

产业结构升级与中国经济波动平稳化

詹新宇 甘凌*

摘要: 本文将产业结构升级因素引入动态随机一般均衡模型并对其进行扩展,较好地模拟和分析了产业结构升级对中国经济波动的影响及其机制。敏感度分析表明,产业结构升级在增加了投资需求的同时相对减少了消费需求,但消费需求的波动缓和了产出波动而投资需求的波动加剧了产出波动,二者产生了一定程度的“抵消效应”,这可能是近些年来中国经济在高投资、高增长的同时并没有出现高波动的重要原因。反映动态冲击机制的脉冲响应分析发现,产业结构升级冲击使得投资产生较大的正向波动,但同时使得消费产生负向波动,这两种波动共同作用,最终使得总产出的波动不是很大,可见产业结构升级对中国经济波动的冲击总体上表现为“熨平效应”。

关键词: 经济波动 平稳化 产业结构 动态随机一般均衡

一、引言与文献回顾

改革开放以来,中国宏观经济现象中,有两大现象引起社会各界的广泛关注:一是产业结构不断升级,由第一产业为主导逐步向第二、第三产业为主导转变;二是经济波动幅度显著下降,特别是在“九五”时期出现了由“高位波动”转向“波幅收窄”的平稳化趋势(詹新宇、方福前 2012)。产业结构升级是内部结构问题,而经济波动是总量增长率的变动问题,宏观经济波动是产业结构调整的具体表现形式,而宏观经济周期波动的幅度和频率,在很大程度上制约和影响产业结构调整的方向和速度。郭克莎(1999)等学者的研究早就发现,影响中国经济增长及其波动的主要因素是结构性因素而不是总量因素;林毅夫(2012)也认为,中国的发展不仅是一个技术革新过程,更是包括产业结构升级、多元化在内的动态结构转型过程。为此,本文拟从产业结构升级的角度入手,分析产业结构升级对中国经济波动的影响及其机制。

对于中国产业结构升级问题,刘元春(2003)详细分析了各种因素对中国经济增长的贡献,发现二元经济转型引起的产业结构的升级无论从增长质量的改善上还是经济增长的边际贡献上都高于经济制度变迁;江小涓(2005)指出,产业结构优化升级是经济持续增长的推动力,但中国产业结构中仍存在自主创新能力不足、服务业发展明显滞后、结构升级与就业压力的矛盾加大等问题;黄茂兴和李军军(2009)认为通过技术选择和合理的资本深化,能够促进产业结构升级,进而实现经济快速增长;金碚(2013)的研究发现,中国工业化向经济腹地的较快推进直接表现为产业在区域间转移的加快,并在空间转移中实现结构升级。

对于经济波动平稳化现象,Stock 和 Mark(2002)最早使用“平稳化”一词,他们发现自 20 世纪 80 年代以来,美国各个州都出现了经济波动幅度下降现象,然而他们的研究认为,只有 10%~25% 的经济波动下降归因于宏观经济政策的改善,而其余都归因于生产率、商品价格冲击的平稳化和其他无法识别的“好运气”。但是 Gordon(2005)的研究发现,投资、消费等 11 个变量的波动趋缓可以解释 80% 的产出波动率下降,而各个变量支出结构的变化则解释了剩下 20% 的产出波动率下降。国内方面,梁琪和滕建州(2007)从统计上进

* 詹新宇,中南财经政法大学财政税务学院、中南财经政法大学应用经济学博士后流动站,邮政编码:430073,电子信箱:zhanxygl@163.com;甘凌,中南财经政法大学外国语学院,邮政编码:430073。

本文得到国家社会科学基金青年项目“全球经济复苏趋缓背景下我国‘调结构’与‘稳增长’的协同机理及实证研究”(项目编号:12CJL016)、教育部人文社会科学研究青年基金项目“劳动力成本上升、产业结构升级与经济波动平稳化:DSGE 模型研究及实证分析”(项目编号:12YJC790252)、教育部博士研究生学术新人奖专项(2012)的资助。感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改建议!当然,文责自负。

行研究,发现改革开放后中国经济波动周期逐渐延长的同时波动幅度却在下降;刘金全和刘志刚(2005)的研究表明,消费、净出口、政府支出等国民经济支出变量的波幅下降,是中国经济波动幅度下降的重要原因;梁稳存(2007)的研究发现,中国宏观经济波动的缓和化,得益于1997年以来中国货币政策的日趋稳健及其冲击的降低。

正当 Bernanke(2004)等著名学者的研究认为经济结构的变化和宏观经济政策的改善促进了世界经济周期的平稳化,经济波动“大起大落”的现象不会再出现的时候,2008年突如其来的国际金融危机,冲击了世界经济,也冲击了日渐兴起的“平稳化”理论。国际金融危机后的分析表明,恰恰是经济结构不合理和宏观经济政策选择等方面出现了偏差(Gali and Luca, 2009)。尽管受到国际金融危机的冲击,但中国宏观经济2008年以来总体上还保持着平稳的增长势头,经济波动幅度没有增大的趋势,因而对中国经济波动平稳化现象的研究依然方兴未艾。殷剑锋(2010)认为,中国经济的趋稳部分因为融入全球化,但也得益于中国自身的经济运行机制发生了变化;屠俊明(2012)则从“政府消费和流动性约束”、“生产结构和技术冲击”等角度研究了中国“产出过度平缓”背后的原因;詹新宇和方福前(2012)研究发现,国有经济改革的深入推进,显著促进了中国经济波动的平稳化。

对于产业结构升级与经济波动的相互关系问题,McConnell 和 Perez - Quiros(2000)发现美国1980年之后的产出波动模式与产业结构的变化密切相关;Chenery 和 Robinson(1986)认为,结构变化及其要素重置效应是影响经济增长的关键因素;Romer(1999)发现,与稳定的宏观经济政策一起,经济结构的变化从根本上减少了第二次世界大战后世界经济的短期波动;Eggers 和 Ioannides(2006)发现美国产业结构向服务化方向的演进因素对经济波动稳定化趋势的贡献比例高达50%,并认为已有文献低估了产业结构调整对经济波动的影响;Lorentz 和 Savona(2010)运用数值模拟研究了各种经济周期下结构变化的规律以及各种结构变化对商业周期的振幅的影响。国内方面,李猛(2010)将经济波动的形成原因分解为结构效应、波动效应和交互效应,发现产业结构冲击对经济波动的贡献率在15%~20%之间;干春晖等(2011)将中国产业结构升级分为产业结构高级化和产业结构合理化两个维度,认为后者对经济发展的贡献要远远大于前者;方福前和詹新宇(2012)的研究发现,产业结构升级对中国经济波动具有显著的“熨平效应”,但三大产业对中国经济波动幅度的影响是非对称的。

分析已有文献发现,单独研究产业结构升级和经济波动平稳化的文献非常多,而将这二者结合起来研究的文献则不多见。在这些不多见的文献中,定性角度的研究非常多,定量研究得比较少,定量研究又主要是集中在时间序列模型的层面,经常遇到序列相关、内生性等因素的制约。为此,本文尝试跳出时间序列模型的传统范式,构建动态随机一般均衡模型,从动态结构计量模型的层面来探讨产业结构升级与经济波动之间的关系问题。利用现代宏观经济学的基础建模方法之一——动态随机一般均衡模型来研究中国经济波动问题的文献近些年来不断增多,主要从技术冲击、金融加速器、融资约束等方面分析了中国波动的原因。然而,标准的动态随机一般均衡模型文献中,除了屠俊明(2012)在一个多部门动态随机一般均衡模型中分析了生产结构转型对经济波动缓和化趋势的影响之外,其他文献都未见将产业结构升级因素纳入其中,但这并不是学界认为产业结构升级对中国经济波动的影响不重要,而是因为产业结构升级作为一个结构性指标,在放入经济波动的总量模型时遇到了困难。本文尝试在这一问题上有所突破。

本文余下内容安排为:第二部分是模型构建,在构建原始模型的基础之上得到转换模型;第三部分是数据说明与参数校准;第四部分是模型模拟,旨在分析产业结构升级影响经济波动的冲击机制;第五部分是结论与启示。

二、模型构建

(一) 原始模型

原始模型由居民、企业两部门构成。居民以实现自身贴现效用最大化为目标,进行消费、劳动和储蓄的最优化决策。企业以实现本期利润最大化^①为目标,进行资本和劳动的最优化决策。模型的基本结构为:

居民:

^①由于企业利润最大化的过程并不涉及跨期优化问题,因此企业各期贴现利润最大化问题与每一期利润最大化问题是等价的。

假定代表性消费者目标函数为:

$$E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln C_t + \varphi \ln(1 - H_t)] \right\} \quad (1)$$

其中 E_t 为期望算子 β 为主观贴现因子 C_t 为代表性家庭第 t 期的消费 H_t 为第 t 期的劳动供给 φ 为消费和闲暇的相对权重。

消费者的收入除了可以用于满足当期消费外,还可以储蓄,以提高未来的效用水平。因此,消费者可以在金融市场上自由借贷,通过跨期决策来平滑消费,其面临的预算约束为:

$$C_t + S_t + G_t = (1 + r_t) S_{t-1} + w_t H_t \quad (2)$$

其中 C_t, S_t, H_t 分别为消费者的消费、储蓄和劳动供给; w_t, r_t 分别为消费者的工资收入和资本收益率。 G_t 为政府从居民部门获得的消费支出,由于政府消费支出的主体是各级政府,尽管政府采取何种财政政策大体上是根据宏观经济形势来“逆经济风行事”的,但是政府支出多少、何时支出、支在何处等问题,家庭和厂商都是无法决定的。因此,将政府支出视为外生的随机冲击变量,并且服从平稳的 AR(1) 过程:

$$\ln G_t = (1 - \rho_G) \ln \bar{G} + \rho_G \ln G_{t-1} + \varepsilon_{G_t} \quad (3)$$

其中 $\rho < \rho_G < 1$ ε_{G_t} 为独立同分布的 $N(0, \sigma_G^2)$ 。

企业:

为简化分析,假设生产部门只有生产最终产品(Y_t)的企业,其生产函数为柯布-道格拉斯形式:

$$Y_t = A_t (X_t K_t)^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

(4) 式中 K_t 为资本存量 N_t 为企业对劳动力的需求量。前已述及,生产部门除了受到中性技术冲击 A_t 之外,还受到产业结构升级的影响。在不同产业中,资本和劳动的投入比例是不相同的:越是传统的产业,资本劳动投入比越低;越是现代新兴产业,资本劳动投入比越高(詹新宇、方福前,2012)。而产业结构升级的过程,就是现代新兴产业逐渐替代传统产业的动态过程,可见产业结构升级直接影响了企业生产中的资本劳动投入比,即 K_t/N_t 。为此,本文在上述生产函数中加入了产业结构升级指标 X_t 。将(4)式变形得到:

$$y_t = \frac{Y_t}{N_t} = A_t \left(X_t \frac{K_t}{N_t} \right)^\alpha \quad (5)$$

由(5)式可见产业结构升级直接影响到了生产函数中人均资本的配备额度。另外,生产函数中表征中性技术的 A_t 服从 AR(1) 的随机过程,具体形式为:

$$\ln A_t = (1 - \rho_a) \ln \bar{A} + \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_{a_t}, \varepsilon_{a_t} \in (0, \sigma_a^2) \quad (6)$$

另外,经济实现均衡时,劳动力市场和资金借贷市场同时出清,即有以下等式成立:

$$H_t = N_t \quad (7)$$

$$S_t = I_t \quad (8)$$

将以上原始模型使用拉格朗日方法得到各状态变量的一阶条件。主要步骤如下:

居民:

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ [\ln C_t + \varphi \ln(1 - H_t)] + \lambda_t [(1 + r_t) S_{t-1} + w_t H_t - C_t - S_t - G_t] \} \quad (9)$$

对状态变量 C_t, H_t, S_t 分别求解代表性消费者的最优化行为,得到一阶条件如下:

$$\frac{1}{C_t} = \lambda_t \quad (10)$$

$$\frac{\varphi}{1 - H_t} = \lambda_t w_t \quad (11)$$

$$\lambda_t = \beta \lambda_{t+1} E_t (1 + r_{t+1}) \quad (12)$$

横截条件^①为: $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t S_t = 0$

企业:

$$\max_{H_t, K_t} [A_t (X_t K_t)^\alpha N_t^{1-\alpha} - w_t N_t - (r_t + \delta) K_t] \quad (13)$$

假定生产要素(K_t, N_t)市场为完全竞争市场。因此,最终品生产企业为了实现经济成本最小化,其生产

^①横截性条件的限定,是为了排除模型中可能存在的过度借贷路径。

要素 K_t 与 N_t 须满足如下等式:

$$r_t = \alpha A_t (X_t K_t)^{\alpha-1} N_t X_t - \delta \quad (14)$$

$$w_t = (1 - \alpha) A_t (X_t K_t)^{\alpha} N_t \quad (15)$$

(二) 转换模型

由于具有持续增长趋势的产业结构升级指标的引入,使得原始模型中众多变量在经济均衡时存在增长趋势。为此,本文参照 King 等(2002)将原始模型变形为转换模型的建模思路,将融入了增长趋势的变量除以具有增长趋势的产业结构升级指标,进行等价转换,得到:

$$\hat{C}_t = \frac{C_t}{X_t}, \hat{S}_t = \frac{S_t}{X_t}, \hat{G}_t = \frac{G_t}{X_t}, \hat{W}_t = \frac{w_t}{X_t}, \hat{I}_t = \frac{I_t}{X_t} \quad (16)$$

其中 $\mu^t = \frac{X_t}{X_0}$ 。另外,由于 H_t, N_t, r_t 并未因为产业结构升级指标而融入增长趋势,因此它们在转换模型中依然保持不变。

将以上变量代入原始模型,并进行简化整理,得到转换模型:

居民:

$$E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln \hat{C}_t + \varphi \ln(1 - H_t)] \right\} \quad (17)$$

$$\hat{C}_t + \hat{S}_t + \hat{G}_t = (1 + r_t) \frac{\hat{S}_{t-1}}{\psi} + \hat{w}_t H_t \quad (18)$$

$$\ln G_t = (1 - \rho_G) \ln \bar{G} + \rho_G \ln G_{t-1} + \varepsilon_{Gt} \quad (19)$$

企业:

$$\max_{H_t, \hat{K}_t} [A_t \hat{K}_t^{\alpha} N_t^{1-\alpha} - \hat{w}_t N_t - (r_t + \delta) \hat{K}_t] \quad (20)$$

$$\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln \bar{A} + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{At}, \varepsilon_{At} \in (0, \sigma_A^2) \quad (21)$$

$$\hat{I}_t = \hat{K}_t - (1 - \delta) \frac{\hat{K}_{t-1}}{\psi} \quad (22)$$

经济均衡时,劳动力和资本市场依然要满足出清条件。与原始模型处理办法相似,将以上转换模型使用拉格朗日方法得到各变量的一阶条件:

$$\frac{1}{\hat{C}_t} = \lambda_t \quad (23)$$

$$\frac{\varphi}{1 - H_t} = \lambda_t \hat{w}_t \quad (24)$$

$$\lambda_t = \beta \lambda_{t+1} E_t (1 + r_{t+1}) \quad (25)$$

$$r_t = \alpha A_t \hat{K}_t^{\alpha-1} N_t^{1-\alpha} - \delta \quad (26)$$

$$\hat{w}_t = (1 - \alpha) A_t \hat{K}_t^{\alpha} N_t^{-\alpha} \quad (27)$$

转换模型系统中共有 11 个内生变量以及与之对应的家庭部门一阶条件、生产部门一阶条件、均衡条件和冲击条件。根据 Blanchard 和 Portugal(1980),以上对数线性化后的动力系统的解具有稳定性。

三、数据说明与参数校准

(一) 数据说明

本文涉及的主要变量包括: GDP、三大产业的 GDP、就业人数 (L_t)、CPI、GDP 增长指数和三大产业 GDP 增长指数。其中,1978 - 2008 年的原始数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》,2009 - 2011 年的数据来自《中国统计年鉴(2012)》。本文用到的中国 1978 - 2011 年资本存量 (K_t) 数据,参照单豪杰(2008)的计算方法得到。为消除价格因素的影响,通过 GDP 平减指数和 CPI 将各个名义值都换算为基期相同的实际值。对于经济波动,为与其他文献具有可比性,本文采用常见的 HP 滤波方法,并且年度数据的 λ 取 100。

对于产业结构升级指标 (X_t),目前学术界主要度量方法有三种:一是 Clark(1940)所定义的第一产业从业人员占全社会从业人员的比重,该指标值越小,产业结构高级化程度越高;二是 Chenery 和 Robinson

(1986)所定义的第二产业的产值比重及其就业人数比重,这一指标在工业化过程中不断上升,但在工业化完成后趋于下降;三是国内学者在研究产业结构调整中经常使用的第一产业增加值占国内生产总值的比重。但是,这三种度量方法仅仅盯住了第一产业或第二产业的就业人员及其增加值,忽视了第二、第三产业结构变化对总体经济增长和波动的影响。其实,产业结构升级是指,随着经济不断增长产业结构相应地发生规律性变化的过程,主要表现为三次产业比重沿着第一、二、三产业的顺序不断上升^①。为克服上述两种传统指标以偏概全的致命弱点,付凌晖(2010)设计了一种同时考虑三大产业增加值的结构升级指标:根据《中国统计年鉴》数据,将第一、二、三产业的增加值占GDP的比重作为空间向量 W_0 中的一个分量 $w_{1,t}, w_{2,t}, w_{3,t}$,然后,利用反余弦函数计算 W_0 与产业由低层次到高层次排列的向量 $W_1=(1,0,0), W_2=(0,1,0), W_3=(0,0,1)$ 的夹角 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$:

$$\alpha_j = \arccos\left(\frac{W_j^T W_0}{\|W_j\| \cdot \|W_0\|}\right) \quad j=1, 2, 3 \quad (28)$$

据此,定义产业结构升级指标 X_t 为:

$$X_t = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \alpha_j \quad (29)$$

使用上述方法,计算出1978-2011年间中国产业结构升级指数 X_t (见图1)。由计算结果发现,中国产业结构升级指标一直处于上升的态势,而且上升的速度远远低于同期国内生产总值的增长速度,但其上升路径一直比较平稳,为此本文假定产业结构升级指标 X_t 具有确定性的增长趋势 ψ ,且 $\psi = X_{t+1}/X_t$ 。

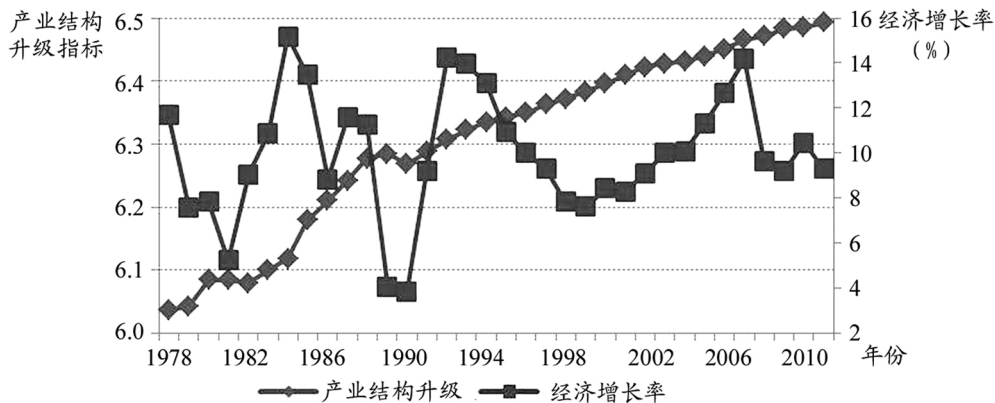


图1 产业结构升级与经济增长率

(二) 参数校准

1. 基本参数的确定

首先是确定折旧率 δ 和 H 。中国会计准则中规定资本折旧参考年限为10年,规定建筑资本的年折旧率为5%,但Bai等(2006)对中国资本折旧率进行了详细的计算,得到折旧率平均值为10.82%,该研究结果与胡永刚和刘方(2007)的研究较为吻合。为此,参照他们的研究, δ 选取0.11。仿照Hansen(1985)中的设置,取稳态时的劳动时间(H)为1/3,即每个劳动力每天工作8个小时。

其次是确定利率水平。对中国改革开放后资本边际产出的研究是近些年来经济学界讨论的热点,其中Bai等(2006)利用直观的计算方法得出了与宏观模型在概念上相契合的资本回报率,屠俊明(2012)在修正Bai等(2006)计算方法的基础上得到了中国1978-2006年的平均资本回报率为17.51%,而且这个数值与CCER“中国经济观察”研究组(2007)利用企业微观数据计算的结果比较吻合。为此,本文取稳态的利率水平 r 为0.175。

最后是其参数的确定。 φ 表示消费和闲暇的相对比重,与José-Víctor等(2009)相同,本文将 φ 设为0.667。贴现率的计算公式为 $\beta = \frac{1}{r + (1 - \delta)}$,由于 $\delta = 0.11, r = 0.175$,由计算可知贴现率 β 为0.939。

2. 要素份额与技术冲击

确定生产函数中的要素份额。根据所设定的柯布-道格拉斯生产函数形式,将其变形为:

^①随着产业结构的不断升级,与产值结构的变化趋势相似(二者的相关系数高达0.792),三大产业从业人员占比也是沿着第一、二、三产业的顺序不断上升的。篇幅所限,本文只用三大产业的产值指标衡量产业结构升级情况。

$$\ln \frac{Y_t}{N_t} = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha \ln \left(\frac{K_t}{N_t} \right) \quad (30)$$

依据此可供估计的函数形式,利用 1978-2010 年的数据进行估计,得到 $\alpha = 0.4163$ 。生产函数(30)式中的残差即为“索罗余值”,它衡量了中性技术水平。为此,在得到技术冲击 A_t 的时间序列数据后,根据它满足 AR(1) 过程的假设,得到技术冲击一阶自回归系数 $\rho_A = 0.8323$ 、技术冲击的标准差 $\sigma_A = 0.0197$ 。3. 政府支出参数

目前测算宏观经济变量波动的主要方法有 HP 滤波法、BP 滤波法、生产函数法、线性趋势法等,其中 HP 滤波法使用最为广泛,因而本文在计算政府支出波动时依然采用 HP 滤波方法。由于本文是年度数据,利用 HP 滤波进行成分分解时按通常的做法,将 λ 取值为 100。对政府支出 G_t 剔除价格影响后,将真实政府支出的自然对数值进行 HP 滤波处理得到政府支出波动 G_t^C 。再根据(3)式的设定,得到政府支出冲击的 AR(1) 系数 ρ_G 和政府支出冲击的标准差 σ_G 。具体结果见表 1。

表 1 模型参数的校准结果

| 参数 | α | β | r | φ | δ | N | ψ | ρ_A | σ_A | ρ_G | σ_G |
|----|----------|---------|-------|-----------|----------|-----|--------|----------|------------|----------|------------|
| 取值 | 0.4163 | 0.939 | 0.175 | 0.667 | 0.11 | 0.3 | 1 | 0.8323 | 0.0197 | 0.7812 | 0.0335 |

四、模型模拟

(一) 比较分析

本文模拟得到考虑产业结构升级模型的转移方程和主要变量的政策方程分别为:

$$\ln \hat{K}_t = 0.324 + 0.736 \ln \hat{K}_{t-1} - 0.021 \ln \hat{G}_{t-1} + 0.367 \ln A_{t-1} - 0.118 \sigma_{G_t} + 0.372 \sigma_{A_t} \quad (31)$$

$$\begin{bmatrix} \ln \hat{Y}_t \\ \ln \hat{C}_t \\ \ln \hat{I}_t \\ \ln N_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.541 \\ -1.427 \\ -2.095 \\ -0.955 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.390 \\ 0.624 \\ 0.228 \\ -0.322 \end{bmatrix} \ln \hat{K}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.129 \\ -0.045 \\ -0.218 \\ 0.084 \end{bmatrix} \ln \hat{G}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.830 \\ 0.627 \\ 1.378 \\ 0.255 \end{bmatrix} \ln A_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.034 \\ -0.062 \\ -0.114 \\ 0.064 \end{bmatrix} \sigma_{G_t} + \begin{bmatrix} 1.028 \\ 0.714 \\ -0.247 \\ 0.320 \end{bmatrix} \sigma_{A_t} \quad (32)$$

分析以上政策方程发现,在 \hat{K}_{t-1} 、 \hat{G}_{t-1} 和 A_{t-1} 三个状态变量以及 σ_{G_t} 、 σ_{A_t} 两个外生冲击中, \hat{K}_{t-1} 的系数整体上看是最大的,这表明 \hat{K}_{t-1} 对产出、消费、投资和劳动投入的影响都很大,因而资本波动是经济波动内在演进的核心动力。而从资本本身的转移方程来看,在 \hat{K}_{t-1} 、 \hat{G}_{t-1} 和 A_{t-1} 三个状态变量以及 σ_{G_t} 、 σ_{A_t} 两个外生冲击中,本期资本波动对上期资本波动和本期技术冲击的反应程度最为强烈。根据以上转移方程和政策方程,结合模型中的冲击条件,得到引入了产业结构升级的转换模型的模拟结果。为便于比较,本文采用相同方法,对不考虑产业结构升级的模型^①也进行了校准和模拟。具体模拟结果见表 2。

表 2 模型模拟结果比较分析

| 变量 | 实际经济 | | | 不考虑产业结构升级的模型 | | | | 考虑产业结构升级的转换模型 | | | |
|------|-------|-------|------------|--------------|-------|------------|-------------------------------|---------------|-------|------------|-------------------------------|
| | 标准差 | 相对标准差 | 与产出的同期相关系数 | 标准差 | 相对标准差 | 与产出的同期相关系数 | 模拟经济的 Kydland - Prescott 方差比率 | 标准差 | 相对标准差 | 与产出的同期相关系数 | 模拟经济的 Kydland - Prescott 方差比率 |
| 总产出 | 0.075 | 1.000 | 1.000 | 0.142 | 1.000 | 1.000 | 1.893 | 0.092 | 1.000 | 1.000 | 1.227 |
| 资本存量 | 0.053 | 0.707 | 0.785 | 0.072 | 0.577 | 0.592 | 1.358 | 0.059 | 0.685 | 0.782 | 1.113 |
| 投资 | 0.117 | 1.560 | 0.873 | 0.171 | 0.904 | 0.682 | 1.462 | 0.091 | 1.289 | 0.814 | 0.778 |
| 消费 | 0.036 | 0.480 | 0.632 | 0.011 | 0.077 | 0.432 | 0.306 | 0.021 | 0.228 | 0.564 | 0.583 |
| 就业 | 0.022 | 0.293 | 0.217 | 0.008 | 0.263 | 0.329 | 0.364 | 0.012 | 0.141 | -0.243 | 0.545 |
| 政府支出 | 0.061 | 0.813 | -0.261 | 0.085 | 0.599 | 0.274 | 1.393 | 0.072 | 0.783 | -0.212 | 1.180 |

就消费的波动而言,样本期内实际消费波动为 3.6%,不考虑产业结构升级的模型模拟值为 1.1%,Kydland - Prescott 方差比为 30.6%,这表明不考虑产业结构升级的模型解释了实际消费波动的 30.6%,低于

^①不考虑产业结构升级时,公式(4)中的 $X_t = 1$ 。

50% 模拟效果很不理想。但是在考虑产业结构升级后的模型中,消费波动的模拟值为 2.1% ,Kydlund - Prescott 方差比为 58.3% ,与实际经济更为接近。

就投资的波动而言,样本期内实际投资波动为 11.7% ,不考虑产业结构升级的模型模拟值为 17.1% ,Kydlund - Prescott 方差比为 146.2% 模拟值远远大于实际值。但是在考虑产业结构升级后的模型中,投资波动的模拟值为 9.1% ,Kydlund - Prescott 方差比为 77.8% ,更符合特征事实。实际经济中,投资与产出波动的同期相关系数为 0.873 ,而两个模型的模拟值分别为 0.682、0.814 ,可见也是考虑产业结构升级后的模型模拟出了投资与产出高度同周期的特征事实。

就资本存量的波动而言,实际资本存量波动为 5.3% ,不考虑产业结构升级的模型预测为 7.2% ,Kydlund - Prescott 方差比为 135.8% ,与实际经济相距甚远;考虑产业结构升级的模型模拟值为 5.9% ,Kydlund - Prescott 方差比为 111.3% ,尽管与实际经济相比还有些差距,但其差距明显减小。

此外,与不考虑产业结构升级的模型相比,考虑产业结构升级的模型对总产出、就业和政府支出的模拟结果也更接近现实经济。而且实体经济中,政府支出与产出是逆周期的,这表明财政政策对经济波动有一定的熨平作用,考虑产业结构升级的模型较好地模拟出来了这种逆经济周期特征(-0.212),而不考虑产业结构升级的模型模拟出来的政府支出与总产出却是顺周期的(0.274),与现实情况恰好相反。然而,在模拟就业方面,实际经济中就业与总产出是顺周期的,不考虑产业结构升级时的模拟结果也是顺周期的,而考虑产业结构升级后的模拟结果却是逆周期的,这表明模型尚存在一定的不足。

以上对比研究充分表明,考虑产业结构升级的模型模拟结果整体上优于不考虑产业结构升级的模型。可见,在模型化中国经济波动的研究时,对产业结构升级因素的忽视将会降低模型对现实经济波动的拟合能力。

(二) 影响机制分析

1. 敏感度分析

为明确产业结构升级对居民消费、投资、消费产出比、投资产出比的影响渠道和机制,本文对产业结构升级进行敏感性分析(见图 2)。将 ψ 的起始点设为 1,即假定产业结构升级的初始速度为零;终点设为 1.2,即假定产业结构升级的期末速度为 20%;步长设为 0.02,即假定本期产业结构升级速度都比上一期加快 2 个百分点。

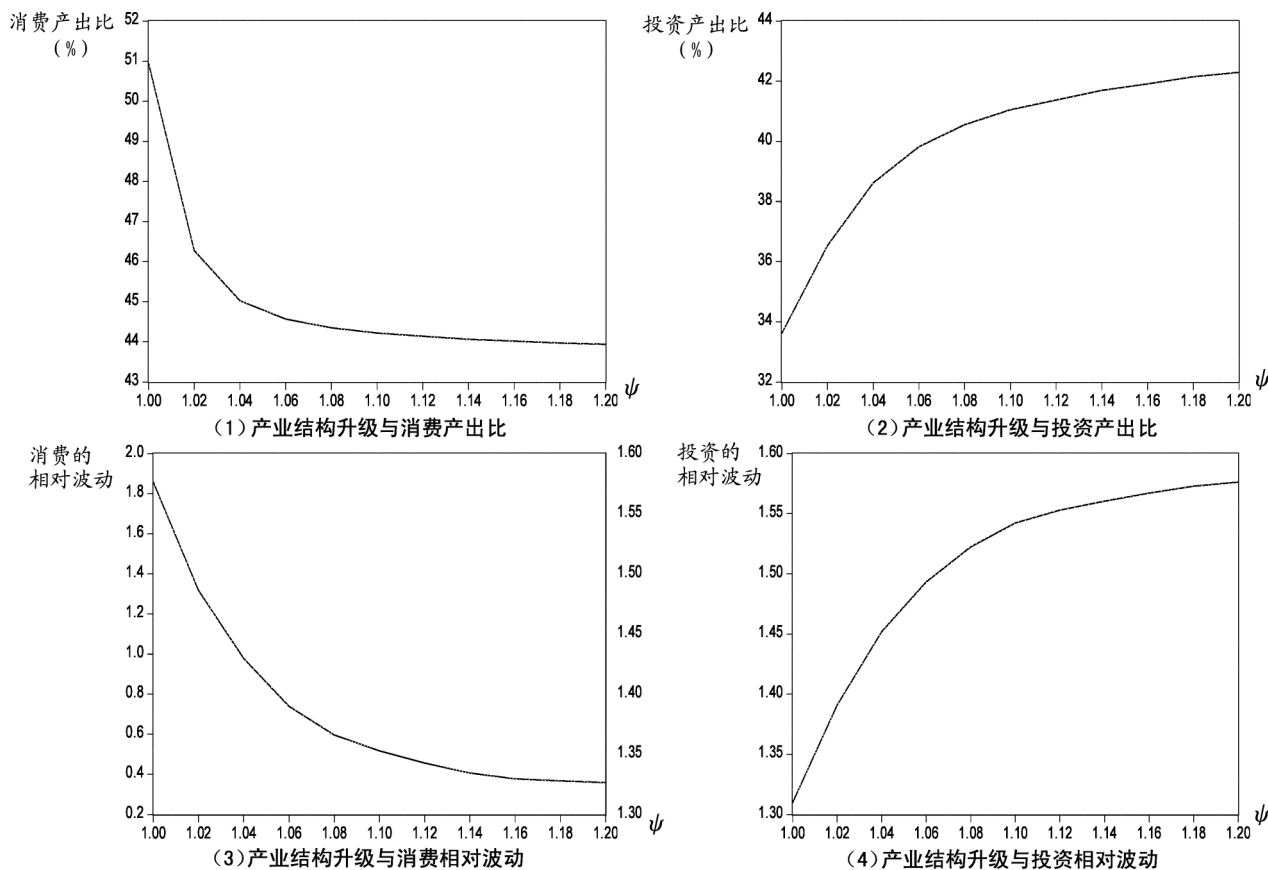


图 2 产业结构升级的敏感度分析

敏感度分析结果表明,随着产业结构升级速度的加快,模型稳态时的消费产出比出现单调下降,由 50.94% 减少到 43.94%,而投资产出比出现单调增加,由 33.62% 增加到 42.29%。这表明,产业结构升级速度的加快会促使消费的相对下降和投资的相对上升,这与近些年来中国经济波动的典型事实是相符的。与此同时,消费和投资相对于产出的波动也出现了单调变化:消费的相对波动由 185.66% 锐减至 35.95%,投资的相对波动则由 130.99% 上升至 157.63%。将实际经济中消费的相对波动和投资的相对波动与模拟数据相比较发现,二者之间存在一定差距。但是如图 3 所示,现实经济中消费的相对波动也是小于投资的相对波动的:1994-2011 年间,消费的相对波动的均值为 1.11,而投资相对波动的均值为 1.64。可见,模型还是较好地模拟出了这种特征。

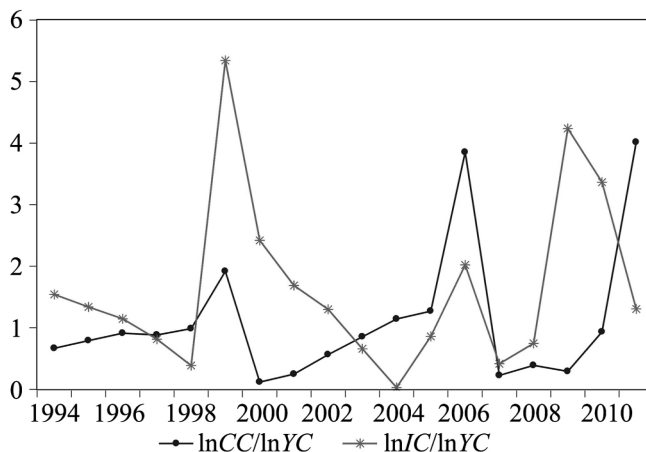


图 3 中国实际经济中消费、投资相对波动变化图①

敏感度分析较好地明确了产业结构升级对经济波动的影响机制:一方面,产业结构升级步伐的加快,使得稳态经济中需要更多的投资,投资相对增长,消费因而相对减少;另一方面,产业结构升级促使投资在维持高增长的同时,也呈现高波动的特征,但是由于产业结构升级带来的消费结构升级,并使得消费波动逐渐趋稳。可见,消费需求的波动缓和了产出波动而投资需求的波动加剧了产出波动,二者产生了一定程度的“抵消效应”。伴随着中国经济的持续增长和经济增长方式的逐渐转变,第三产业的蓬勃发展和产业结构升级进程的逐渐加快将是中国经济的长期发展趋势,产业结构的升级推动消费结构升级并促使消费相对波动日趋缓和,这可能是近些年来产业结构升级对中国经济波动产生“熨平效应”的作用机制。

2. 脉冲响应分析

敏感度分析本质上是一种比较静态分析,为进一步分析产业结构升级对经济波动冲击作用的动态传导机制,假定产业结构升级的速度 ψ 不是恒定的,在某个时期(例如某年)发生了 1 个单位标准差的正向冲击,本文利用脉冲响应分析这种产业结构升级速度的正向冲击对投资、消费、产出和资本存量等主要宏观经济指标的动态影响(见图 4)。

从消费对产业结构升级冲击的脉冲响应上看,实际消费在开始阶段向上偏离 0.022 单位,但是之后急剧下降,在第 3 期转向负向偏离,并在第 5 期达到最小值(-0.008),然后逐渐回到稳态附近。是因为,在产业结构升级面临一个正向冲击后,快速的产业结构升级对投资需求急剧增加,在总产出不能快速增加的背景下,投资的急剧增加必然会使得消费较快减少。

从投资对产业结构升级冲击的脉冲响应上看,实际投资首先向上偏离稳态,然后在第 3 期向上偏离达到最大值(0.072),之后较快下降,并在第 7 期回到稳态附近。正向产业结构升级冲击在开始阶段之所以引起投资向上偏离稳态,原因如前所述,在产业结构升级冲击发生后,快速的产业结构升级对投资需求急剧增加,因此产业结构升级的正向冲击对刺激投资而言是个利好冲击。

从总产出对产业结构升级冲击的脉冲响应上看,实际产出开始阶段向上偏离 0.032 个单位,随后快速下降,并在第 4 期之后逐渐走向稳态。这是因为,在封闭经济条件下,投资和消费是拉动经济增长的“两驾马车”。尽管由于产业结构升级冲击使得全社会的投资有所增加,在投资乘数的作用下,实际产出会有一定程

①lnCC、lnYC、lnIC 分别为实际经济中 1994-2011 年间的消费、GDP 和投资取自然对数并进行 HP 滤波后的周期波动值。因此,lnCC/lnYC、lnIC/lnYC 分别表示实际经济中的消费相对波动和投资相对波动。

度的上升;但另一方面,全社会投资的增加,在一定程度上减少了消费,这使得消费对经济增长的促进作用被削弱。

从资本存量对产业结构升级冲击的脉冲响应上看,资本存量首先向上偏离稳态 0.027 个单位,然后缓慢上升并在第 5 期向上偏离稳态达到最大值,之后缓慢回调,在 9 期后才回到稳态附近。正向产业结构升级冲击在开始阶段之所以引起资本存量向上偏离稳态,是因为产业结构升级的加快增加了全社会的投资需求,投资需求的增加必然会引起资本存量的增加,但是由于资本存量基数比投资要大很多,因此其变化步伐也慢于投资。

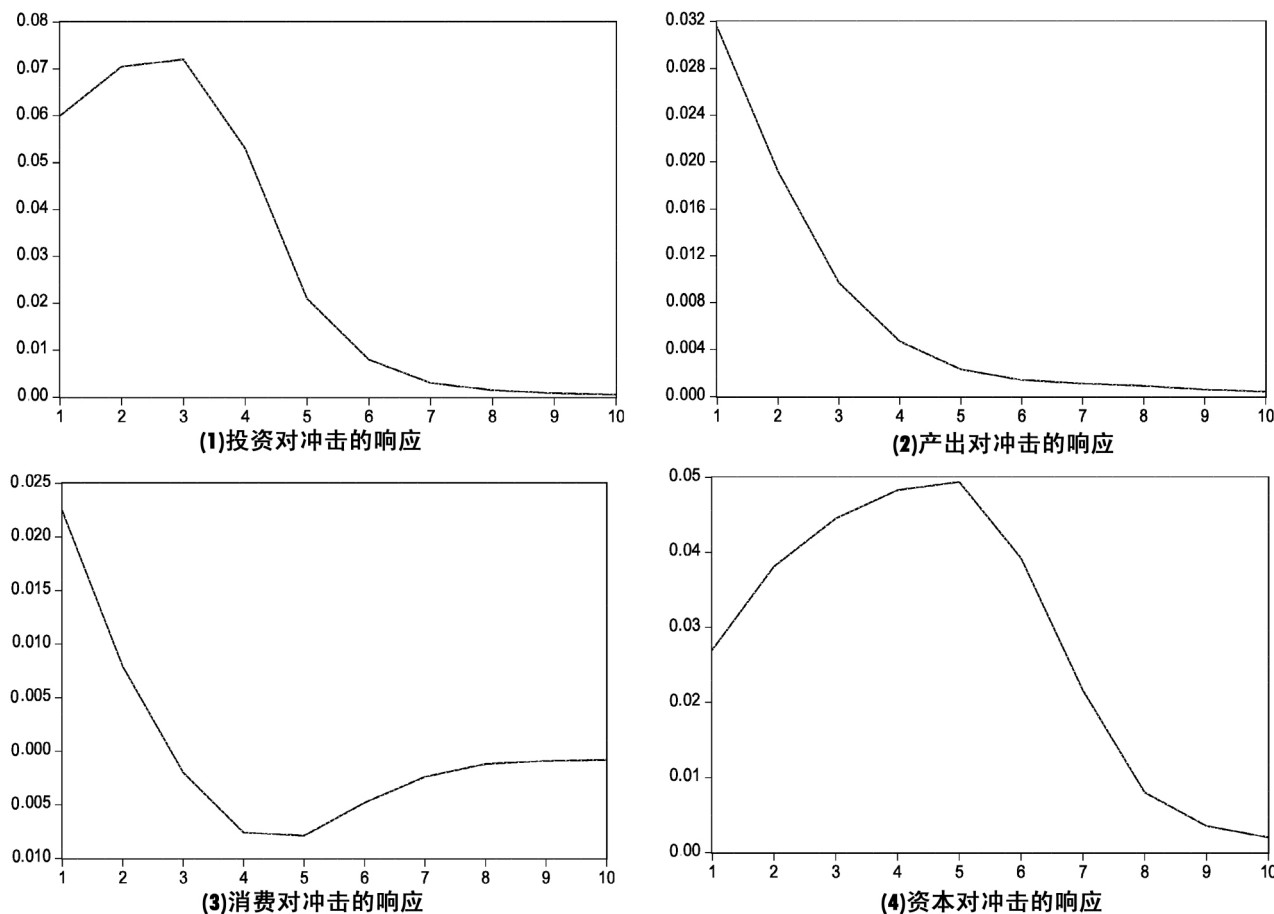


图 4 产业结构升级冲击的脉冲效应模拟

比较以上四大宏观经济变量对产业结构升级冲击的脉冲反应发现,投资波动偏离稳态的幅度最大,其次是实际产出和资本存量,而消费最小。产业结构升级冲击使得投资产生较大的正向波动,但同时使得消费产生负向波动,这两种波动效应共同作用,最终使得总产出的波动不是很大,这也与敏感度分析的结论基本是一致的。

五、结论与启示

与已有文献从时间序列模型入手不同,本文构建了一个考虑产业结构升级的动态随机一般均衡模型,分析了产业结构升级对中国经济波动的影响及其机制。比较不考虑产业结构升级模型和考虑产业结构升级的模型发现,后者的模拟效果显著优于前者。可见,改革开放以来中国产业结构一直处于不断调整之中,并已对中国宏观经济波动产生重要影响,因而在模型化中国经济波动的研究时,对产业结构升级因素的忽视将会降低模型对现实经济波动的拟合能力。敏感度分析进一步明确了产业结构升级影响经济波动的机制:产业结构升级在增加了投资需求的同时相对减少了消费,但是消费需求的波动缓和了产出波动而投资需求的波动加剧了产出波动,二者产生了一定程度的“抵消效应”,这使得近些年来中国经济在高投资、高增长的同时,并未出现高波动。而反映动态冲击机制的脉冲响应分析发现,主要宏观经济变量对产业结构升级冲击的脉冲反应不尽相同,而且产业结构升级冲击在对投资产生较大的正向波动的同时,对消费却产生负向波动,这两种波动效应共同作用,使得产业结构升级对中国经济波动的冲击总体上表现为“熨平效应”。

本文的研究表明,产业结构变动是中国经济波动的一个重要冲击源。宏观产业及其内部结构的变动对经济周期波动有着深刻的影响。当前在后金融危机时代,全球都面临经济结构的深刻调整和恢复经济增长的压力,中国经济也正处在打造“升级版”、提高质量和效益的关键阶段,面对竞争激烈程度加剧、产能过剩矛盾突出、要素成本上升较快等国内外经济形势,为实现“稳增长”(即经济波动较小)与产业结构调整协调推进,必须进一步优化产业结构,加强第一产业的基础性地位,做强做优第二产业,加快发展第三产业,推进产业结构向中高端升级,为经济发展注入新的动力。

参考文献:

1. CCER“中国经济观察”研究组 2007.《我国资本回报率估测(1978-2006)——新一轮投资增长和经济景气微观基础》,《经济学(季刊)》第3期。
2. 方福前、詹新宇 2011.《我国产业结构升级对经济波动的熨平效应分析》,《经济理论与经济管理》第9期。
3. 付凌晖 2010.《我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究》,《统计研究》第8期。
4. 干春晖、郑若谷、余典范 2011.《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
5. 郭克莎 1999.《总量问题还是结构问题——产业结构偏差对我国经济增长的制约及调整思路》,《经济研究》第9期。
6. 胡永刚、刘方 2007.《劳动调节成本、流动性约束与中国经济波动》,《经济研究》第10期。
7. 黄茂兴、李军军 2009.《技术选择、产业结构升级与经济增长》,《经济研究》第7期。
8. 金碚 2013.《产业转移、结构升级的积极动向》,《人民日报》1月13日。
9. 江小涓 2005.《产业结构优化升级:新阶段和新任务》,《财贸经济》第4期。
10. 李猛 2010.《产业结构与经济波动的关联性研究》,《经济评论》第6期。
11. 梁琪、滕建州 2007.《中国经济周期波动的经验分析》,《世界经济》第2期。
12. 梁稳存 2007.《货币政策与中国经济波动缓和化》,《金融研究》第7期。
13. 林毅夫 2012.《新结构经济学》北京大学出版社,第3-66页。
14. 刘金全、刘志刚 2005.《我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》,《经济研究》第3期。
15. 刘元春 2003.《经济制度变革还是产业结构升级——论中国经济增长的核心源泉及其未来改革的重心》,《中国工业经济》第9期。
16. 单豪杰 2008.《中国资本存量K的再估算:1952-2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
17. 屠俊明 2012.《我国消费波动和产出波动现象研究——基于动态随机一般均衡模型的视角》,中国人民大学博士学位论文。
18. 殷剑锋 2010.《二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究》,《中国社会科学》第4期。
19. 詹新宇、方福前 2012.《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》,《管理世界》第3期。
20. Bai, C. E., Hsieh, C. T., and Y. Y. Qian. 2006. “The Return to Capital in China.” NBER Working Paper, 12755.
21. Bernanke, B. 2004. “The ‘Great Moderation.’” Available at <http://www.federalreserve.gov>.
22. Blanchard, O. J., and P. Portugal. 2001. “What Hides behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U. S. Labor Markets.” *American Economic Review* 91(3): 187-207.
23. Chenery, H. B., and S. Robinson. 1986. *Industrialization and Growth: A Comparative Study*. Oxford, Oxford: University Press.
24. Clark, C. 1940. *The Conditions of Economic Progress*. London: Macmillan.
25. Eggers, A., and Y. Ioannides. 2006. “The Role of Output Composition in the Stabilization of U. S. Output Growth.” *Journal of Macroeconomics* 28(3): 585-595.
26. Galí, J., and G. Luca. 2009. “On the Sources of the Great Moderation.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 1(1): 26-57.
27. Gordon, R. 2005. “What Caused the Decline in US Business Cycle Volatility?” Available at <http://www.nber.org>.
28. Hansen, G. D. 1985. “Indivisible Labor and the Business Cycle.” *Journal of Monetary Economics* 16(3): 309-327.
29. José-Víctor, R., F. Schorfheide, and C. Fuentes-Albero. 2009. “Methods for Computing Marginal Data Densities from the Gibbs Output.” NBER Working Papers 15375.
30. King, R., C. Plosser, and S. Rebelo. 2002. “Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix.” *Computational Economics* 20(1-2): 87-116.
31. Lorentz, A., and M. Savona. 2010. “Structural Change and Business Cycles: An Evolutionary Approach.” Max Planck Institute for Evolutionary Economics Working Paper, No. 1021.
32. McConnell, M., and G. Perez-Quiros. 2000. “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?” *American Economic Review*, 90(5): 1464-1476.
33. Romer, C. D. 1999. “Changes in Business Cycles: Evidence and Explanations.” *Journal of Economic Perspectives* 13(2): 23-44.

34. Stock J. H. and W. W. Mark. 2005. "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics." *Journal of the European Economic Association* 3(5): 968 – 1006.

The Upgrading of Industrial Structure and the Stabilizing Trend of China's Economic Fluctuations

Zhan Xinyu^{1 2} and Gan Ling³

(1: School of Public Finance and Taxation Zhongnan University of Economics and Law;

2: Applied Economics Postdoctoral Station Zhongnan University of Economics and Law;

3: School of Foreign Languages Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: By incorporating the upgrading of industrial structure into the DSGE model this paper systematically analyzes the effects of the upgrading of industrial structure on China's economic fluctuations and its mechanisms. In the improved DSGE framework this paper clarifies the influence mechanisms of those effects by sensitivity analysis and impulse response analysis. The results indicate that the upgrading of the industrial structure has increased the investment demand but reduced the consumption demand. Meanwhile, the fluctuations of consumption moderate the economic volatility while the fluctuations of investment increase the economic volatility, which engenders offset effects jointly that lead to high volatility in the economy. That is to say, the upgrading of industrial structure has stabilizing effects on the economic fluctuations in China.

Key Words: Economic Fluctuations; Stabilizing Trend; Industrial Structure; DSGE Model

JEL Classification: L16, E32, O11

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 87 页)

参考文献:

1. 丛海彬、邹德玲 2007 《基于反倾销税实施的经济效应分析》，《特区经济》第 12 期。
2. 公强、伍楠林 2008 《反倾销税对进口国的福利影响》，《商场现代化》第 2 期。
3. 金碚 2008 《中国企业竞争力报告(2008): 企业成本与竞争力》，社会科学文献出版社。
4. Konings Jozef and Hylke Vandenbussche. 2005. "Antidumping Protection and Markups of Domestic Firms." *Journal of International Economics* 65(1): 151 – 165.
5. Konings Jozef and Hylke Vandenbussche. 2008. "Heterogeneous Responses of Firms to Trade Protection." *Journal of International Economics* 76(2): 371 – 383.
6. Konings Jozef and Hylke Vandenbussche. 2009. "Antidumping Protection Hurts Exporters: Firm – level Evidence from France." Available at <http://sites.uclouvain.be/econ/DP/IRES/2009017.pdf>.
7. Pierce Justin R. 2009. "Plant – level Responses to Antidumping Duties: Evidence from U. S. Manufacturers." *Journal of International Economics* 85(2): 222 – 233.
8. Rosenbuaum, P., and D. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using a Multivariate Matched Sampling Method that Incorporates the Propensity Score." *American Statistician* 39(1): 33 – 38.

Can Anti – dumping Measures Improve Performances of Chinese Firms? A Case Study of "Bisphenol A"

Su Zhendong and Shao Ying

(School of Economics, Dalian University of Technology)

Abstract: This paper selected the typical antidumping case "Bisphenol A" which conducted by China in 2006 toward South Korea, Japan, Taiwan and Singapore. By using the PSM Method this paper analyzed the effect of antidumping measures on protected Chinese firms. The results showed that antidumping measures significantly improved the performances of related industry on productivity, cost, profit ratio and asset – liability ratio. To be specific, productivity in this industry was improved the most, which also led other indicators improved. Above all, this paper proved the conclusion that antidumping measures improved the protected firms' performances. Based on this conclusion, some suggestions were given at the end of this paper.

Key Words: Anti – dumping Measures; Firm Performances; PSM Method

JEL Classification: F10, F13

(责任编辑: 彭爽)