

日本产业结构变动对经济波动的影响： 熨平还是放大？*

丁振辉 张 猛

内容提要 产业结构变动是经济发展过程中必然出现的现象之一。Moore 结构变动指数可以比较忠实地度量产业结构变动趋势,通过计算发现在不同的历史时期日本产业结构变动不尽相同。通过构造空间状态模型,本文检验了日本产业结构变动对经济波动的影响,发现在大部分时间内产业结构变动熨平了日本经济波动,而资本和劳动力冲击则是经济波动的主要来源。

关键词 产业结构变动 经济波动 状态空间模型 Moore 指数 HP 滤波

作者单位 中国人民大学经济学院

中图分类号: F131.31 **文献标识码**: A **文章编号**: 1007-6964 [2013]01-121012-0567

一、引言及文献综述

产业经济研究中,产业结构与经济增长的关系一直是学者研究的重点之一,大部分文献均指明产业结构变动对经济增长有明显的作用。特别是产业结构升级是经济增长的重要推动力量之一。产业结构的发展有其内在规律性,一般表现为国民经济由第一产业占主导地位向第二产业占主导地位演变,即工业化进程;继而由第二产业占主导地位向第三产业占主导地位演变,即经济的服务化过程,有时也称之为经济的软化过程。库茨涅兹认为,在长期经济增长过程中,主导产业由第一产业向二、三产业发展是经济发展的重要特征,也是促进经济增长的内在动力。刘伟、张辉(2008)、干春晖、郑若谷(2009)以及王展祥(2010)等人均认为产业结构升级对中国经济增长存在巨大的促进作用。当然也有部分相反的观点,例如,吕铁(2002)认为,从高层次的三次产业之间的结构出发可以得出类似的结论,但是从低层次三次产业内部的结构出发并不能有效地支持产业结构红利假说,因此对产业结构红利的讨论有待进一步深化。结合大部分文献的观点,至少有一点是明确的,即产业结构变动对经济增长的影响是不容忽视的。

除了对经济增长的影响外,作为产业结构对经济增长影响的副产品,产业结构变动与经济波动的关系同样是学者比较关心的话题。结构红利促进经济增长论者认为,各产业之间劳动生产率存在系统性差异,随着生

产要素由低生产率产业向高生产率产业转移,就会促进宏观经济部门整体生产率水平的提高。产业结构变动促进经济增长的同时也造成了经济的波动性,是经济周期形成的重要因素之一(Kuznets, 1971)。Baumol (1967)提出的“非均衡增长理论”同样认为,产业结构变动诱发经济周期,但影响可能是负面的,他认为,产业结构调整的单向发展,即劳动力不断由生产率较低的产业向较高的产业迁移,长期以往会降低劳动生产率较高产业的人均资本存量,拉低劳动生产率,造成经济向下波动。随着发达国家经济逐渐向后工业化方向发展,部分学者的研究表明(如Blanchard和Simon, 2001; Stock和Watson, 2002)以信息产业为代表的第三产业的繁荣使得产业结构变动不是造成了经济波动,而是熨平了经济波动。产业结构调整到底如何影响经济波动正逐渐成为经济领域热门话题之一。国内这方面的文章比较少见,干春晖、郑若谷和余典范(2011)研究了产业结构变动对中国经济增长和波动的影响,他们认为,产业结构高级化是经济波动的重要来源之一,而产业结构合理化则有助于抑制经济波动。李猛(2010)认为中国经济波动中大概有15%~20%的部门可以归结于产业结构的冲击。方福前、詹新宇(2011)认为,改革开放以来我国产业结构升级对经济波动存在明显的熨平效应,随着

* 中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果,项目批准号13XNH098,项目名称“国家经济周期的协同性与非协同性——东亚的实证研究”。

产业结构的不断升级,这种熨平效应趋于明显。到目前为止,笔者尚未发现国内有文章专门就日本产业结构变动与经济波动展开讨论,不多的文献如白雪洁(2003)比较了日美产业结构变动与经济增长和就业效果的关系,认为在这轮以服务化和信息化为特征的产业结构调整中日本落后于美国,这是日本经济近几十年来难有起色的重要原因。

二、日本产业结构变动与经济波动之度量

为了研究产业结构变动与经济波动之间的关系,首先需要确定二者的度量指标。有多种指标可以对产业结构变动进行衡量,在研究早期,学者以非农产业占国民经济的比重作为衡量产业结构的重要指标,但是随着经济的发展,第三产业逐渐从第二产业中脱离出来并成为独立的产业部门,在第三次科技革命的影响下,以信息技术产业为典型代表的第三产业在国民经济中的重要性显著提升,因此已经难以用非农产业比重来衡量第二、三产业的发展。干春晖等(2011)以第三产业与第二产业的比值作为衡量产业结构升级的指标,较好地解决反映了第三产业在国民经济中的变化,但是忽视了第一产业的存在,不能很好地忠实于日本由农业国向先进工业化国家转变的历史。另外,产业结构变化值 $K = \sum |q_{it} - q_{i0}|$ ($i=1, 2, 3$; q_{it} 和 q_{i0} 分别表示当期和初期第 i 产业占产出的比重) 常被用来作为衡量产业结构变动的指标,但是 K 指标只是各次产业比重变动之和的简单绝对值,不能反映某个具体产业变动的情况,也不考虑各次产业变动的方向,因此在使用上有一定的局限性。鉴于此,本文引入 Moore 结构变动指数来衡量产业结构变动。Moore 指数构建的基本思路如下:将每期三次产业作为一组三维向量,将 ω 作为两个时期两组向量之间的夹角, ω 就表示产业结构变动情况, ω 越大,说明变动幅度越明显:

$$M_t = \frac{\sum_{i=1,2,3} (w_{it} \times w_{i,t-1})}{(\sum_{i=1,2,3} w_{it}^2)^{1/2} (\sum_{i=1,2,3} w_{i,t-1}^2)^{1/2}} \quad (1)$$

其中 w_{it} 表示 t 期第 i 次产业在国民经济中的比重, $\omega = \arccos M_t$

经济波动是指一国实际总产出对其长期趋势的偏离程度,如何进行经济波动衡量的方法已经比较成熟,一般借助于时间序列进行去趋势项处理,得到波动项。一般方法包括 HP 滤波法、BP 滤波法、回归分析法、移动平均法和阶段平均法(PA),HP 滤波法是比较常用、也是被证明较优的一种方法。本文即用 HP 滤波法对

产出等指标进行去趋势化处理。

1. 日本产业结构变动

1956 年以来,日本第一产业在国民经济中的比重一直呈下降趋势,而第三产业在国民经济中的比重稳步上升,第二产业在国民经济中的比重呈现先上升后下降的趋势(图 1)。1956 年日本三次产业结构之比为 1:1.76:2.45,到 2009 年该比值为 1:18.33:47.33。根据三次产业在国民经济中的比重,可以估算日本产业结构 Moore 指数,按照上文介绍的方法,本文计算了 1956~2009 年间日本产业结构 Moore 指数以及 ω 值(图 2)。可以发现,日本产业结构变动在不同历史时期呈现出较强的差异性,从 1956 年到 20 世纪 90 年代前期,日本产业结构的 ω 值虽然在部分年份有所上升,从而形成尖锐的峰值曲线,但总体看呈震荡下降的趋势。90 年代中后期开始,日本产业结构变动明显加强,1999 年 ω 值达到 0.063479,是除了 1956 年以来的最高值。到了 21 世纪日本产业结构变动再次趋缓。

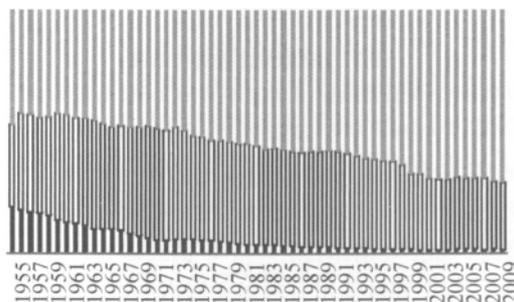


图1 日本三次产业结构构成(1955~2009年)

注:图1中从上至下分别是第三、第二和第一产业占国民经济比重。资料来源:日本统计局。

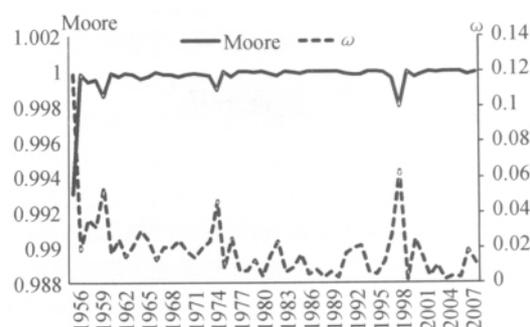


图2 日本产业结构 Moore 指数及 ω 值(1956~2009年)

注:同图1。

2. 日本经济波动

本文使用 Hodrick-Prescott 滤波法衡量日本经济波动的状况,HP 方法的基本思路是将时间序列项分解成趋势成分和波动成分两类成分,并通过最小化(2)式来

估算波动情况:

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^T (Y_i - Y_i^T)^2 + \lambda \sum_{i=2}^{T-1} [(Y_{i+1}^T - Y_i^T) - (Y_i^T - Y_{i-1}^T)]^2 \right\} \quad (2)$$

其中, Y_i 是真实经济时间序列, Y_i^T 是 Y_i 的趋势成分; λ 是对趋势成分 T_i^T 波动惩罚因子(或称为平滑参数), HP 去趋势法结果有赖于参数 λ , 需要权衡趋势项对实际序列的跟踪程度和趋势光滑度, 当 $\lambda = 0$ 时, 满足最小化条件的趋势序列等同于 Y_i 真实经济时间序列; 随着 λ 值增加, 估计的趋势越光滑, λ 趋于无穷大时, 估计出来的趋势序列将接近线性函数。由于本文是年度

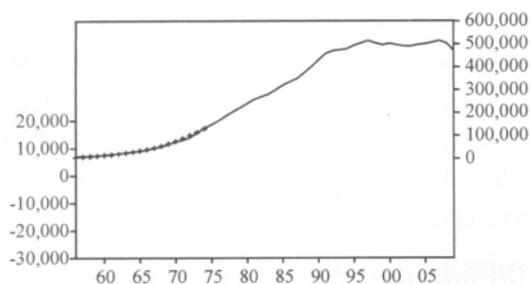


图3 HP 滤波法去趋势结果

注: 左轴是 Cycle 曲线坐标, 右轴是 GDP 和 Trend 曲线坐标。
数据来源: Eviews6.0 软件生成。

数据, 根据高铁梅等(2009)给出的参考值, λ 取 100。根据上述方法, 可以估计日本 1956~2009 年经济的波动情况。如图 3 所示, 图中 Cycle 曲线即为日本经济波动曲线, GDP 曲线表示日本名义国内生产总值^①, Trend 曲线表示日本经济增长的趋势曲线。利用同样的办法还可以对下文需要用到的资本和劳动力等变量进行类似的处理。

三、实证分析

1. 模型构建

现代经济增长理论认为, 短期经济增长是由劳动和资本等生产要素投入贡献的, 而长期经济增长是由技术进步贡献的(范里安, 2011)。正是依据此观点, Krugman(1994)认为东亚经济增长的奇迹完全可以用要素投入来解释, 因为全要素生产率对该地区经济增长贡献有限, 因此他推断东亚地区经济增长中没有技术进步的成分, 并进而认为东亚地区经济增长不可持续。要素边际生产率的差异导致要素不断由生产率较低的部门向较高的部门转移, 这是产业结构变动推动经济增长的主要动力。另一方面, 由于各产业之间的异质性, 导致要

素流动的速度和规模在不同时期呈现不同的特征, 这是产业结构变动可能造成经济波动的解释之一。沿着上述思路, 可以将产业结构作为一种制度性因素放入对经济增长的整体研究之中, 并将经济增长方程演化为:

$$Y_i = f(K_i, L_i, \Omega_i, A) \quad (3)$$

其中, Y_i 是用国内生产总值衡量的国民经济总产出, K_i 表示资本存量, L_i 为劳动力投入, Ω_i 是产业结构变动的指标, 而 A 表示技术进步和其他制度性因素有关的因素(短期内可以假设技术进步和制度变迁是一个固定的常数)。对上式两边同时取对数可以得到:

$$\ln Y_i = c + \alpha \ln K_i + \beta \ln L_i + \gamma \ln \Omega_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

假定产出 $\ln Y_i = \ln Y_i^T + \Delta_{Y_i}$, 其中, Y_i^T 代表实际产出 Y_i 的趋势项, 也可以看作其潜在产出, Δ_{Y_i} 是实际产出 Y_i 与潜在产出 Y_i^T 之差, 反映经济波动的程度。同理, 我们还可以假设:

$$\ln K_i = \ln K_i^T + \Delta_{K_i} \quad (5)$$

$$\ln L_i = \ln L_i^T + \Delta_{L_i} \quad (6)$$

$$\ln \Omega_i = \ln \Omega_i^T + \Delta_{\Omega_i} \quad (7)$$

其中, Δ_{K_i} , Δ_{L_i} , Δ_{Ω_i} 分别表示去趋势后的资本、劳动力和产业结构变动情况。一般认为产业结构调整具有刚性, 即本期产业结构构成与前期和后期产业结构构成有密切相关关系, 产业结构的调整过程是前后向因果联系的。本文假设产业结构调整是一期到位的, 即当期(t 期)产业结构的趋势值就是前期($t-1$ 期)产业结构的实际值, 即:

$$\Omega_i^T = \Omega_{i-1}, \text{ 那么:}$$

$$\Delta_{\Omega_i} = \ln \Omega_i - \ln \Omega_i^T = \ln \Omega_i - \ln \Omega_{i-1} \quad (8)$$

而相邻两期产业结构指标对数的差正好可以表示为产业结构变动的速度, 记做 g_{Ω_i} , g 代表变动速率, 代入上式则有:

$$\Delta_{\Omega_i} = g_{\Omega_i} \quad (9)$$

对(4)式进行去趋势项处理, 则有:

$$\ln Y_i - \ln Y_i^T = c + \alpha (\ln K_i - \ln K_i^T) + \beta (\ln L_i - \ln L_i^T) + \gamma (\ln \Omega_i - \ln \Omega_i^T) + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$\text{即: } \Delta_{Y_i} = c + \alpha \Delta_{K_i} + \beta \Delta_{L_i} + \gamma \Delta_{\Omega_i} + \varepsilon_i \\ = c + \alpha \Delta_{K_i} + \beta \Delta_{L_i} + \gamma g_{\Omega_i} + \varepsilon_i \quad (11)$$

(11)式反映了资本冲击、劳动力冲击和产业结构变动对经济波动的影响, 本文的目的主要是检验产业结构变动与经济波动的关系, 考虑到日本产业结构及经济

^① 1956~1994年数据来源于 Historical Statistics of Japan, 1995~2009年数据来源于 Japan Statistical Yearbook 2012. <http://www.stat.go.jp/english/data/index.htm>。日本历史数据与日本统计年鉴中 1995~1998年 GDP 统计有出入, 本文统计的是后者的数据。

发展现实,产业结构基本朝着高级化的方向发展,即产业结构变动指标基本为正(如图2所示),而经济波动、资本和劳动力波动起伏有正有负,为了反映其波动幅度的大小,本文取其绝对值,分别记: $\bar{Y} = |\Delta Y_t|$, $\bar{K} = |\Delta K_t|$, $\bar{L} = |\Delta L_t|$ 。(11)式可以改写成:

$$\bar{Y} = c + \alpha \bar{K} + \beta \bar{L} + \gamma g \Omega_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

(12)式即为本文的核心方程式,是后续研究的关键模型。要考察产业结构变动对经济波动的影响,主要考察系数 γ 的符号。若 γ 明显为负,则可以认为产业结构变动与经济波动负相关,即产业结构变动的速度越快,经济波动幅度越小,产业结构变动对经济波动有熨平作用;若 γ 明显为正,则可以认为产业结构变动与经济波动正相关,即产业结构变动的速度越快,经济波动幅度越明显,产业结构变动扩大了经济波动,即出现了Baumol所提出的非均衡增长现象;若 γ 不显著,则可以认为产业结构变动对经济波动的影响可以忽略不计。研究产业结构变动对经济波动的影响,对于我们正确认识经济波动的成因和合理制定产业经济政策都有十分重要的关系。

2. 实证分析

如果考虑到战后日本经济发展历程——从战后的经济恢复,到20世纪60、70年代的经济腾飞,到70、80年代的高速增长,以及进入90年代以来出现经济低迷,我们可以明显发现日本经济发展呈现明显不同的几个发展阶段。在时间序列跨度如此之大的情况下,采用传统的固定参数模型将无法很好地反映经济结构变化对经济波动的影响。为克服上述问题,本文拟采用变参数的空间状态模型作为实证分析方法。可以表示动态系统的空间状态模型在计量经济学文献中经常被用来估计不可观测时间变量,如理性预期、长期收入和不可观测因素(趋势和循环要素)等,能较好地满足本文的要求。另外,空间状态模型有两个显著的优点:第一,将不可观测的变量(状态变量)并入可观测模型并与其一起得到估计结果;第二,空间状态模型用卡尔曼滤波这种强有力的迭代算法来估计。空间状态模型由信号方程和状态方程两类方程组成,本文两类方程设定如下:

信号方程:

$$\bar{Y} = c + sv_{1t} \bar{K}_t + sv_{2t} \bar{L}_t + sv_{3t} g \Omega_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

状态方程由变参数 sv_{it} 的AR(1)过程描述,状态方程为:

$$\begin{aligned} sv_{1t} &= \xi_1 sv_{1t-1} + \mu_{1t} \\ sv_{2t} &= \xi_2 sv_{2t-1} + \mu_{2t} \\ sv_{3t} &= \xi_3 sv_{3t-1} + \mu_{3t} \end{aligned} \quad (14)$$

其中,随机干扰项 ε_t 和 μ_{it} ($i=1,2,3$)服从均值为

0、方差为 σ_ε^2 和协方差矩阵为 σ_μ^2 ,且 $\text{cov}(\varepsilon_t, \mu_t) = \theta$ 的正态分布,即:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{it} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \theta \\ \theta & \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right), \quad i=1,2,3; t=1,2,\dots,T$$

本文1998年以后的数据均来自《日本统计年鉴(各年)》,1956~1998年数据来自日本总务省统计局公布的日本历史统计数据《Historical Statistics of Japan》,年份统计口径均为历年(Calendar Year, CY)而非财年(Fiscal Year, FY)。

(1) 变量统计特征

结合战后日本经济发展的主要阶段(武田晴人,2011)大致可以以平成景气结束为标志将其分为1956~1991年和1992~2009年两个阶段,各宏观经济变量的周期统计性特征见表1。可以发现,在日本经济高速增长阶段,各类变量的波动幅度均明显大于近二十年来的波动幅度,这反映了在经济高速增长过程中,各类变量同样处于剧烈波动阶段。1956~2009年,资本的波动幅度最大,高达16.96%,经济波动幅度次之,为9.49%,劳动力和产业结构波动幅度较小,为0.59%。从各变量与产出的关系看,资本与产出相关性最明显,为0.902,表现出明显的强顺周期性质;劳动力与产出的相关性最弱,仅为0.721,表现出一定的弱顺周期性质;产业结构与产出的相关性为-0.598,基本表明产业结构波动与经济波动呈现一定的逆向关系,产业结构表现出一定的逆周期性质。虽然相关系数并不能完全说明产业结构与经济波动的关系,但是从一个方面回答了我们的猜测,即产业结构波动可能熨平了经济波动。下面需要更严谨的计量方法证实我们的结论。

(2) 平稳性及因果检验

时间序列模型为防止出现伪回归现象首先要进行时间序列的平稳性检验,本文对 Y 、 K 、 L 和 $g\Omega$ 4个变量进行ADF检验,以SC准则确定变量的滞后阶数,结果如表2所示。可以发现,国内产出、资本、劳动力和产业结构指标在5%的临界水平上都是水平平稳的。

由于变量是水平平稳的,因此也就没有必要进行协整检验,可以直接进行因果检验。在初步明确各经济变量波动与经济波动关系的基础上,需要进一步肯定双方的影响方向。运用格兰杰因果检验法可以判断单向或者双向影响的关系,结果如表3所示。可以发现,资本波动、劳动力波动和产业结构波动分别是经济波动的格兰杰原因,而经济波动却不能看作上述因素的格兰杰原因,即资本、劳动力和产业结构波动对经济波动的影响是单方面的。

表1 主要经济变量统计特征

| 变量 | 区间 | 均值 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 相关系数 | 观测值 |
|-----------|------------|--------|-------|--------|--------|--------|-----|
| \bar{Y} | 1956~1991年 | 0.023 | 0.534 | -0.093 | 11.5 | 1 | 36 |
| | 1992~2009年 | 0.005 | 0.043 | -0.048 | 2.292 | 1 | 18 |
| | 1956~2009年 | 0.016 | 0.534 | -0.093 | 9.486 | 1 | 54 |
| \bar{K} | 1956~1991年 | 0.036 | 1.017 | -0.162 | 20.329 | 0.908 | 36 |
| | 1992~2009年 | 0.005 | 0.088 | -0.097 | 6.072 | 0.798 | 18 |
| | 1956~2009年 | 0.024 | 1.017 | -0.162 | 16.956 | 0.902 | 54 |
| \bar{L} | 1956~1991年 | -0.001 | 0.011 | -0.01 | 0.601 | 0.752 | 36 |
| | 1992~2009年 | 0.002 | 0.01 | -0.009 | 0.548 | 0.324 | 18 |
| | 1956~2009年 | 0 | 0.011 | -0.01 | 0.586 | 0.721 | 54 |
| $g\Omega$ | 1956~1991年 | 1.571 | 1.581 | 1.56 | 0.601 | -0.633 | 36 |
| | 1992~2009年 | 1.569 | 1.579 | 1.561 | 0.548 | -0.517 | 18 |
| | 1956~2009年 | 1.571 | 1.581 | 1.56 | 0.586 | -0.598 | 54 |

表2 变量时间序列 ADF 平稳性检验

| | (c, t, n) | ADF 值 | 1% 临界值 | 5% 临界值 | 概率 | 平稳性 |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|-----|
| $\bar{Y}(0)$ | (0, 0, 1) | -5.186580 | -3.562669 | -2.918778 | 0.0001 | 平稳 |
| $\bar{K}(0)$ | (c, 0, 1) | -5.743558 | -3.562669 | -2.918778 | 0.0000 | 平稳 |
| $\bar{L}(0)$ | (0, 0, 0) | -3.374454 | -3.560019 | -2.917650 | 0.0164 | 平稳 |
| $g\Omega(0)$ | (c, 1, 0) | -3.374456 | -3.560019 | -2.917650 | 0.0164 | 平稳 |

注: c, t, n 分别表示常数项、时间趋势和滞后阶数。

表3 变量之间格兰杰因果检验

| 原假设 | Obs | Lags | F-Statistic | Prob. |
|-------------------------------|-----|------|-------------|----------|
| \bar{K} 不是 \bar{Y} 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 4.80642 | 0.0381** |
| \bar{Y} 不是 \bar{K} 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 0.39932 | 0.6730 |
| \bar{L} 不是 \bar{Y} 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 3.82013 | 0.0341** |
| \bar{L} 不是 \bar{Y} 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 1.49089 | 0.2356 |
| $g\Omega$ 不是 \bar{Y} 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 7.5541 | 0.008*** |
| \bar{Y} 不是 $g\Omega$ 的格兰杰原因 | 52 | 2 | 1.49089 | 0.2356 |

注: **, *** 分别表示在 5% 和 10% 的显著性水平上存在因果关系。

(3) 空间状态模型

在如(13)式和(14)式构造的空间状态模型中,各解释变量滞后阶数根据 AIC 准则和对数似然函数值的大小确定,同时为了避免模型估计结果残差项出现序列相关,需要确定模型的自回归项阶数(AR(p))和移动平均项阶数(MA(q))。通过对 ARMA(p, q) 模型进行试算和比较,最终确定 $p=1, q=2$,即本文自回归项阶数为 1,移动平均项阶数为 2。并运用卡尔曼滤波对空间状态模型进行估算,估算结果如表 4、图 4 所示,所有的变量都能通过显著性检验。

从图 4 可以发现,资本、劳动力冲击和产业结构变动 3 个变量的变参数曲线都不是水平曲线,由此可以反证 3 个变量对经济波动的影响不是一成不变的,并不具备稳定的相关关系,是处在动态进程之中的,因此使用

表4 状态空间模型统计量估计

| 原假设 | 最终状态值 | Z 统计量 | 概率 |
|-------|---------|---------|-----------|
| $sv1$ | 1.986 | 4.2653 | 0.0040*** |
| $sv2$ | 1.222 | 2.1763 | 0.0241** |
| $sv3$ | -1.512 | 3.5073 | 0.0073** |
| ML | AIC | SC | HQ |
| 24.63 | -0.9927 | -0.8793 | -0.9421 |

注: **, *** 分别表示在 5% 和 10% 的显著性水平上通过显著性检验。

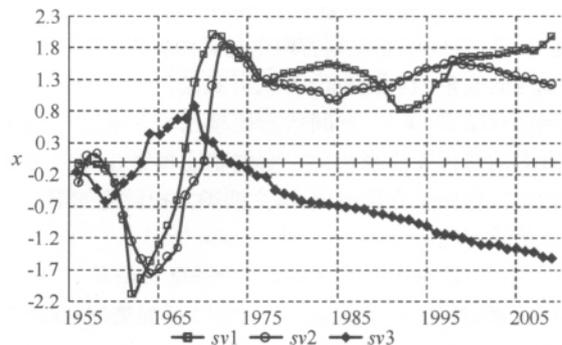


图4 状态空间模型变参数估计值

空间状态模型对此方程进行估计是恰当的。很明显,这是由于日本经济增长过程中各要素之间相互作用,使得经济波动的来源也处于不断变动的过程中。结合图 4

可以发现,在日本经济高速增长阶段(1956年~20世纪60年代末70年代初),资本和劳动力冲击的参数显著为负,说明在该阶段,资本和劳动力冲击不是经济波动的主要原因,反而由于不断的资本和劳动力投入熨平了日本经济波动,而20世纪70年代以后,资本和劳动力冲击反而成为日本经济波动的主要来源。具体原因本文不做深入探究,可能的解释主要有:经济增长模式发生变化,技术进步在经济发展中的地位进一步提升,而技术进步的基础正是资本的不断投入。

观察日本产业结构变动对经济波动的影响,明显可以发现可变系数曲线大致呈现3个阶段:第一个阶段(20世纪50年代中期到60年代初期)处于 x 轴下方,先降后升;第二阶段(20世纪60年代初期到70年代初期)处于 x 轴上方,先升后降;第三阶段(20世纪70年代初期以来)再次跌落至0以下,且一直下降。根据前文的假设,可变系数为负说明该指标对经济波动具有熨平作用,而可变系数为正说明该指标可能会加大经济波动。根据图4,在第一阶段产业结构变动熨平经济波动,但是由于系数取值范围较小,所以产业结构变动对经济波动的熨平作用比较有限。在第二阶段,产业结构变动对经济波动的影响发生变化,成为刺激经济波动的来源之一,同样由于系数较小,产业结构变动对经济波动的影响有限。而到了第三阶段,可变系数再次跌落到负值,且一直呈下降趋势,说明在此阶段产业结构变动对经济波动的影响开始固定,产业结构变动逐渐成为熨平经济波动的重要力量。

四、简要结论

通过上面的分析,本文大致可以得出以下几个结论:(1)通过构建 Moore 指标并计算两期 M 向量之间的夹角,可以用来衡量产业结构变动的幅度,计算可以发现,从1956年到20世纪90年代中后期,日本产业结构变动幅度呈震荡下降的趋势,而90年代后期到21世纪初,日本产业结构变动幅度出现了剧烈波动,随后日本产业结构变动逐渐趋缓。(2)通过 HP 滤波法对日本 GDP 进行去趋势化处理可以估算日本经济波动的状态,结果表明20世纪50年代中期到70年代初期,日本经济波动幅度较小;而从70年代开始,随着日本进入经济高速增长阶段,经济波动幅度开始明显加快,波动域也明显扩大。(3)引入状态空间模型这样一种可变系数模型,可以解决经济发展过程中因结构性变动导致模型出现稳定性变异的情况,通过对模型进行估计,可以发现,除1964~1971年间日本产业结构变动是经济波动

的诱发因素外,在1956~2009年大部分时间内日本产业结构变动熨平了日本经济波动。产业结构变动之所以能够熨平经济波动,主要是由于第三产业在国民经济中的比重稳步上升,而第三产业对经济波动有良好的熨平效应。

参考文献

- [1] James H. Stock, Mark W. Watson. Has the Business Cycle Changed and Why? [J]. NBER Macroeconomics Annual 2002-2003, 17(1): 159-230.
- [2] Oliver. Blanchard, John. Simon. The long and large decline in US output volatility [J]. Brookings Papers on Economic Activity 2001(1): 135-164.
- [3] P. Krugman. The myth of Asia's miracle [J]. Foreign Affairs, 1994(11): 62-78.
- [4] S. S. Kuznets. Economic growth of nations: Total output and production structure [M]. Belknap Press of Harvard University Press, 1971.
- [5] W. J. Baumol. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis [J]. The American economic review, 1967(57): 415-426.
- [6] 白雪洁. 日本与美国产业结构变动的经济增长与就业效果比较[J]. 现代日本经济 2003(5): 30-35.
- [7] 陈彦斌. 中国经济增长与经济稳定: 何者更为重要[J]. 管理世界 2005(7): 16-21.
- [8] 方福前, 詹新宇. 我国产业结构升级对经济波动的熨平效应分析[J]. 经济理论与经济管理 2011(9): 5-16.
- [9] 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.
- [10] 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): 4-17.
- [11] 高铁梅等. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社 2009: 41.
- [12] 哈尔. R. 范里安. 微观经济学: 现代观点[M]. 上海: 格致出版社 2011: 58.
- [13] 李猛. 产业结构与经济波动的关联性研究[J]. 经济评论, 2010(6): 98-104.
- [14] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究 2008(11): 4-15.
- [15] 吕铁. 制造业结构变化对生产率增长的影响研究[J]. 管理世界 2002(2): 87-94.
- [16] 武田晴人. 高度成長期の日本経済——高成長実現の条件は何か [M]. 东京: 有斐閣 2011: 12-49.
- [17] 王展祥. 中国产业结构演进与经济增长关系研究[J]. 当代经济研究 2010(4): 41-45.

(责任编辑: 张 薇)

FDI Heterogeneity under China's Double Dual Economic Structure*Xu qing*(53)

China's double dual economy have an important impact on the nature of the inflow of FDI. The empirical results show that the utilization of foreign capital of eastern China in 2002 ~ 2009 in order to bring greater technology spillovers and promote the upgrading of industrial structure of horizontal FDI . The FDI nature of China's central region is not clear , and the western regional foreign capital is mainly vertical. Finally , the paper tests the nature of China's FDI again using threshold regression. The results show that different level of financial development , external dependence and the degree of state apparent threshold effect.

Cost , Endowment and Outward FDI from Chinese Manufacturing: A Study based on an Extended KK Model*Wang Jian Luan Dapeng*(60)

This paper extends the classical KK model by discriminating six types of firm structures. Results of numerical simulation show that different structures of potential firm or MNE will emerge in domestic country with different factor endowments in equilibrium , and the results are given medium trade costs and medium relative firm-level cost. It is implied that investment of Chinese manufacturing firms into more underdeveloped countries is based on their technology advantages , and in similar emerging economies is to reduce trade costs , while that into developed countries depends on national advantages of low-cost labor.

An Analysis on the Background and the Impact of the Third Round of U. S. Quantitative Easing Policy*Lin Jue*(67)

September 2012 , the Fed announced the QE3 measures to stimulate economy. The United States wished to encourage loan and expenses to reduce the unemployment rate and to promote the economy out of the doldrums growth by the way. The plan is different from the previous one with deadline. It does not set the time to take action until the economy improves. The U. S. has already debt-ridden. Will the purchase of a large number of bonds promote inflation further? How is the state of the U. S. economy? What is the background of the re-launch of the EQ3 policy? What kind of impact of the QE3 may be brought to the other countries especially China's economy? The paper also studied the above questions.

Influence of Industrial Structure Transformation on Economic Fluctuation of Japan: Smooth or Not?*Ding Zhenhui Zhang Meng*(74)

The industrial structure transformation is a doomed phenomenon during the economic development. By introducing the Moore structural index which authentically described the industrial structure development tendency , this paper found that the industrial structure varied in different periods. A variable coefficient state space model showed that in most of the time industrial structure transformation smoothed the economic fluctuation and capital and labor shocks played an opposite role. On considering the history of Japan , it suggested that in order to minimized the potential output loss resulted of inter-period volatility , the following measures should be more noticed: more attention be paid on the tertiary industry and industrial structure adjustment , especially on the factor respect.

An Research on Industrial Agglomeration and Balance Effect based on China ASEAN Free Trade Zone*Long Yun-an*(80)

The research purposes investigating China's free trade development strategy , implementing China and neighboring countries trade integration , and promoting the internationalization of RMB. By the application of spatial economics theory model , it studies the free trade area of the industrial agglomeration process and results , and through the double difference method to verify the related research conclusions. The results show that small starting mode "CAFTA" changes "Core-Periphery" negative effect of traditional pattern , which makes the regional industry development tend to balance , CAFTA model construction accelerates the inter industry trade between members. So , the conclusions are that the conflicts are reduced by free competition mechanism and policy coordination mechanism in member states , and the industrial deformity is avoided , thus it promotes the balance of economic development in members.