}_4|$

5对于时间跨度的选择, Philippe Aghion et al.(2006)以及周业安和章泉(2008)取值为6, 而卢二坡和曾五一(2008)取值为5。但是一些研究表明, 我国经济周期性比较频密(董进,2006; 刘树成等,2005),因此本文采取卢二坡和曾五一(2008)的方式趋 $T=5$ 。

6经济学家董辅初(1999)在《中华人民共和国经济史》中按照中国经济改革的发展进程将 1978—1999 年的中国经济发展分为经济体制改革探索阶段(1976—1984 年)、经济体制改革全面推进阶段(1984—1992 年)、建立社会主义市场经济体制阶段(1992—1999 年); 王海波(2008)在《中国现代产业经济史》按照中国经济的市场取向将 1978—2004 年的中国经济发展分为市场取向改革起步阶段(1979—1984)、市场取向改革全面展开阶段(1985—1992)、市场取向改革制度初步确立阶段(1993—2000)和市场取向改革制度逐步完善阶段(2001—2004)。他们的分期方式基本相同。

的值变化也较大,而且显著性明显不如产业结构合理化,它对经济增长的影响存在着较大的不确定性,其影响也与经济增长率密切相关。为进一步明确产业结构变迁的阶段差异性,我们考察产业结构对经济增长的偏效应⁷:

$$\frac{\partial g_{it}}{\partial \ln TL_{it}} = \beta_1 + \beta_3 g_{it}$$

(8)

$$\frac{\partial g_{it}}{\partial \ln TS_{it}} = \beta_2 + \beta_4 g_{it}$$

(9)

表2 产业结构变迁对经济增长的影响

因变量	Δg				
	1978-2009	1978-1984	1985-1991	1992-2000	2001-2009
ΔlnTL	5.935*** (10.86)	6.001*** (4.10)	3.563*** (3.30)	4.749*** (9.91)	6.398*** (12.06)
ΔlnTS	2.755** (2.28)	2.751 (1.14)	-1.835 (1.16)	-2.921 (1.15)	9.133*** (6.22)
Δ(g*lnTL)	-0.522*** (-22.30)	-0.516*** (-11.67)	-0.510*** (-25.06)	-0.463*** (-11.54)	-0.499*** (-17.36)
Δ(g*lnTS)	-0.203*** (-2.71)	-0.404*** (-4.12)	0.021 (0.33)	0.213 (-1.04)	-0.677*** (-6.35)
Hansen 检验 (p-value)	0.260	0.456	0.887	0.192	0.133
F 统计量	267.84	81.30	159.58	110.27	127.68
观测值	870	120	150	180	210
TL 偏效应	0.561	0.403	0.880	0.621	0.206
TS 偏效应	0.299	0.638	-2.017	0.255	0.737

注:(1) 本文计量结果由STATA10.0给出,*、**、***分别表示在10%、5%和1%显著性水平下显著,括号内的数值为对应估计值的t统计量;(2) 偏效应的计算中,采用的增长率是所在时期内所有地区增长率的均值;(3) 除1992—2000年段回归采用自变量滞后1阶和2阶作为工具变量之外,其他均为滞后1阶。

在本文考察的时间范围内,总体上产业结构合理化和产业结构高级化的演变均对中国的经济增长具有正面作用,而产业结构合理化所产生的影响整体上要大于产业结构高级化。同时,我们也要看到,产业结构合理化也并不是所有时候对经济增长的影响都大于产业结构高级化,这种情形只在1985—1991年间和1992—2000年间是成立的。另一方面,产业结构合理化的演进始终对经济增长具有正面促进作用,而产业结构高级化在1985—1991年却表现出负面影响,并且可以发现产业结构高级化的影响存在较大的变化,这些都是产业结构高级化与经济增长之间关系不稳定的证据。这里的实证结果具有较强的政策含义,由于产业结构合理性与经济增长具有稳定的关系,而产业结构高级化与经济增长的关系相当不稳定,同

7在计算过程中,经济增长率取各地区在相应时间段的均值,因此偏效应也是一个相应的平均水平。

时在 2001—2009 年中国产业结构并非具有服务趋向的高级化，而这种“反向的高级化”仍然对经济增长具有积极影响。这意味着，我们在进行产业结构调整时，除了理性看待产业结构的高级化，在现阶段还应更多地关注产出结构与要素禀赋结构之间的协调，注重产业结构的聚合质量，推动产业结构变迁的合理化，夯实经济增长的长效机制。

（二）产业结构对经济波动的影响

产业结构变迁不仅会对经济增长本身产生影响，根据经济周期理论，它还会对经济的波动产生作用。如同前文所分析的，经济波动又包含趋势波动和周期波动两个部分，那么产业结构变迁对两种波动是否均存在影响？如确实有影响的话，对两种类型波动的影响又有何不同？为明确这一点，需将增长中的两种成分先分离开来。为此，我们采用前文介绍的HP滤波方法，按照Backus和Kehoe（1992）的建议参数 λ 取100，⁸然后按照前文的波动衡量方式对两种波动进行计算，以考察产业结构对它们的影响。

表3是产业结构对经济波动影响的面板广义矩估计结果，Hansen检验仍然表明工具变量是有效的，模型估计结果的合理性得到满足。从估计结果上看，产业结构对经济波动具有明显的作用，对整体的经济波动、趋势波动和周期波动均存在不同程度的影响，而且产业结构合理化和产业结构高级化的相关变量在符号上正好相反，这反映了两者对经济波动的影响机制是明显不同的。而产业结构合理化和产业结构高级化的相关变量对经济波动、趋势波动和周期波动的回归中，其系数的符号却保持了一致，这又表明了产业结构对可预料到的经济波动和不确定的经济波动的影响方向是一样的。

表3 产业结构对经济波动的影响

因变量	经济波动	趋势波动	周期波动
$\Delta \ln TL$	0.073***(3.75)	0.024***(6.73)	0.063***(3.33)
$\Delta \ln TS$	-0.188***(3.11)	-0.004(0.57)	-0.179***(3.19)
$\Delta (\text{vol} * \ln TL)$	-0.509***(-15.54)	-0.502***(-18.53)	-0.517***(-16.69)
$\Delta (\text{vol} * \ln TS)$	0.086(-0.96)	0.139*(1.75)	0.083(-1.00)
Hansen 检验(p-value)	0.154	0.339	0.188
F 统计量	95.96	214.92	98.77
观测值	120	150	120
TL 偏效应	-0.068	0.004	-0.075
TS 偏效应	0.165	0.009	0.157

注：经济波动和周期波动的回归方程采用自变量滞后 1 阶和 2 阶作为工具变量，而趋势波动采用滞后 1 阶。

对产业结构合理化而言， $\hat{\beta}_1$ 为正而 $\hat{\beta}_3$ 为负，这表明产业结构合理化的降低

⁸ λ 是一个平滑性的参数，表示的是趋势部分和周期部分的一个权重比。虽然在理论上最优的 λ 应取为趋势项方差与周期项方差之比，但这如同以未知求未知一样可能导致偏误，因此 λ 取值就成为了争论的焦点。例如，Backus 和 Kehoe(1992)认为应当取 100，而 OECD 则提出应当取 25。

($\ln TL$ 值的增大)会直接导致各类经济波动幅度的增大,产业结构合理化与影响经济波动的其它因素相互影响产生的间接效应却对此具有一定的抑制作用。进一步 $|\hat{\beta}_1/\hat{\beta}_3|<1$,这意味着当 TL 值不是很大的时候,产业结构的不合理并不会对经济波动产生负面影响,也就是说,经济生活是能够容忍一定程度的产业结构不合理的。就产业结构高级化而言,则恰恰相反, $\hat{\beta}_2$ 为负而 $\hat{\beta}_4$ 为正,这表明产业结构的高级化推进($\ln TS$ 值的增大)对经济波动具有直接的抑制作用,但与其它因素相互影响产生的间接效应反而会导致经济波动幅度的增大。同时 $|\hat{\beta}_2/\hat{\beta}_4|<1$,这表明除非产业结构能够迅速地高级化,否则产业结构高级化的追求会进一步导致经济的波动。这再一次印证了前面的结论,即在对产业结构进行调整的过程中,现阶段应首先考虑产业结构的合理化,在此过程中有效推进产业结构的高级化。

如同考虑产业结构对经济增长的偏效应,也可以计算产业结构合理化和产业结构高级化对经济波动的偏效应(表3)。我们发现,1978—2009年间,产业结构合理化演变对经济波动的偏效应为-0.068,而产业结构高级化演变的偏效应则为0.165。也就是说,产业结构合理化演变对经济波动产生了抑制,而产业结构高级化演变则是经济波动的主要源泉之一,这种效应对于周期波动而言更为明显。同时,产业结构合理化和高级化对趋势波动均具有微弱的促进性影响。通过对趋势波动和周期波动进行比较,我们还可以发现,产业结构对经济波动的主要影响是通过不可预测的周期性波动发生的,对趋势波动的影响较小。

(三) 对实证结果的进一步解释和说明

上面的研究结果表明,我国过去30年产业结构对经济发展的贡献主要是通过产业结构的合理化发挥作用,相对来说,产业结构高级化的作用要小一些。仔细回顾30年中国的国情和产业结构变化的特征,我们感到这又是一个合乎情理的结果。中国是一个人口大国,劳动力就业问题始终是产业结构调整的一个重要考量,农村改革的全面铺开所带来的就是大量的剩余劳动力。30年的产业结构合理性变化其实质就是如何更多地吸收这些剩余劳动力,早期集体经济、个体经济和私营经济的发展以至于后来大量的外资融入和加入WTO之后的制造业的迅速成长都是解决劳动力的就业问题的途径,尽管其间多有波折。同时,伴随着经济改革过程中的资本积累、制度演进和区域流动性增加,使得要素流动性大为增强。这种基于要素禀赋变化的产业结构合理化的进程不仅能够带来经济本身的高速成长,而且还在某种程度上能够产生熨平经济波动的作用。另一方面,在改革之初,中国的服务业还相当落后,即便是今天,服务业的相对比重还远远落后于西方发达国家。虽然世界经济的服务化进程始于上世纪70年代,但是中国的经济发展仍然是以工业为主,尚处于工业化的阶段。服务业尤其是生产性服务业的落后并不能

够产生很强的经济能动性,这可能正是产业结构高级化对中国经济发展并没有产生很大积极作用的原因。为此,政府有必要针对产业结构合理化和高级化对经济增长和波动影响机制之间的异同点,在努力创造产业高级化的经济环境的同时,更多地考虑产业结构的合理性,这样才能促进经济的进一步成长和减少因经济波动而造成的成本损失。

五、结果的稳健性讨论

前文通过对产业结构与经济增长和产出波动之间的关系进行了深入讨论,我们得出了一些重要的结论。为了验证这些结论的准确性,还有必要对结论进行稳健性分析。对此,我们仍然对产业结构与经济增长、产业结构与经济波动的关系分别进行讨论。鉴于前文对产业结构的衡量及其特征有着详细的分析,下面对稳健性的讨论主要从经济增长(或经济波动)的衡量方式与模型的估计方法两个方面展开。

表4 产业结构对经济增长影响的稳健性检验¹

因变量	ΔTFP				
	1978-2009	1978-1984	1985-1991	1992-2000	2001-2009
ΔlnTL	0.569*** (25.20)	0.569*** (9.24)	0.531*** (13.99)	0.499*** (12.75)	0.568*** (16.89)
ΔlnTS	0.113 (1.34)	0.484*** (3.38)	-0.033 (-0.29)	-0.310* (1.78)	0.477*** (3.12)
Δ(TFP*lnTL)	-0.532*** (-24.63)	-0.490*** (-8.50)	-0.510*** (-14.76)	-0.465*** (-12.56)	-0.538*** (-17.46)
Δ(TFP*lnTS)	-0.113 (-1.44)	-0.387*** (-3.17)	0.012 (0.12)	0.315** (-1.97)	-0.459*** (-3.15)
Hansen 检验 (p-value)	0.722	0.216	0.107	0.568	0.406
F 统计量	291.67	38.99	110.65	65.76	179.44
观测值	870	120	150	210	210

注:各回归方程均采用自变量滞后1阶作为工具变量。

(一) 产业结构与经济增长

在前文的实证分析中,我们以地区经济增长率来衡量经济增长,在此我们考虑其它的衡量方式。通过永续盘存法对各地1978—2009年的资本存量⁹进行估计,以各地区相应年份的就业人数作为劳动投入,以各地区GDP(1978年不变价格)作为产出数据(数据资料来源与前文相同),利用数据包络分析(DEA)求出各

⁹对于地区资本存量估计问题是经济学的一个难点课题,相关文献可见张军等(2004)和单豪杰(2008),本文在单文的基础上将估计拓展到2009年。

地区全要素生产率 (TFP)¹⁰, 并以之作为经济增长的衡量替代地区经济增长率来检验结果的稳健性 (表4)。

表4中各类模型的相关检验再次表明模型估计结果是合理的。将其与表2的相关结果进行对比可以发现, 各时期对应模型的相关解释变量除了在数值大小和显著性程度上有所差别外, 在符号上完全一致。这意味着使用TFP作为经济增长的替代变量时, 产业结构对经济增长的效应亦表现出与前文结果的一致性, 表明前文估计的结果是稳健可靠的。

表5 产业结构对经济增长影响的稳健性检验II

因变量	Δg				
	1978-2009	1978-1984	1985-1991	1992-2000	2001-2009
$\Delta \ln TL$	5.031*** (4.21)	4.211** (2.01)	2.428* (1.83)	6.960*** (6.29)	5.870*** (7.30)
$\Delta \ln TS$	6.287** (2.20)	3.558 (0.73)	-0.883 (-0.19)	-1.546 (-0.52)	8.232** (2.44)
$\Delta(g * \ln TL)$	-0.509*** (-10.75)	-0.544*** (-16.28)	-0.516*** (-18.88)	-0.527*** (-10.86)	-0.499*** (-8.60)
$\Delta(g * \ln TS)$	-0.254** (-2.05)	-0.502*** (-4.28)	0.0506 (0.42)	0.193 (1.05)	-0.616*** (-2.70)
m1(p-value)	0.000	0.012	0.022	0.008	0.031
m2(p-value)	0.130	0.249	0.431	0.189	0.669
Hansen 检验 (p-value)	1.000	0.220	0.146	0.323	0.268
F 统计量	196.21	291.97	477.67	137.52	165.54
N	900	150	180	240	240

注: (1)为避免工具变量过多导致的估计偏差, 在估计中加入了collapse选项对工具变量进行控制; (2)为使系统估计更为稳健有效, 估计过程中采用了二步稳健估计, 括号内值为二步稳健估计标准差; (3)m1、m2分别表示一阶、二阶回归残差自相关检验。下同。

同时, 我们还对模型采用不同的估计方法对产业结构与经济增长之间的关系进行检验。模型在估计过程中最大的问题之一就是内生性的处理, 由于这种内生性是由系统本身引起的, 在这一点上与动态面板数据是相同的, 因此, 本文采取动态面板数据的估计方法对问题进行处理。系统广义矩 (SYS-GMM) 估计是动态面板数据估计中广泛用于处理内生性问题的一种估计方法, 它将方程的差分系统

¹⁰TFP 是考察经济增长的一种广泛采用的指标, 通常对其衡量有参数法和非参数法两种方式。参数法包括收入份额法和随机边界分析法, 需要设定明确的函数形式、估计不同要素的产出弹性并进行相关的行为假设。非参数法包括指数法和数据包络法(DEA), 它们都无需设定函数形式, 但指数法要求严格的行为假设, 而DEA 则无须这一假设, 只需要相关的投入产出数据, 本文采用 DEA 的衡量方式。对 DEA 的详细介绍和讨论可见 Coelli 和 Rao(2006)。

与水平系统结合在一起，并将两类方程视为一个系统，将解释变量的滞后项及其差分项的滞后项均视为系统的工具变量，进而提高了估计的有效性。然而，SYS-GMM估计要建立在一定的假设基础上，并会产生大量的工具变量。因此，需通过两类检验：（1）Arellano-Bond检验，即差分方程随机误差项的自相关检验，要求一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关；（2）Hansen过度识别检验，要求所使用的工具变量与误差项是不相关的，即所使用的工具变量是有效的。如果两类检验通过即表示模型设定正确且估计是合理的。

表5报告了产业结构对经济增长影响模型的SYS-GMM估计结果。各项Arellano-Bond检验表明残差存在一阶自相关而不存在二阶自相关，Hansen过度识别检验表明工具变量是有效

表6 产业结构对经济波动影响的稳健性检验（FD）

因变量	趋势波动($\lambda=25$)	周期波动($\lambda=25$)	经济波动(T=6)	趋势波动(T=6)	周期波动(T=6)	经济波动(SYS-GMM)	趋势波动(SYS-GMM)	周期波动(SYS-GMM)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \ln TL$	0.031*** (4.87)	0.058*** (3.33)	0.055*** (4.82)	0.023*** (8.55)	0.055*** (4.80)	0.081*** (3.18)	0.028*** (3.86)	0.091*** (2.95)
$\Delta \ln TS$	0.014 (1.28)	-0.164*** (3.14)	-0.007 (-0.21)	-0.019*** (-2.78)	-0.012 (-0.45)	-0.105 (-1.50)	-0.020* (-1.84)	-0.108* (-1.73)
$\Delta (\text{vol} * \ln TL)$	-0.529*** (-13.88)	-0.515*** (-17.09)	-0.518*** (-11.57)	-0.513*** (-15.85)	-0.529*** (-12.43)	-0.571*** (-9.99)	-0.511*** (-10.66)	-0.585*** (-10.24)
$\Delta (\text{vol} * \ln TS)$	0.065 (0.66)	0.022 (-0.27)	0.049 (0.34)	0.182 (1.62)	0.148 (-0.71)	0.352*** (3.40)	0.168 (1.36)	0.342*** (3.33)
Hansen 检验(p-value)	0.206	0.114	0.177	0.113	0.145	0.125	0.180	0.233
F 统计量	156.87	125.66	34.14	68.87	44.75	269.12	162.61	364.75
观测值	150	120	90	120	60	180	180	180
m1(p-value)	-	-	-	-	-	0.010	0.058	0.014
m2(p-value)	-	-	-	-	-	0.135	0.141	0.284

注：方程（3）回归采用自变量滞后1阶和2阶作为工具变量，方程（5）采用自变量滞后1阶、2阶和3阶作为工具变量，其他回归则均采用了自变量滞后1阶作为工具变量；系统广义矩估计与表4同。

的，因此所有模型均通过设定检验。将表5与表2及表4对照，各时期对应解释变量的系数符号保持了高度一致，仍然只是参数值和显著性上存在差异，这再一次表明我们关于产业结构对经济增长影响的实证结果是稳健可靠的。

（二）产业结构与经济波动

如同产业结构对经济增长的影响的稳健性需要检验一样，产业结构对经济波动产生的影响是否稳健也需要进一步考察。对经济波动的衡量我们采用两种方式进行检验：第一，在进行HP滤波时，利用OECD提出的 $\lambda=25$ 来分解趋势项和周期项，并继续以5年为时窗计算波动幅度；第二，仍然以 $\lambda=100$ 分解趋势项和周期项，

以周业安和章泉（2008）建议的时窗 $T=6$ 计算波动幅度。此外，继续产业结构与经济增长关系稳健性的检验方式一样，我们还对前文的相关数据和模型进行SYS-GMM回归进行检验。三种形式的稳健性检验结果汇集在表6中。

各模型的相关检验均显示模型通过设定检验，可以进行结构分析。将表6与表3进行对照分析，我们发现，在经济波动和周期波动模型中，各种形式的回归系数在符号上完全一致，只是在显著性和数值大小上存在差异。虽然对于趋势波动模型在部分系数上符号不完全一致，但是具有较强显著性的系数均在各模型中没有发生符号的改变，发生系数符号变化的系数均不具有显著性，而且系数值也不大。同时，前文分析也表明，产业结构对趋势波动的效应是微弱的。上述检验结果表明，前面有关产业结构对经济波动影响的相关结论具有较强的稳健性。

六、结论及政策含义

本文将产业结构变迁分为产业结构合理化和产业结构高级化两个方面，并对传统的度量方式进行改进，进而利用1978—2009年30个地区的面板数据考察了产业结构变迁对中国经济增长和波动的影响。通过对问题的深入分析，我们得出了以下主要结论：

如同中国经济改革的进程一样，中国产业结构合理化和产业结构高级化的演变并非一帆风顺，而是多有曲折，产业结构变迁的复杂性导致了其对于经济增长的作用具有明显的阶段性特征。产业结构合理化对经济增长的影响具有相当强的稳定性，其影响不仅取决于产业结构合理性本身，还与经济发展速度有关。在经济增长率相对较低的时候，一定程度的产业结构不合理尚还能够维持经济的增长；而当经济增长较快的时候，产业结构不合理则明显地对经济增长具有抑制作用。产业结构高级化对经济增长的影响则具有不确定性，它可能促进经济增长也可能会对经济增长产生抑制作用。正是由于产业结构合理化和高级化对经济增长的这种影响的差异性导致了长期中产业结构合理化对经济增长的促进作用要远远高于产业结构高级化。

产业结构合理化和产业结构高级化对经济波动的影响效应也存在较大的差异。本文的研究表明，产业结构合理化对经济波动的影响表现在两个方面：一是直接效应，即产业结构合理化在一定程度上会直接导致经济波动幅度的增大，二是间接效应，即产业结构合理化与其它因素相互影响产生的间接效应对经济波动具有一定的抑制作用，在本文所考察的时间范围内，上述间接效应要大于直接效应，即产业结构合理化总体上表现为对经济波动的抑制作用。同样，产业结构高级化对经济波动的影响也存在直接效应与间接效应，本文的研究表明，尽管产业结构高级化对经济波动的直接效应体现为抑制作用，但这种抑制效应在本文研究的时间段内很微小，而使经济波动幅度增大的高级化的间接效应则表现得更为突出，超过了直接的抑制效应，总体上使得产业结构高级化成为经济波动的重要来

源。进一步的分析表明,不论是产业结构的合理化还是高级化,其对经济波动的影响主要体现在周期性波动上,而对趋势波动的影响则相对较小。

因此,无论是从产业结构对经济增长的影响来看,还是从产业结构对经济波动的影响上分析,我们均形成了一个较强的政策性结论,即政府在制定产业结构政策时应在重点强调产业结构合理化的同时,积极推进产业结构的高级化。这样既可以通过产业结构合理性调整为经济注入新的动力,又可以避免产业结构高级化带来的对经济增长的抑制效应,还能够减少产业结构高级化对经济生活造成的波动。当前中国产业结构不合理已经成为共识,而且我国也面临着从制造业走向服务业的关键阶段,产业结构合理化和高级化都是面临的迫切问题,为此我们结合本文的分析提出以下两点政策建议:第一,产业结构合理化应当放到更为重要的位置之上。自从中央提出发展战略性新兴产业和大力发展服务业之后,各地政府纷纷出台了相应的政策予以响应,但是我国各地区经济发展水平差异巨大,并非所有地区都已进入到一个相当高的发展阶段。一些落后地区的政策措施无疑是将产业结构高级化摆在了更为重要的位置上,这对经济发展反而是不利的。因此,地方政府应当因地制宜根据自身的情况制定适当的产业调整政策促进本地产业结构的合理化。第二,产业结构政策的重点是产业结构合理化,而合理化的内涵主要是要素投入结构和产出结构的耦合。当前中国高端产业人才短缺而劳动密集制造业亟待升级,劳动力结构和产业结构匹配度较低。因此,政府一方面要提高教育质量、鼓励专业培训职业的发展,提高劳动力素质,另一方面要大力发展劳动密集型服务业。吸纳低端劳动力就业,不仅可以增进劳动与产出的耦合,促进产业结构合理化,而且发展服务业也有利于产业结构的高级化。

参考文献:

- [1]陈彦斌, 2005:《中国经济增长与经济稳定:何者更为重要》,《管理世界》第7期。
- [2]董辅初主编, 1999:《中华人民共和国经济史》(下),经济科学出版社。
- [3]董进, 2006:《宏观经济波动周期的测度》,《经济研究》第7期。
- [4]干春晖、郑若谷, 2009:《改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究》,《中国工业经济》第2期。
- [5]郑若谷、干春晖、余典范, 2010:《转型期中国经济增长的产业结构和制度效应》,《中国工业经济》第2期。
- [6]余典范、干春晖, 2009:《适宜技术、制度与产业绩效——基于中国制造业的实证检验》,《中国工业经济》第10期。
- [7]黄贇琳, 2005:《中国经济周期特征与财政政策效应》,《经济研究》第6期。
- [8]李巍、张志超, 2008:《直接投资开放对实际汇率、国内经济产出波动的影响》,《管理世界》第6期。
- [9]李小平、卢现祥, 2007:《中国制造业结构变动和生产率增长》,《世界经济》第5期。

- [10]林毅夫、蔡昉、李周, 1999:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》(增订版),上海三联书店、上海人民出版社。
- [11]刘树成、张晓晶、张平, 2005:《实现经济周期波动在适度高位的平滑化》,《经济研究》第 11 期。
- [12]刘伟、张辉, 2008:《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》第 11 期。
- [13]刘霞辉, 2004:《为什么中国经济不是过冷就是过热?》,《经济研究》第 11 期。
- [14]卢二坡、曾五一, 2008:《转型期中国经济短期波动对长期增长影响的实证研究》,《管理世界》第 12 期。
- [15]吕铁, 2002:《制造业结构变化对生产率增长的影响研究》,《管理世界》第 2 期。
- [16]钱纳里、卢宾逊、塞尔奎因, 1989:《工业和经济增长的比较研究》,吴奇、王松宝译,上海三联书店。
- [17]单豪杰, 2008:《中国资本存量 K 的再估算:1952—2006》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- [18]孙广生, 2006:《经济波动与产业波动(1986—2003)》,《中国社会科学》第 3 期。
- [19]孙立坚、孙立行, 2005:《对外开放和经济波动的关联性检验》,《经济研究》第 6 期。
- [20]汪海波, 2008:《中国现代产业经济史》,山西经济出版社。
- [21]吴敬琏, 2008:《中国增长模式抉择》(增订版),上海远东出版社。
- [22]袁江、张成思, 2009:《强制性技术变迁、不平衡增长与中国经济周期模型》,《经济研究》第 12 期。
- [23]张军、陈诗一、Gary H. Jefferson, 2009:《结构调整与中国工业增长》,《经济研究》第 7 期。
- [24]张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。
- [25]周业安、章泉, 2008:《财政分权、经济增长和波动》,《管理世界》年第 3 期。
- [26]Backus,David K.and Patrick J.Kehoe,1992,"International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles",American Economics Review,Vol.82,No.4,PP.864—888.
- [27]Coelli,T.J.,Rao,D.S.P.,Christopher J.O'Donnell and Battese,G.E.,2006,"An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis",Springer publishers.
- [28]Denison,E.F.,1967,"Why Growth Rates Differ:Post-War Experience in Nine Western Countries",Brookings Institution,Washington,DC.
- [29]Frank,M.W.,2005,"Income Inequality and Economic Growth in the U.S.:A Panel Cointegration Approach",Working Paper,Sam Houston State University.
- [30]Grossman,G.M.,Helpman,E.,1991,"Innovation and Growth in the Global Economy",MIT Press,Cambridge,USA.
- [31]L. Singh.,2004,"Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth in Manufacturing Sector of South Korea",The Institute of World Economy , Seoul National University.
- [32]Lucas,R.E.,1993,"Making a Miracle",Econometrica,61,251-272.
- [33]Maddison,A.,1987,"Growth and Slow down in Advanced Capitalist Economies:Techniques of Quantitative Assessment",J.Econ.Literat.,25,649-698.
- [34]M Peneder.,2002,"Structural Change and Aggregate Growth",WIFO Working Paper.Austrian Institute of Economic Research,Vienna.
- [35]M Timmer and A Szirmai.,2000,"Productivity Growth in Asian Manufacturing:The Structural Bonus Hypothesis Examined".Structural Change and Economic Dynamics,Vol(1),pp.371~392.

[36]Nelson,R.R.,Pack,H.,1999,“The Asian Miracle and Modern Growth Theory”,Econ.J., 109,416~436.

[37]Philippe Aghion,Philippe Bacchetta,Romain Ranciere,Kenneth Rogoff,2006,“Exchange Rate Volatility and Productivity Growth:The Role of Financial Development”,NBER Working Paper,12117.

An Empirical Study on the Effects of Industrial Structure on Economic Growth and Fluctuations in the Case of China

Abstract: The adjustment of industrial structure is currently a key issue in China, however, the effects of industrial structure on economic growth is not consistent in the literatures. In this paper, we develop a new measurement of industrial structure from the rationalization and optimization of industrial structure and specify a fixed effect model to explore the two the relationship between industrial structure and economic growth. Furthermore, we consider the mechanism of the rationalization and optimization of industrial structure on economic fluctuations. The results showed that the rationalization of industrial structure and economic growth has a steady relationship and the optimization of industrial structure and economic growth has an uncertain relationship, but their impact mechanism on economic growth mechanism are the same. The effect of industrial structure on economic fluctuations is notable, especially on the unpredictable cyclical fluctuations, but the impact mechanisms are different between the rationalization of industrial structure and the optimization of industrial structure. The optimization of industrial structure is an important source of economic fluctuations, but the rationalization of industrial structure can avoid this fluctuation. Overall, the contribution of the rationalization of industrial structure to economic development is much greater than the optimization of industrial structure. In the policy making process, the government should give more consideration to the rationalization of industrial structure rather to the optimization of industrial structure.

Key Words: The Rationalization of Industrial Structure; the Optimization of Industrial Structure; Economic Growth; Economic Fluctuations

JEL Classification: O11, O41, O47