

股票市场与经济增长的匹配性研究

宋玉臣 李楠博

摘 要:反映股票市场变化的股价指数变动率与反映经济增长的 GDP 变动率之间在某个时点出现背离是一种常态现象,但是在一个足够长的时间段内,二者一定是相互匹配的。文章提出了股票市场与经济增长的匹配周期理论,并通过实证检验表明成熟的股票市场受经济增长影响较为明显,不同的股市与经济增长之间存在不同时间长度的匹配周期,这一结果也使匹配周期理论从实证角度得到了印证。

关键词:股价指数;经济增长;匹配周期

一 引言

关于股票市场与经济增长关系问题的研究,传统思路都是分析和检验二者是否背离。从理论上讲,二者不应该是背离的。这是因为投资股票的最终目标是获得收益,而投资者收益最终都取决于上市公司的业绩,不同上市公司的业绩共同却是影响甚至决定着整个宏观经济走势。所以,股票市场与宏观经济应该是相辅相成、相互匹配的。但是当前有大量的实证研究结果表明股票市场与经济增长的背离关系,笔者认为这是由样本空间、时间、样本地域和研究方法的选择造成的。在成熟的股票市场中如果选择足够长的样本空间,两者变动幅度就会趋同,存在一定长度的匹配周期。举个简单的例子来说,股票市场每天都在变化甚至出现极大波动,而经济增长指标的稳定性却很强,因此我们不能以某时间点或过短时间段的背离来否定股票市场作为宏观经济变动的“晴雨表”的作用,而是应该从更长的样本区间内考察二者关系。

事实上,研究股票市场与经济增长匹配关系问题的关键不是检验二者是否背离,而是找出二者相

互匹配的时间周期。股票市场与经济增长之间必然有一个足够长的时间段使二者之间相关性极强,即相互匹配。在某一个时点或特定的时间段二者背离是一种常态,但是绝不存在长期背离或永恒的背离。匹配周期越短,表明股票市场对经济增长的反映功能越强,股票市场越能更好地发挥经济“晴雨表”的作用;匹配周期越长,二者的背离时间越长,股票市场对经济增长的反映功能越差,无法发挥其对经济增长的促进作用甚至产生不良副作用。换句话说,二者的匹配周期越短就说明股票市场的发展越健康,股票市场对经济增长的反映越清晰。因此,我们认为必然存在着一个足够长的时间周期,使得股票价格可以充分反映该时间段内的所有信息。即股票市场在一个较长时间周期内会反映整个宏观经济的变动状况,而不是在任何一个时点或任意一个时间段都反映宏观经济的变动。

关于经济增长与股票市场的关系问题,理论界有众多的研究成果,得出的结论无非两种:一种是二者相关性较强的实证研究证据,另一种是二者相背离的实证研究证据。从理论上讲,股票市场与经济增长一定具有极强的相关性,Levine 和塞沃斯

作者简介:宋玉臣,吉林大学商学院教授,博士生导师,主要从事资本市场研究/李楠博,吉林大学商学院博士研究生,主要从事金融计量研究。(吉林长春,130000)

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71273112);教育部人文社会科学规划项目(11YJA790131)。

Zervos(1998)对42个样本国家时序数据和截面数据进行检验,结果表明在股票市场总体发展和长期经济增长之间有很强的相关关系。^[1] Jyh - Lin Wu(2010)以欧盟1976年至2005年期间13个国家的面板数据为基础,研究了金融对经济增长的动态影响,发现银行发展、股票市场发展和经济发展之间存在一个长期均衡关系,股票市值和流动性对经济的发展有积极的长期影响,但股市的流动性在短期上对经济增长影响不确定甚至有负面影响。^[2] Tachiwou(2010)采用ECM模型,分析了西非货币联盟1995年至2006年股票市场发展和经济增长之间的关系,从长期和短期两个方面证明了西非货币联盟的股票市场发展对于经济增长具有很大的正向影响作用。^[3] Nazir等人(2010)利用1986年至2008年的数据对巴基斯坦股票市场与经济增长关系进行了分析,发现二者之间存在着较强的关系,并认为通过刺激股票市场的发展可以促进经济增长。^[4] Arusha Cooray(2010)运用Mankiw、Romer和Weil的模型,通过对35个发展中国家的数据分析,发现股票市场的发展与经济增长有着非常显著的正向相关关系,并认为股票市场持续的发展对于经济有着极大的推动作用。^[5] Adamopoulos Antonios(2010)运用VEC模型,选取了德国市场从1965年到2007年的数据,对股票市场和经济增长的长期关系进行了以单位根检验为基础的协整检验和格兰杰检验,检验结果表明德国市场中股票市场发展是经济增长的格兰杰原因。^[6] Abu(2009)通过对尼日利亚1985到2006年之间GDP与股票市值的格兰杰因果检验,认为二者之间存在着格兰杰因果关系。股票市场发展对于经济增长有着较强的促进作用。^[7] Salisu和Ajide(2010)运用Granger检验的方法对尼日利亚1970年到2004年之间的股票市场 and 经济发展之间的关系进行了检验,最终得出了实体经济发展和股票市场发展之间存在着较大的相关关系,同时股票市场的发展可以有效推动经济的发展。^[8] 我国学者卓佳亮(2009)研究了1980至2008年印度股票市场发展与经济增长之间的联系,研究发现印度股票市场与国民经济的增长成正相关。^[9]

也有很多实证研究发现股票市场和经济增长相关性不强甚至背离。梁琪、滕建州(2005)采用多元VAR模型对1991年至2004年间我国股市发展、银行发展与经济增长之间的关系进行了研究,得出结论认为股市发展没有促进和导致经济增

长。^[10] 伍志文和周建军(2005)使用2001至2004年的数据,实证结果表明中国股票市场和宏观经济出现了全面的而非局部的背离,股票市场既不是国有经济的“晴雨表”,也不是非国有经济的“晴雨表”,股票市场与经济背离的客观存在是不容置疑的。^[11] 谭志强(2009)使用2001-2007的季度数据对中国经济增长与股票市场发展的关系进行了实证检验,发现我国经济增长同股票市场没有很强的相关性。^[12] 杜江和沈少波(2010)使用中国股市1992至2008年数据,采用趋势分析、协整分析和因果关系检验,对我国股票市场和实体经济之间是否存在背离进行了实证检验,研究结果表明我国股票市场和实体经济之间存在背离关系,他们认为必须通过促进企业平稳较快发展保持经济稳定、金融稳定和资本市场稳定,有效解决虚拟经济与实体经济之间的背离关系。^[17]

从这些研究文献中发现,大样本空间的实证结果基本上都得出了股票市场与经济增长相关性极强的结论,选择样本空间小的研究容易得出股票市场与经济增长背离的结论。同时,针对中国股票市场数据进行的研究通常得到股票市场与经济增长不相关的结论。产生这一现象主要是由于中国股票市场的发展历程过短,从1990年建立到现在不过二十几年时间,并且很长时间内规模过小,对宏观经济的代表性极其有限。截止到2012年末,中国股票总市值仅仅占GDP的40%左右(美国股市市值占GDP的比重为130%,日本、韩国、印度等国约为100%,东盟国家则大约为70%至80%),只有2006、2007年中国股市由于大涨,占GDP的比重偏高,其余绝大部分时段比重都较低,对经济代表性还远远不够。从上市数量看,1992年我国仅有53家上市公司,1995年有323家,到2000年才突破1000家。因此,单纯使用中国股票市场数据进行实证分析所得出的结论不具有普遍意义上的代表性。

二 理论推演

从一般意义上讲,一旦股票市场处于非均衡状态时,即股票价格低于或高于其内在价值时,市场的力量会自动地使股票价格调整到一个新的均衡状态,即呈现向内在价值回归的趋势。因此,市场只会一定时间段内或者某一个时点上表现为非理性的偏离内在价值,从长期平均来看会趋于理性并向内在价值回归。从理论角度来说,一般均衡理

论和金融学的套利理论是本文所提出的股票市场与经济增长匹配周期理论的重要基础,下面将对其进行理论推演。

首先,根据一般均衡理论和套利理论,股票市场处于非均衡状态,就表现为股票价格低于或高于其内在价值。从整个股票市场来看,如果股票收益率增长落后于宏观经济增长,股票价格就会从总体上被低估,从长期看,股票价格将会上涨;反之,如果股票收益率增长超过宏观经济增长,股票价格从总体上被高估,从长期看,股票价格定会下跌(其理论根据是套利理论,当股票价格低于或高于其内在价值时,理性套利者会通过套利行为自动矫正市场在某一个时点上的定价偏差,使股票价格趋向于其内在价值)。

其次,根据行为金融理论,套利者应该是理性的市场行为主体。套利行为一定会使股票价格向内在价值回归,从长期看一定会形成股票市场与经济增长匹配周期。但是,如果套利者是非理性的,非理性投资行为虽然可能会使股票价格偏离内在价值更远,但是噪声交易者行为会相互抵消,每一个交易者的个体不一定理性,他们的交易行为组合起来却会趋向于平均理性。也就是说,从长期看,股票市场会发挥价格发现的基本功能使股价向内在价值回归。

除了一般均衡理论和套利理论,有效周期理论也是本文所提出的股票市场与经济增长匹配周期理论的基础之一。所谓市场有效周期就是必然存在着一个足够长的时间周期,使得股票价格可以充分反映该时间段内影响股价的所有信息,股票市场即为有效市场。著名的有效市场假说认为股票市场在每个时点上都有效,即在任何一个时点上股票价格都充分反应所有信息,这一理想化的约束条件是有效市场假说的致命缺陷,行为金融学恰恰就是抓住这一点对有效市场假说提出质疑并得到实证检验的支持。市场当然不可能在每一个时点上都充分反映所有信息,因此,市场有效周期理论认为,市场是在某一时间段内有效,即市场在一定时间段内的平均价格会充分反应该时间段内所有信息,此时即为市场有效。也就是说,股票市场对信息的反应是一个过程,并非迅速实现。市场信息的传递和价格反应是有条件的,而且也是需要时间的,现实的证券市场由于投资者非完全理性信息的传递和价格反应时滞而不会瞬间完成。匹配周期理论认为,股票市场能够反映经济发展的各种信息,但影

响股票价格的各种因素会共同作用,因此在不同的经济体(国家或地区)二者的匹配时间周期不同。如果在每一个时点上都相互匹配,市场就达到了绝对有效状态,也就是法玛所说的有效市场。但事实上这种绝对有效的市场并不具有现实性。

在股票市场 and 经济增长两个变量中,股票市场的波动带有很强的随机性,经济增长指标则不会那样频繁的变动,与股票市场相比具有一定的稳定性,也就是说至少股票市场不可能每时每刻的变化都与经济增长指标具有高度的相关性,也不可能在很长的时间周期内都处于背离状态。股票市场的运行有其自身的独立性,永远不可能是对经济增长指标不折不扣的精确反映。

毋庸置疑,在某一个时点上股票价格变动具有随机性,但是从长期来看,股票价格波动的稳定性会随着考察时间段的扩大而逐渐增强。从行为金融学的角度讲,决定股票市场变动的投资者行为对市场会产生很大影响并直接决定股价走势。从短期看,投资者可能会有非理性行为甚至冲动行为,但从长期看会形成平均理性,在套利行为的作用下实现整个市场平均行为的趋向理性,并使股票价格向内在价值回归,实现股票价格反映上市公司的业绩变化并进而使整个股票市场反映宏观经济的变动情况。最终,反映股票市场变化的股价指数变动率与反映经济增长的 GDP 变动率之间出现的背离会成为暂时现象,在一个足够长的时间段内二者一定相互匹配。

因此,从一个较长的时间段上看,不理性的行为和市场无效会在市场机制的作用下被自发地矫正。虽然矫正的行为也不会任何时点上实现得恰如其分,也会有偏离现象的发生,如股票价格可能会高于或低于证券的内在价值,但从长期看偏离内在价值的证券会向其内在价值回归。经济的繁荣或衰退决定股票市场的上升或下降;反过来,股票市场的牛、熊市可以为经济发展提供充足或不足的筹资机会,在一定意义上可以影响甚至决定经济增长。

综上,股票市场与经济增长匹配周期的含义可以表述为:反映股票变动幅度的股价指数与反映经济增长指标的 GDP 之间,并不是在任何一个时点或一个特定的时间段都是相互匹配的,但是必然会有一个足够长的时间段使两者具有极强的相关性或者称为相互匹配,这个时间段就被定义为股票市场与经济增长的匹配周期。

三 匹配周期理论的实证检验

(一) 模型的构建

本文利用单方向因果检验的 Wald 检验对前文提出的股票市场与经济增长匹配周期理论进行检验。单方向因果测度是由 Yao 和 Hosoya 基于误差修正模型 (ECM) 提出的, 主要目的是用于研究宏观经济非平稳时间序列的长期均衡和因果关系。^[14] 姚峰在对该方法的阐述中认为, 与格兰杰因果检验以及其衍生的其他检验不同, 单方向因果检验不仅明确了多变量协整过程因果检验的计算机机制, 而且可以应用于非平稳协整过程, 除了可以检验因果关系的存在, 还可以确定其因果方向、影响强度以及长期或短期因果关系。^[15]

单方向因果测度的 Wald 检验中, P 维有限阶向量自回归协整过程 $Z(t)$ 可表述为误差修正模型 $\Delta Z(t) = \alpha\beta^* Z(t-1) + \sum_{k=1}^{a-1} \Gamma(k)\Delta Z(t-k) + \mu + \varepsilon(t)$ 。其中: $Z(t)$ 的最初 a 个观测值是初始值; α 是调整系数矩阵; β 是协整参数矩阵; α, β 均为 $p \times r$ 阶满秩矩阵 ($r \leq p$)。 $\varepsilon(t)$ 是渐进服从独立同分布的高斯白噪声。通过完全信息极大似然比检验可以得到协整的阶数和协整向量 $\hat{\beta}$, 继而利用 OLS 可以估计包括 $\alpha, \Gamma(k)$ 等在内的其他参数和 $\varepsilon(t)$ 的协方差矩阵。参数 β 的极大似然估计为 $\beta = (V_1, V_2 \cdots V_r)$, $H(r)$ 对 $H(p)$ 的对数似然比检验统计量渐进分布为非标准分布, $\tau(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$, 临界值由蒙特卡洛模拟实验得出。

令 $U(t)$ 和 $V(t)$ 为 p_1, p_2 维实值向量 ($p = p_1 + p_2$), 对于均值为零的平稳过程 $\{U(t), V(t) | t = 1, \dots, \infty\}$, $\{U(t), V(t)\}$ 的 $p \times p$ 阶谱密度函数为

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \Lambda(\exp(-i\lambda)) \Lambda(\exp(-i\lambda))^* = \begin{bmatrix} f_{11}(\lambda) & f_{12}(\lambda) \\ f_{21}(\lambda) & f_{22}(\lambda) \end{bmatrix}, -\pi < \lambda \leq \pi \quad (1)$$

其中: $f_{11}(\lambda)$ 是 $U(t)$ 的 $p_1 \times p_1$ 阶谱密度函数矩阵; $f_{12}(\lambda)$ 是 $U(t)$ 和 $V(t)$ 的 $p_1 \times p_2$ 阶交叉谱密度函数矩阵。当 $f(\lambda)$ 满足 $\int_{-\pi}^{\pi} \log \det f(\lambda) d\lambda > -\infty$ 时, 可化为 $f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \Lambda(e^{-i\lambda})^*$

基于 Granger 因果检验, 平稳时间序列 $U(t)$

和 $V(t)$ 的单方向谱域因果测度 (FMO) 为

$$Mv \rightarrow u(\lambda) = \log \{ \det f_{11}(\lambda) / \det [f_{11}(\lambda) - f_{12}(\lambda)f_{22}^{-1}(\lambda)f_{21}(\lambda)] \} \quad (2)$$

$V(t)$ 对 $U(t)$ 的单方向全测度 (OMO) 表述为

$$Mv \rightarrow u = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} Mv \rightarrow u(\lambda) d\lambda, \text{Granger 非因果意义}$$

中, $Mv \rightarrow u = 0$ 是 $V(t)$ 不引起 $U(t)$ 的充分必要条件。

无论平稳或是非平稳的时间序列单方向因果分析, 均需进行严格的统计检验。谱密度函数 $f(\lambda | \theta, \psi)$ 可分解为 $f(\lambda | \theta, \psi) = \frac{1}{2\pi} \Lambda(e^{-i\lambda} | \theta, \psi) \cdot \Lambda(e^{-i\lambda} | \theta, \psi)^*$, $\Lambda(e^{-i\lambda} | \theta, \psi) = C(e^{-i\lambda} | \theta, \psi) \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{2}$, $C(e^{-i\lambda} | \theta, \psi)$ 是由参数构成的复值矩阵

多项式 $I_p - e^{-i\lambda}(I_p + \alpha\beta^*) - \sum_{j=1}^{-1} \Gamma(j)(e^{-ij\lambda} - e^{-i(j+1)\lambda})$ 的伴随矩阵, 继而得到 (θ, ψ) 函数的单方向 OMO, 即 $G(\theta, \psi) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} M_{Y \rightarrow X}(\lambda | \theta, \psi) d\lambda$ 。

其中, $M_{Y \rightarrow X}(\lambda | \theta, \psi)$ 是 $\{Y(t)\}$ 对 $\{X(t)\}$ 的单方向因果测度, $G(\theta, \psi)$ 是关于 (θ, ψ) 的可微函数。由此得到, 单方向因果测度 $G(\theta, \varphi)$ 的 Wald 统计量为 $W = T \{G(\theta, \hat{\psi}) - G(\theta, \hat{\psi})\}^2 / H(\theta, \hat{\psi})$ 。其值服从自由度为 1 的 χ^2 分布。其中, (θ, ψ) 是参数真实值, $(\hat{\theta}, \hat{\psi})$ 是其极大似然估计值; T 是模型样本数; $H(\theta, \psi) = D_{\varphi} G(\theta, \psi)^* \xi(\theta, \psi) \cdot D_{\varphi} G(\theta, \psi)$, $D_{\varphi} G(\theta, \psi)$ 是 $G(\hat{\theta}, \hat{\psi})$ 的偏导数构成的 n^{ψ} 维向量, $\xi(\theta, \psi)$ 是 $\sqrt{T}(\varphi - \varphi)$ 的协方差矩阵。

该单方向因果测度 $G(\theta, \varphi)$ 的 $(1 - \alpha)\%$ 统计量的置信区间为

$$(G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) - \sqrt{(1/T)H(\hat{\theta}, \hat{\psi})x_{\alpha}^2(1)}, G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) + \sqrt{(1/T)H(\hat{\theta}, \hat{\psi})x_{\alpha}^2(1)}) \quad (3)$$

(二) 国外股票市场的匹配周期检验

1. 数据处理及基础检验

本文选取了美国道琼斯指数、标准普尔指数和日经 255 指数作为研究对象进行实证研究, 样本空间为 1970 年至 2013 年的 GDP 和股指季度变动数据。使用股票市场季收益率进行实证研究, 必须消除最后一个交易日收盘数据的异常波动的影响, 因此对其进行指数平滑处理, 由于末日收盘数据的不稳定性, 指数平滑处理中所用的股票价格指数数据均为每季度各月收盘价格的算术平均数, 用 DIN-

DEX 表示股指指数平滑增长率,即 $DINDEX = \ln(index)_t - \ln(index)_{t-1}$ 。利用同样的方法对 GDP 数据进行处理,即 $DGDP = \ln GDP_t - \ln(GDP)_{t-1}$,DGDP 表示 GDP 指数平滑增长率。

对 DINDEX 和 DGDP 进行一阶差分单位根检验,在 5% 显著水平下,道琼斯指数的指数平滑增长率的 ADF(-3.62)值要小于 t 值(-2.94),Prob 值也较为理想,明显拒绝原假设,即股指指数平滑增长率的一阶差分是确定性平稳趋势。经检验,标准普尔指数的指数平滑增长率、日经 255 指数的指数平滑增长率和日本的 DGDP 也是符合稳定趋势的序列。

模型滞后期利用赤池信息量准则(AIC 准则)和施瓦茨准则(SC 准则)进行选择,若要使滞后分布达到最优,变量 DINDEX(道琼斯)和 DGDP(美国)的滞后期应为滞后 1 期,即道琼斯指数的指数平滑增长率和美国 DGDP 之间的最优误差模型应为滞后 1 阶的误差修正模型 EMC(1);DINDEX(标准普尔)和 DGDP(美国)的滞后期也为滞后 1 期,DINDEX(日经 255)和 DGDP(美国)的滞后阶数为滞后 3 期,即其最优误差模型应为滞后 3 期的误差修正模型 EMC(3)。

通过 Hosking 检验对模型进行残差序列相关性检验,其统计量表述为 $Hg(s) = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{1}{T-j} \text{tr} \{ C_{0j} C_{00}^{-1} C_{0j}^* C_{00}^{-1} \}$,其中: $C_{0j} = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}^*$,自相关检验统计量 $Hg(s)$ 服从自由度为 $f = p^2(s-a)$ 的 χ^2 分布。在残差序列自相关假设下,DINDEX(道琼斯)和 DGDP(美国)的 $Hg(s)$ 的观测值为 144.23323, DINDEX(标准普尔)和 DGDP(美国)的观测值为 128.8789, DINDEX(日经 255)和 DGDP(美国)的观测值为 6322.22,其对应的概率 P 分别为 0.241,0.453 和 0.02。所有被选择的滞后阶数下的模型残差项在 95% 置信水平下都不存在自相关,可以在建立误差修正模型基础上进行单方向因果分析。

2. 单方向因果分析

对三种股票价格指数的指数平滑增长率和各国 DGDP 之间的单方向因果测度 FMO,OMO 以及 Wald 统计量进行测算,发现在 5% 的显著性水平下,各国 DGDP 对三种股指的指数平滑增长率都有统计意义且 DGDP 对股指的指数平滑增长率的影响都是长期的。而 5% 的显著性水平下三个 DIN-

DEX 对各国 DGDP 都没有统计意义。

美国 GDP 指数对道琼斯指数的单方向频谱测度较弱,其 Wald 统计量值为 2.61,P 值为 0.08,单方向因果测度值为 0.34,95% 置信区间为(0.22,0.73),具有统计意义,且其在 i 为 17 时得到峰值,这也就意味着道琼斯指数与美国 GDP 之间存在长度约为 51 个月的匹配周期;美国 GDP 与标准普尔指数的单方向频谱测度较弱,Wald 统计量值为 5.17,P 值为 0.023,单方向因果测度值为 1.29,95% 置信区间为(0.23,0.92),具有统计意义。 i 为 22 时得到峰值,因此认为美国 GDP 与标准普尔指数之间存在约为 66 个月的匹配周期;日本 GDP 与日经指数的单方向频谱测度较弱,但在 5% 显著性水平下有统计意义,其 Wald 统计量值为 97.28,单方向因果测度值为 7.32,95% 置信区间为(1.33,4.35)。当 i 为 47 时达到峰值,因此,日本 GDP 与日经指数存在约为 141 个月的匹配周期。

(三) 中国股票市场的匹配周期检验

中国股票市场的建立时间较短,仅有 20 余年,且在大部分时间里股票市值占 GDP 比重很低,上市公司数量也较少,本文选择了中国股票市场中较具代表性的上证综合指数、上证 B 股指数、深证成份指数和深证成份 B 股指数与我国 GDP 指数进行匹配检验。

对数据进行平滑处理后对 INDEX(上证综合指数)和 INDEX(上证 B 股指数)进行一阶差分检验后得到,上证综合指数和 DGDP 的滞后期应为滞后 4 期,即上证综合指数的指数平滑增长率和中国 DGDP 之间的最优误差模型应为滞后 4 阶的误差修正模型 EMC(4);上证 B 股指数与 DGDP 的滞后期为滞后 1 期;模型在 95% 置信水平下均不存在自相关。

然而,经过单方向因果分析发现,在 5% 显著水平下,以上两个股指对中国 GDP 指数平滑增长率都不具有统计意义,并且在 5% 的显著性水平下其对中国 GDP 指数也都没有统计意义。

四 结论及政策建议

(一) 匹配周期理论的实证支持

通过实证分析可以看出,本文所检验的国外三种股票价格指数对 GDP 均不存在单方向因果关系,即股票价格指数对 GDP 并不存在统计意义上的引导性,而 GDP 对股票价格指数却存在着长期的单方向影响。这就说明由于股票市场宏观经

济增长反应的滞后性以及影响股票市场波动的众多因素,股票价格指数的增长率不可能在每一时点与经济增长率精确吻合,但是却存在着一定的匹配周期,在周期内表现出显著的因果关系,与匹配周期理论的预期理论结果一致。

发达国家股票市场和经济增长之间的单方向因果关系说明,正如匹配周期理论所认为的,在经济长期运行良好的情况下,股票市场也必然表现出相对高涨的趋势,在经济长期处于衰退时,股市也会随之低迷。不同的经济体与不同的股票价格指数之间存在着各不相同的匹配周期。在匹配周期内,股票市场和经济运行状况必然会达到同向发展。对于证券市场发达的国家,股市和经济增长之间的匹配性也表现的较为显著。

而在我国,由于市场信息流动性差和体系不完善等诸多原因,无法观察到明显的匹配现象。这一结论并非是对匹配周期理论的反驳,而是说明匹配周期在不健全的股票市场中是难以被发现和测算的。中国股票市场几乎是世界上唯一的一个自上而下建立的股票市场,政府行为在很多时候决定着股票市场的变动。近20年来,中国经济稳定且快速增长,但中国股票市场却多次走入了暴涨暴跌的循环,与稳定快速增长的经济并不匹配。换句话说,股票市场没有很好地反映中国经济增长。究其根本原因,我们认为这是由于中国股票市场建立的时间比较晚,且在建立初期对宏观经济的代表性一直很差,因此股票市场与经济增长表现出长时期的背离,未能有效地反映宏观经济的变化。然而,这并不是说明我国股票市场与经济增长间不存在匹配周期,只是由于我国股票市场失灵严重,与经济增长的匹配周期过长,在样本区间内无法测算到。

(二)完善我国股票市场的对策建议——基于匹配周期理论视角

正如匹配周期理论的核心内涵所示,政府调控股票市场正确的标志就是有效缩短了股票市场与经济增长的匹配周期。一旦匹配周期缩短,就说明政府的调控效果是积极的、正向的。反之,如果股票市场与经济增长匹配周期增长,那么股票市场一定存在发展中的隐患,这种股票市场就亟待政府改变调控政策对其进行完善。

对于我国股票市场与经济增长匹配周期过长现象,要实现股票市场健康发展的目标,就需要政府实现其在市场经济中的基本功能,即矫正市场失灵。依据本文提出的股票市场与经济增长匹配周

期理论,我国政府唯有加快中国股票市场的市场化建设步伐,使股票市场与经济增长匹配周期尽可能缩短,令股票市场真正成为宏观经济变动的“晴雨表”,才能使其更好地为经济增长提供金融支持。对于市场监管部门来说,提升证券市场透明度,完善监管体制,是引导股市健康发展的必要途径。

参考文献:

- [1] Levine Ross and Sara Zervos. Stock Markets, Banks, and Economic Growth[J]. American Economic Review. 1998(88):537-558.
- [2] Jyh-Lin Wu, Han Hou and Su-Yin Cheng. The dynamic impacts of financial institutions on economic growth: Evidence from the European Union[J]. Journal of Macroeconomics. 2010(32):879-891.
- [3] Aboudou Maman Tachiwou. Stock Market Development and Economic Growth: The Case of West African Monetary Union[J]. International Journal of Economics and Finance. 2010(3) 2:97-103.
- [4] Mian Sajid Nazir, Muhammad Musarat Nawaz and Usman Javed Gilani. Relationship between economic growth and stock market development[J]. African Journal of Business Management. 2010,4(16):3473-3479.
- [5] Arusha Cooray. Do stock markets lead to economic growth[J]. Journal of Policy Modeling. 2010(32):448-460.
- [6] Adamopoulos Antonios. Stock Market and Economic Growth: An Empirical Analysis for Germany[J]. Business and Economics Journal. 2010: BEJ-1.
- [7] Abu Nurudeen. Does Stock Market Development Raise Economic Growth? EVIDENCE FROM NIGERIA[R]. The Review of Finance and Banking. 2009(1):15-26.
- [8] Afees A. Salisu and Kazeem B. Ajide. The Stock Market and Economic Growth in Nigeria: A Empirical Investigation[J]. Journal of Economic Theory 2010,4(2):65-70.
- [9] 卓佳亮. 印度股票市场与经济增长的实证研究[J]. 世界经济情况,2009(1).
- [10] 梁琪,滕建州. 股票市场、银行与经济增长:中国的实证分析[J]. 金融研究,2005(10).
- [11] 伍志文,周建军. “股经背离”的存在性之争及其实证检验[J]. 财经研究,2005(3).
- [12] 谭志强. 关于中国经济增长与股票市场发展关系的再检测:2001—2007[J]. 世界经济情况,2009(1).
- [13] 杜江,沈少波. 我国股票市场与实体经济的相关性分析[J]求索,2010(5).
- [14] Hosoya Y. and Yao. Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data[J]. Journal of econometrics, 2000,98(2):225-255.
- [15] 姚峰. 动态经济系统分析的经济计量模型与方法[J]. 管理科学学报,2003(2).

(责任编辑:肖耀球)