

生产率冲击、随机趋势与经济波动

简 泽

(上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433)

摘 要:文章在新古典随机增长模型的框架下,扩展并简化了KPSW的计量经济学方法,并用它识别和测量了具有持久效应的生产率冲击对我国经济波动的影响。我们发现具有持久效应的生产率冲击不仅引起了这些变量长期趋势的随机变化,而且导致了投资和产出偏离随机趋势的短期波动。不过,生产率冲击的短期波动效应可能并不具有实际上的重要性。

关键词:生产率冲击;随机趋势;短期波动效应

中图分类号:F810.4;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)07-0030-10

一、引 言

识别和测量经济波动的源泉一直是应用宏观计量经济学面临的严峻挑战。传统上,宏观经济变量被分解成趋势和周期性成分,以至于推动经济增长的创新能够和引起经济周期的冲击区分开来。近年来,这种区分受到了一种假说的挑战,在这种假说中,自然率水平的趋势呈现波动的典型特征,而且推动经济增长的创新被认为是产生经济周期的主要力量。

King、Plosser、Stock和Watson(1991)分析了具有持久效应的生产率冲击如何导致一些重要的宏观经济变量拥有共同随机趋势,并说明了这种冲击和它的传播机制怎样从数据中识别出来。本文扩展并简化了他们的计量经济学方法(下文简称为KPSW方法),从而能够分离出消费、投资和产出的随机趋势和周期性成分,进而比较每个部分冲击方差的大小,并进一步探索具有持久效应的生产率冲击的短期波动效应。这种方法建立在消费能够被近似地看作纯粹的随机游走的假设上,这一假设自Hall(1978)的重要论文发表以来已积累了大量的理论和经验证据(Fama, 1992; Cochrane, 1994),并获得了我国数据的支持。

收稿日期:2005-03-22

作者简介:简泽(1970-),男,湖北利川人,上海财经大学国际工商学院博士生。

在新古典随机增长模型的理论框架下,我们利用发展和简化了的计量经济学方法考察了具有持久效应的生产率冲击对我国经济波动的影响。我们发现,具有持久效应的生产率冲击促使我国的消费、投资和产出拥有共同的随机趋势,因而趋势的随机变化表现出波动的典型特征;消费足够近似于纯粹的随机游走,而投资和产出存在暂时偏离趋势的短期波动成分;相对于趋势变化率的方差,投资和产出短期波动成分的方差更大。而且,具有持久效应的生产率冲击的确导致了投资和产出偏离随机趋势的短期波动,但证据并没有充分到具有实际重要性的程度。因此,如果具有持久效应的生产率冲击模型化了供给冲击的基本特征,那么,我们的结果表明传统理论强调的需求冲击可能是我国经济短期波动的主要原因。

二、理论背景

遵循 King、Plosser、Stock 和 Watson(1991),我们利用一个简单的新古典随机增长模型分析具有持久效应的生产率冲击对主要宏观经济变量长期趋势的变化和短期波动的影响。

假定一个单部门经济的产出 Y_t 用规模报酬不变的 Cobb-Douglas 技术生产出来,即 $Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} N_t^\alpha$,这里 K_t 是资本存量, N_t 表示劳动投入, α 度量了劳动产出弹性, A_t 代表经济的全要素生产率。

全要素生产率的对数遵循带漂移的随机游走: $\log A_t = u + \log A_{t-1} + v_t$,其中具有持久效应的冲击 v_t 是均值为 0、方差为 σ^2 的独立同分布的随机变量,参数 u 代表生产率的平均增长率。自然,持久冲击 v_t 表示对这个平均增长率的偏离。

Solow(1970)的分析表明,在这个经济里,当 A_t 以固定速率 u 增长时,稳态路径上的人均消费、人均投资和人均产出均以相同的速率 u/α 平衡增长。因此,在平衡增长路径上,一些重要的比例关系,比如 Y_t/C_t 和 I_t/C_t 固定不变。然而,将不确定性考虑进来后, v_t 的一个实现将永远改变对未来各期 A_t 趋势的预测,即: $E_t \log(A_{t+s}) = E_{t-1} \log(A_{t+s}) + v_t$,这意味着一个正的生产率冲击提高了预期的长期增长路径,从而消费、投资和产出的对数拥有共同的随机趋势 $\log A_t/\alpha$,并以 $(u+v_t)/\alpha$ 的速率增长。这时候,经济的两个比例关系 Y_t/C_t 和 I_t/C_t 成为平稳的随机过程。共同的随机趋势表明,每一个具有持久效应的生产率冲击的发生将形成消费、投资和产出新的趋势。因此,如果具有持久效应的生产率冲击经常发生,那么,这些变量的时间序列将表现出我们观察到的波动特征。

当然,产出趋势水平的波动并不是经济波动的全部。所以,我们进一步考察具有持久效应的生产率冲击发生后经济体系的转移动态过程。虽然准确的动态调整依赖于我们对经济当事人偏好及其面临的技术可能性的具体设定,

但我们仍然可以得到两个具有一般性的结论:首先,持久冲击的发生将启动经济的转移动态过程,即经济从原来的增长路径过度到新的增长路径的调整过程。一个正的冲击发生后,新的增长路径要求较高的资本水平,这自然会引致资本的积累,因而在短期里投资增加了。在这个过程中发生的实际利息率的增加为劳动投入的暂时性增加提供了激励,所以,转移动态过程中产出的增长率会发生暂时性变化。不过,消费的短期动态取决于利率提高的替代效应和收入效应综合作用的结果。如果这两种效应相互抵消,消费可能没有重要的短期调整。其次,虽然转移动态过程中,经济的两个比例关系会偏离平均水平,但通过转移动态的调整后,具有持久效应的生产率冲击最终将导致消费、投资和产出的对数一对一的增长。

这个新古典随机增长模型表明,具有持久效应的生产率冲击不仅使得消费、投资和产出拥有共同的随机趋势,而且将会导致投资和产出产生偏离趋势的短期波动成分。从而,一些重要的宏观经济变量长期趋势的波动和暂时偏离趋势的短期波动都可能是同一生产率冲击的结果。

这些理论结果有着自然的计量经济学解释。令 $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, X_{3t})'$, 其中 X_t 的分量 $X_{it} (i=1, 2, 3)$ 分别对应 c_t, i_t 和 y_t , 它们表示 t 时刻消费 C_t 、投资 I_t 和实际产出 Y_t 的对数。首先,在随机游走的生产率冲击作用下, c_t, i_t 和 y_t 拥有随机趋势。这意味着 c_t, i_t 和 y_t 的时间序列应该被看作单位根过程的实现。其次,长期经济的平衡增长意味着两个重要的比例关系 Y_t/C_t 和 I_t/C_t 成为平稳的随机过程。因此, c_t, i_t 和 y_t 构成的系统具有协积关系(cointegration, 下同), 并拥有两个理论上的协积向量: $\beta_1 = (-1, 0, 1)$ 和 $\beta_2 = (-1, 1, 0)$ 。再次,在生产率冲击发生后的转移动态过程中,如果消费没有明显的短期调整, c_t 可能非常近似于纯粹的随机游走,但是,理论分析的结果表明 i_t 和 y_t 不可能是纯粹的随机游走,因而它们包含明显的暂时性成分。这些计量经济学含义启发了我们的计量经济学方法。

三、计量经济学方法

这一节发展一个新的统计程序,它在许多方面有别于 KPSW 方法。

我们的统计程序首先考察向量 X_t 的各个分量是否存在随机趋势,这在统计上等价于对 c_t, i_t 和 y_t 的时间序列进行单位根检验。与传统单变量时间序列的单位根检验比较起来,基于综列数据的单位根检验方法不仅包含了更多的观察值,而且可以利用序列间的信息,因而大大提高了单位根检验的力量。所以,我们使用由 Im, Pesaran 和 Shin(2003)最近发展的基于综列数据的单位根检验方法。具体的检验建立在下面的模型上:

$$\Delta X_{it} = u_i + \gamma_i t + \alpha_i X_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta X_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

这里, Δ 是差分算子, ϵ_{it} 是白噪声, 滞后差分项滞后阶数 p_i 的选择由 Schur tz 信息准则决定。模型(1)不仅包含了常数项、线性趋势以及合理的滞后差分项, 而且允许各分量方程的所有参数互不相同。因此, 模型(1)是在不借助先验信息的条件下最一般的设定。检验的原假设为 $H_0: \alpha_i = 0, i=1, 2, 3$ 。如果原假设不能被拒绝, 则 X_t 中每一个分量的序列均可看作差分平稳过程的实现, 因而它们作为持久冲击累积作用的结果拥有随机趋势。

如果 X_t 中每一个分量的序列均可看作差分平稳过程的实现, 那么, 它们是否存在共同的随机趋势? 显然, 如果系统 X_t 存在共同随机趋势, 那么, c_t, i_t 和 y_t 之间应该存在两个独立的协积关系。因此, 我们采用 Johansen(1991)的协积检验和估计程序来寻找这个问题的答案。Johansen(1991)的方法建立在这样的向量自回归模型上:

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \Pi_1 \Delta X_t + \dots + \Pi_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

这里, μ 是常数向量, X_{t-1} 的系数矩阵 $\Pi = a\beta$, 其中 a 是调整系数矩阵, β 是协积向量的系数矩阵, 滞后差分项的滞后阶数 k 仍可由 Schar tz 信息准则确定。不过, 除非我们施加识别限制, 从数据中估计的协积向量并没有明确的经济含义, 因而我们借助 Johansen(1991)的似然比检验来推断从数据中估计的协积关系是否可被看作平衡增长条件下理论上的协积关系 β_1 和 β_2 , 即 $y_t - c_t$ 和 $i_t - c_t$ (以后写作 $X_{it} - c_t, i=2, 3$) 是否是平稳过程。

进一步, 如果生产率冲击使得 c_t, i_t 和 y_t 拥有共同的随机趋势, 那么, 除了长期趋势的波动外, 这些变量是否包含短期波动成分? 如果 c_t, i_t 和 y_t 拥有随机趋势, 判断它们的时间序列是否包含短期波动成分等价于考察它们是否可被看作纯粹的随机游走 (Fama, 1992)。在单变量情形下, 我们可以通过检验它们的一阶差分是否是一个白噪声来实现。但是, 协积关系的存在为我们判断 c_t, i_t 和 y_t 的时间序列是否可被看作纯粹的随机游走提出了更高的要求。在协积关系存在的情况下, 一个变量是一个纯粹的随机游走使得我们无法从向量误差纠正系统中任何变量或者变量之间的协积关系预测其变化率 (Cochrane, 1994)。为此, 我们可以根据(2)式估计一个受到平衡增长限制的向量误差纠正模型来考察 c_t, i_t 和 y_t 的时间序列是否可被看作纯粹的随机游走。自然, 如果变量不能被看作纯粹的随机游走, 那么, 这个变量存在偏离趋势运动的短期波动成分。

如果 c_t 是纯粹的随机游走, 并且 c_t, i_t 和 y_t 之间具有两个独立的协积关系。那么, c_t 分别加上 Y_t/C_t 和 I_t/C_t 的平均值便构成了 i_t 和 y_t 的随机趋势, 进而容易得到 i_t 和 y_t 的短期波动成分。进一步, 我们可以用下式来描述具有持久效应的生产率冲击发生后投资和产出的动态调整过程:

$$\Delta X_{it} = a_0 + a_1 \Delta c_t + a_1 a_2 \Delta c_{t-1} + a_1 a_2^2 \Delta c_{t-2} + \dots + b(X_{it-1} - c_{t-1}) + \zeta_t \quad (3)$$

$i=2, 3$

这里 $0 < a_2 < 1$, ξ_t 是均值为 0、方差恒定且独立同分布的随机变量。非常重要的一点是,在模型(3)中, Δc_t 的作用是双重的:首先, c_t 是纯粹的随机游走,那么 c_t 的变化率 Δc_t 只是持久生产率冲击的结果。因此, Δc_t 可用来度量生产率冲击的大小。其次, c_t 是 c_t 、 i_t 和 y_t 的共同随机趋势,那么, Δc_t 自然地度量了这三个变量趋势的变化。

考虑到生产率冲击对 ΔX_{it} 的影响具有滞后效应,我们假定这种效应是无限期的,并以几何级数递减。需要说明的是,这里假定生产率冲击具有无限滞后效应并未施加太多的限制,因为当 a_2 趋近于 0 时,滞后效应将很快衰减到 0。于是,使 c_t 、 i_t 和 y_t 的共同随机趋势变化一个单位的持久生产率冲击对 ΔX_{it} 总的的影响为 $a_1/(1-a_2)$ 个单位。相应地,持久生产率冲击对 ΔX_{it} 总的的影响减去一个单位的趋势变化,即 $a_1/(1-a_2) - 1$ 度量了使共同趋势变化一个单位的具有持久效应的生产率冲击所引起的短期波动效果。在随机趋势已知的前提下,投资和产出的短期波动成分能够容易地从趋势中分离出来,进而很容易判断生产率冲击短期波动效应的实际重要性。显然,模型(3)右边的 $b(X_{it} - c_t)$, 在 $b < 0$ 的情况下成为误差纠正项,它起到一个控制变量的作用。

为了便于估计,将(3)减去其滞后一期的 a_2 倍后得到:

$$\begin{aligned} \Delta X_{it} = & a_0(1-a_2) + a_1 \Delta c_t + a_2 \Delta X_{it-1} + b(X_{it-1} - c_{t-1}) \\ & - a_2 b(X_{it-2} - c_{t-2}) + \zeta_t - a_2 \zeta_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

正如所有的向量误差纠正模型都只包含协积关系的一期滞后一样,(4)式右边的第五项 $a_2 b(X_{it-2} - c_{t-2})$ 通常没有统计上的显著性,进一步注意到 a_2 和 b 的绝对值比较接近于 0,因而它没有实际重要性,将其去掉后得到:

$$\begin{aligned} \Delta X_{it} = & a_0 + a_1 \Delta c_t + a_2 \Delta X_{it-1} + b(X_{it-1} - c_{t-1}) + \eta_t \\ & i=2, 3, \eta_t = \zeta_t - a_2 \zeta_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

模型(5)与(4)比较起来更容易估计,但它包含了因变量的一期滞后,且扰动项存在序列相关,因此 OLS 估计不具有无偏性,甚至不满足一致性。所以,我们将它看作包含两个外生变量的一阶自回归模型,从而用极大似然方法给出其具有一致性的估计结果。

综上所述,模型(1)、(2)和(5)构成了我们计量经济学方法的核心。模型(1)被用来考察消费、投资和产出是否具有随机趋势,而模型(2)进一步考察它们是否具有共同随机趋势,并可否当作持久生产率冲击的结果。而且,建立在模型(2)之上的受到理论协积关系限制的向量误差纠正模型还被用来判断它们能否看作纯粹的随机游走,进而推断它们是否存在短期波动成分。如果这些变量存在短期波动成分,我们便可用模型(5)来衡量短期波动成分中有多少来源于持久生产率冲击。因此,由模型(1)、(2)和(5)构成的统计程序能够用来研究引言中所提到的本文关注的主要问题。

四、数据和对数据的初步分析:一些统计规律性

我们使用 1952~2002 年间我国实际消费以及 1952~2003 年间我国实际投资和实际 GDP 的年度时间序列。所有的序列都是实际值,并作了取对数的变换。其中,实际消费序列来自 1985 年和 2003 年统计年鉴中的“最终消费”栏。1978~1984 年间两个版本的数据有微小差异,不过用以 1950 年价格为 100 的零售物价指数序列折算成实际值并作了取对数的变换后,这种差异完全可以忽略不计了。实际投资和实际 GDP 的时间序列来源于 Hsuech 和 Li (1999) 以及 Yan Wang 和 Yudong Yao(2003)的研究成果。Hsuech 和 Li (1999)在国家统计局的支持下,核算出了与 SNA 体系一致的 1952~1995 年我国实际 GDP 序列和投资折算因子序列。Yan Wang 和 Yudong Yao(2003)将这些序列扩展到 1999 年,并核算了 1952~1999 年间的实际投资序列。我们按照他们的方法将这些序列延伸到 2003 年,从而构成了本文使用的实际投资和实际 GDP 序列。

五、检验分析的结果

首先,就单位根检验而言,对 c_t 、 i_t 和 y_t 的单位根检验被分成两个步骤:先就每个序列包含两个单位根的原假设进行检验,如果每个序列包含两个单位根的原假设被拒绝,再就每个序列包含一个单位根的原假设进行检验。在对每个序列包含两个单位根的原假设进行检验时,根据 Schartz 信息准则,依据式(1)设定的模型中,消费方程没有包含滞后差分项,而投资和实际产出变化率方程都包含了一阶滞后差分项。检验统计量的值为 -7.823,因而每个序列包含两个单位根的原假设被拒绝。在进一步就每个序列包含一个单位根的原假设进行检验时,所设定模型的消费方程仍然没有包含滞后差分项,而投资和实际产出变化率方程分别包含了一阶和二阶滞后差分项。检验统计量的值为 -0.2938, P 值为 0.383。因而,在通常的显著性水平上,我们不能拒绝 c_t 、 i_t 和 y_t 的时间序列是单位根过程的原假设。这意味着 c_t 、 i_t 和 y_t 的趋势是持久冲击累积作用的结果,因而随机变化的趋势致使这些序列展现出波动的典型特征。

表 1 协积检验

原假设	备择假设	特征值 λ_i	最大特征根检验		迹检验	
			$\hat{\lambda}_{max}$	临界值	迹统计量	临界值
$r=0$	$r=1$	0.354	21.376	21.132	41.525	29.798
$r \leq 1$	$r=2$	0.330	19.614	14.265	20.150	15.495
$r \leq 2$	$r=3$	0.011	0.535	3.841	0.535	3.841

注:临界值所对应的显著性水平为 0.05。

既然 c_t 、 i_t 和 y_t 都是一阶求积的,我们利用协积检验考察了 c_t 、 i_t 和 y_t 是否具有共同的随机趋势。依据 Schurtz 信息准则并结合模型残差序列的自相关检验,我们将检验建立在 c_t 、 i_t 和 y_t 一阶差分的一阶 VAR 模型上。表 1 报告了检验的基本结果。从报告的结果中可以看到,在通常的显著性水平上,迹检验和最大特征根检验都拒绝了 c_t 、 i_t 和 y_t 没有协积关系和最多只有一个协积关系的原假设,但最多只有两个协积关系的原假设不能被拒绝。因此,检验结果表明 c_t 、 i_t 和 y_t 之间具有两个协积关系,从而它们之间存在共同的随机趋势。自然,它们的随机趋势可被看作同一持久冲击累积作用的结果。

那么, c_t 、 i_t 和 y_t 的共同随机趋势能否被看作具有持久效应的生产率冲击累积作用的结果? 为此,我们估计了两个标准化后的协积向量。如表 2 所示,数据中的协积关系与平衡增长条件下理论上的协积关系非常接近。利用 Johansen(1991)的似然比检验方法,对统计上的协积关系是平衡增长条件下理论上的协积关系的原假设进行了正式的检验,结果表明检验统计量的 P 值为 0.245,因而,在通常的显著性水平下不能拒绝这个原假设。这就是说, c_t 、 i_t 和 y_t 的共同随机趋势可被看作具有持久效应的生产率冲击累积作用的结果。

表 2 协积向量的估计和识别限制检验

变量	原假设		估计结果	
	β_1	β_2	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
y_t	1.000	0	1.000	0
i_t	0	1.000	0	1.000
c_t	-1.000	-1.000	-1.0311	-1.1206

似然比检验: $\chi^2(2) = 2.810$, P 值为 0.245。

进一步,我们估计出一个受到理论协积关系限制的向量误差纠正模型,并依据它来判断 c_t 、 i_t 和 y_t 的时间序列是否包含经济上重要的短期波动成分,估计结果如表 3 所示。由于 c_t 、 i_t 和 y_t 是一阶求积的,这等价于考察它们是否是纯粹的随机游走。

表 3 向量误差纠正模型

方程 左边变量	方程右边变量						Adj. R ²	F 统计量
	常数项	$y_{t-1} - c_{t-1}$	$i_{t-1} - c_{t-1}$	Δc_{t-1}	Δi_{t-1}	Δy_{t-1}		
Δc_t 系数	0.065	-0.275	0.055	-0.258	-0.144	0.501	0.051	1.511
T 统计量	4.338	-1.609	1.224	-1.178	-1.440	1.876		
Δi_t 系数	0.032	-0.515	-0.207	-1.406	-0.626	2.978	0.425	6.357
T 统计量	0.747	-1.066	-1.638	-2.268	-2.207	3.945		
Δy_t 系数	0.051	-0.585	0.023	-0.527	-0.186	1.038	0.426	6.392
T 统计量	2.896	-2.907	0.446	-2.043	-1.573	3.305		

对三个变量变化率的样本自相关函数的计算结果表明,在通常的显著性

水平上,消费变化率的样本自相关系数在统计上无异于0,而 i_t 和 y_t 的三阶样本自相关系数在统计上高度显著。这意味着在单变量情况下,消费可看作纯粹的随机游走,而投资和产出的时间序列除了随机游走的趋势外,还存在围绕趋势波动的暂时性成分。依据估计出来的向量误差纠正模型,我们看到消费方程产出增长率的系数统计上显著,所以消费的变化率不是完全不可预测的。但是,消费方程的 F 检验给出了否定的结果。F 统计量的值只有 1.511,显然不具有统计上的显著性。这表明我们不能从消费、投资和产出的变化以及三个变量之间的协积关系去预测消费的变化率。进一步考察消费方程的调整 R^2 ,我们发现这个指标的值非常低。依据向量误差纠正模型做出的对消费变化率的样本内预测序列与实际消费变化率序列的相关系数仅有 0.226,而且消费变化率偏离均值的变化中有 95% 未被解释。因此,即便我们能从产出增长率预测消费变化率,预测力也是十分微弱的。对消费变化率的可预测性进行了 LM 检验,检验统计量 TR^2 (T 表示调整后的样本容量) 的值为 2.478。由于自由度为 5 的卡方分布在显著性水平为 0.05 时的临界值为 11.071,所以,LM 检验表明消费变化率是不可预测的。看起来,即使在多变量情形下,消费也能被看作纯粹的随机游走。这样, c_t 分别加上 Y_t/C_t 和 I_t/C_t 的均值构成了 i_t 和 y_t 的随机趋势。与单变量情形一致,投资和产出变化率方程的多个解释变量的系数以及 F 统计量的值统计上显著,并具有较高的调整 R^2 ,因而它们很大程度上是可预测的,从而存在明显的暂时性成分。

投资和产出序列与它们共同随机趋势的差构成了这两个序列的短期波动成分。依据样本计算出投资和产出短期波动成分的标准差分别为 0.315 和 0.081,而衡量趋势波动程度的消费变化率的标准差为 0.056。既然消费可以当作纯粹的随机游走,那么消费的波动几乎全部来源于趋势的波动;而投资和产出的波动是随机趋势的波动和偏离趋势的短期波动共同作用的结果。比较作为共同趋势的消费者的标准差与投资 and 产出短期波动成分的标准差,我们看到,产出短期波动的程度略大于趋势的波动程度;投资的短期波动是趋势波动的 6 倍,因而投资的波动主要是偏离趋势的短期波动。这些发现与经济周期的典型事实一致,投资的波动远大于产出的波动,而消费的波动要小于产出的波动。

为了衡量生产率冲击的短期波动效应,我们估计了模型(5),表 4 给出了估计的结果。我们看到两个方程的误差纠正系数具有预期的负号,并且统计上显著。这表明投资和产出的短期波动具有回归随机趋势的倾向。在投资变化率方程中,投资变化率的滞后项并不具有统计上的显著性,因此,具有持久效应的生产率冲击的主要效应在同期实现。依据第三节介绍的方法,我们发现使趋势变化一个单位的具有持久效应的生产率冲击导致投资 0.679 个单位的短期波动效应,而且,这在 10% 的显著性水平统计上显著;在产出变化率方

程中,产出变化率的滞后项统计上显著。因此,生产率冲击对产出的短期波动具有滞后效应。计算表明,使趋势变化一个单位的生产率冲击对产出具有 0.142 个单位的短期波动效应。不过,生产率冲击导致的短期波动效应在投资和产出短期波动中所占的份额很小,因此可以推断,这种效应并不具有实际上的重要性。

表 4 模型(5)的估计结果

方程左边变量 (ΔX_{it})	方程右边变量				Adj. R ²	F 统计量	DW 统计量
	常数项	ΔC_t	ΔX_{it-1}	$X_{it-1} - C_{t-1}$			
Δi_t 系数	-0.047	1.679	0.264	-0.275	0.387	11.104	1.911
标准差	0.051	0.456	0.167	0.079			
Δy_t 系数	-0.005	0.764	0.331	-0.366	0.589	23.90	1.61
标准差	0.017	0.163	0.089	0.121			

六、结 论

本文在新古典随机增长模型的框架下,考察了具有持久效应的生产率冲击对我国经济波动的影响。我们发现,具有持久效应的生产率冲击导致建国以来我国消费、投资和产出序列拥有共同的随机趋势,这些变量趋势的随机变化能够使得它们的时间序列展现出协同波动的特征。消费可以看作随机游走,因而消费的波动主要是随机趋势的波动,但投资和产出序列拥有明显的偏离趋势的短期波动成分。具有持久效应的生产率冲击不仅引起了这些变量长期趋势的随机变化,而且导致了投资和产出偏离随机趋势的周期性波动,但这种效应对于解释投资和产出的短期波动可能并不具有实际上的重要性。

在本文中,首先,我们扩展并简化了 King、Plosser、Stock 和 Watson (1991)识别和测量生产率冲击波动效应的计量经济学方法。这主要体现在我们能够获得一些重要变量的趋势和周期性成分,并依据它们衡量具有持久效应的生产率冲击对短期波动的影响。其次,在许多研究侧重于讨论某一次周期形成机制的时候,我们从供给冲击(模型化为具有持久效应的生产率冲击)的角度探索了建国以来我国经济周期形成的一般机制,并发现了一些新的经验事实。再次,用生产率冲击解释经济波动是一个充满争议的问题,我们将对它的计量经济学检验推广到具有不同经济制度的一个发展中经济的情形。我们的检验表明这种理论更好地描述了经济长期增长的特征,但并不能很好地解释我国经济的短期波动。

我们的结论是稳健的,直接运用 KPSW 的方法能得到相同的定性结论。需要说明的是,KPSW 的方法能用于研究许多其他问题,但我们的方法不具有 KPSW 方法的一般性。

参考文献:

- [1]Cochrane J H. Permanent and transitory components of GNP and stock price [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994,109:241~265.
- [2]Fama, E F. Transitory variation in investment and output [J]. Journal of Monetary Economics. 1992,30:467~480.
- [3] Hsueh T T, Li Q. China's national income [M]. Boulder: Westview Press 1999.
- [4] Im K S, Pesaran M H, Y Shin. Testing unit roots in heterogeneous panels [J]. Journal of Econometrics. 2003. 115:53~74.
- [5]Johansen, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models [J]. Econometrica. 1991, 59:1551~1580.
- [6]Robert G King, Charles I Plosser, James H Stock, Mark W Watson. Stochastic trends and economic fluctuations [J]. The American Economic Review, 1988, VOL81 No4: 819~840.
- [7]Hall R E. Stochastic implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence. [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86: 971~987.
- [8]Solow, Robert M. Growth theory: An exposition [M]. Oxford: Clarendon Press, 1970.
- [9] Yan Wang, Yudong Yao. Sources of China's economic growth 1952~1999: Incorporating human capital accumulation [J]. China Economic Review. 2003. 14:32~52.

Productivity Shocks, Stochastic Trends and Economic Fluctuations

JIAN Ze

(School of International Business Management,
Shanghai University of Finance & Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Under the theoretical framework of neoclassical stochastic model, this paper develops and simplifies KPSW's econometric procedure. The new procedure is used to measure the effects of permanent productivity shocks on economic fluctuations. We find that permanent productivity shocks induce the stochastic trends of consumption and its transient fluctuations, which are of no practical importance.

Key words: productivity shocks; stochastic trends; business cycles

(责任编辑 喜 雯)