

金工研究/深度研究

2018年05月07日

林晓明 执业证书编号：S0570516010001
研究员 0755-82080134
linxiaoming@htsc.com

黄晓彬 执业证书编号：S0570516070001
研究员 0755-23950493
huangxiaobin@htsc.com

相关研究

- 1 《金工：人工智能选股之 stacking 集成学习》2018.05
- 2 《金工：A股市场及行业的农历月份效应》2018.03
- 3 《金工：宏观周期指标应用于随机森林选股》2018.03

市场拐点的判断方法

华泰金工市场周期系列研究

基于市场周期规律与同比序列 42 个月短周期状态判断“牛熊”拐点

在华泰金工周期系列研究的基础上，通过信号处理、统计检验等手段，证明指数同比序列的 42 个月短周期决定了市场“牛熊”状态，并进一步通过数学推导、实证检验证明同比序列 42 个月周期领先于价格序列 4.5 个月。以此为基础，提出同比序列的 42 个月周期拐点加 4.5 个月延迟即为价格序列拐点的判断方法。2017 年底，全球主要股指同比短周期结束 2016 年 2 月以来的上行，转而向下，根据以上所述资产价格衍生序列之间的周期相位差规律，判断 2018 年一季度出现的高点很有可能是本轮市场周期的拐点，而下一轮全球市场周期上行机会可能出现在 2019 年三季度之后。

市场周期规律对同比序列变化的决定性作用是择时的基础

周期系列早期研究提出资产价格服从周期几何布朗运动的假设，并主要由趋势项、周期项和随机项三部分构成，对市场拐点的判断主要依赖于对周期项拐点的判断。我们通过平稳性检验、正态性检验、序列自相关性检验以及频谱分析等实证检验发现：在资产价格衍生序列中，对数价格通常受趋势项影响具有非平稳性；对数环比受随机项影响显著，近似于随机游走序列；而对数同比可以理解成一种“简单的滤波技术”，滤除了短期高频噪声与长期趋势项，能比较直接的体现价格序列的周期成分，周期成分是我们能把握的价格变化中的规律性成分，是判断市场拐点有效的先行指标。

基钦周期（短周期）决定市场“牛熊”

在前期研究中，我们发现全球金融经济系统普遍存在三大共同周期：42 个月左右的基钦周期（或称“库存周期”、短周期），100 个月左右的朱格拉周期（或称“产能周期”、中周期）和 200 个月左右的库兹涅茨周期（或称“建造周期”、长周期）。通过频谱分析进行周期“能量”（振幅）的对比，发现基钦周期能量往往最大；通过线性回归也发现基钦周期对同比序列的解释力最高；加之基钦周期长度最短，变化最快，它的边际改变对市场短期变化影响最明显。综上：基钦周期对市场“牛熊”状态具有决定性作用。

同比序列短周期相位比价格序列领先 4.5 个月

对数同比、对数环比、对数价格都是资产价格的衍生序列，在资产价格服从周期几何布朗运动的假设下，包含频率相同的周期项，但他们相同周期项的振幅、相位存在差异。数学推导证明：同比序列的 42 个月短周期相位领先于价格序列 4.5 个月；线谱滤波和交叉谱分析的实证检验结果发现：主要股指的同比序列和价格序列的实际相位差与理论相位差在 4.5 个月附近偏离程度小于 5%。综合分析，同比序列测算的基钦周期拐点出现约 4.5 个月，指数价格大概率到达拐点位置。

全球主要股指 2018 年一季度大概率到达本轮周期高点

全球主要股指 2016 年 2 月开始短周期上行，2017 年底纷纷到达顶部转头向下，根据本文提出的拐点判断方法，2018 年一季度市场出现的高点及其后的大幅波动，很有可能是本轮周期的拐点。2 月初的大跌大概率不是某个突发事件所致，而是系统运行到拐点区域后风险的集中暴露，是系统状态变化的表现。一季度以来全球股指波动率明显增大、反弹变弱，债市、美元上行，以及大宗明显不及过去两年的表现，印证了系统状态的变化。结合宏观逻辑与微观市场实际，我们认为全球股票市场过去两年的上升趋势可能已经终结，未来大概率难以再走出持续、强势的上涨行情。

风险提示：本文基于华泰金工周期系列研究对全球各类经济金融指标长达近百年样本的实证检验结果，确定周期长度。然而市场存在短期波动与政策冲击，就每轮周期而言，暂无法判断具体长度。“42 个月周期”只是估计值，可能存在偏差；历史规律存在失效风险。

正文目录

本文导读.....	3
市场周期规律对同比序列变化的决定性作用是择时的基础.....	4
资产价格蕴含的周期变化规律是市场预测的起点.....	4
选择指数同比收益作为判断市场“牛熊”拐点先行指标的原因.....	5
价格序列的非平稳性导致其不直接体现周期规律.....	5
环比收益受市场短期噪声冲击影响较大难以作为预测基准.....	6
同比是一种“简单的滤波技术”，滤除短期高频噪声凸显价格中的周期规律....	8
基钦周期（短周期）决定市场“牛熊”.....	11
基钦周期是最主要的周期成分.....	11
基钦周期的边际改变对市场短期变化影响最明显.....	11
同比序列短周期相位比价格序列领先 4.5 个月.....	12
同比序列是刻画市场“运动速度”的有效指标.....	12
同比序列短周期相位领先价格序列 4.5 个月的公式证明.....	12
同比序列短周期相位领先价格序列 4.5 个月的实证检验.....	14
傅里叶谱提取法验证领先期数.....	14
交叉谱分析法验证领先期数.....	16
全球主要股指 2018 年一季度大概率到达本轮周期高点.....	21
结论.....	23
风险提示.....	24
附录.....	25
周期几何布朗运动模型.....	25
周期几何布朗运动.....	25
同比序列与原始序列关系.....	25
平稳性检验.....	26
傅里叶变换.....	27
谱分析.....	28
单变量谱分析.....	28
交叉谱分析.....	28

本文导读

2017 年底至 2018 年二季度,全球主要股指纷纷到达 2016 年 2 月以来的高点并转头向下,市场下行风险增加,上升动力不足。当前的市场下行究竟是阶段性的调整还是本轮周期的拐点,在华泰金工周期系列研究的基础上,本文通过严密的数学推导与实证检验,提出判断市场拐点的定量分析方法。

本文分为四个主要部分。第一部分就资产价格的衍生序列:对数价格、对数环比和对数同比的数理特征做分析,解释选取对数同比序列作为判断市场拐点先行指标的原因。基于资产价格服从周期几何布朗运动的假设,价格序列包含趋势项、周期项与布朗运动项。价格序列由于包含趋势项具有非平稳性不直接体现可择时的周期规律。环比序列受到短期市场噪声影响明显,难以作为预测基础。同比序列有效的滤除短期高频噪声与趋势项,主要受周期项影响,具有可预测性。而同比序列与价格序列含有的主要周期项频率成分近似,为下文通过数学方法推导单周期下同比序列与价格序列的相位差提供可能。综上,可以通过预测同比实现对价格变化方向的判断。

第二部分论证了基钦周期(短周期)对市场拐点判断的有效性,理由有二:一是在短、中、长三周期中,短周期对拥有最强的能量和最高的解释力度,说明短周期对于金融经济指标的影响要远远大于中、长周期;二是基钦周期的长度最短,在基钦周期的一轮变动周期内,中、长周期不足以产生显著的影响,因此资产价格对基钦周期的变动表现出较大的敏感性。这一部分的讨论为下文着重探讨同比序列和价格序列在基钦周期上的相位差提供了理论基础。

第三部分在上述基于基钦周期判断市场拐点的简化情况下,通过严密的数学推导证明同比序列与价格序列之间存在稳定的 4.5 个月的相位差。并通过线谱滤波方法和交叉谱分析方法在实证检验中证实了该结论的可靠性。

第四部分我们应用上文得出的结论,即同比序列短周期相位比价格序列领先 4.5 个月,结合“全球主要股指短周期于 2017 年底已纷纷到达顶部转头向下”的事实,判断 2017 年底—2018 年 2 季度这段时间出现的高点很有可能是本轮周期的拐点。

市场周期规律对同比序列变化的决定性作用是择时的基础

服从周期几何布朗运动的资产价格主要由趋势项、周期项和随机项三部分构成，其中，趋势项可能是某个更长的周期项，周期项可以通过信号处理等多种手段加以提取和利用。资产价格的成分特征致使对市场拐点的判断主要依赖于对周期拐点的判断。资产价格衍生序列中，对数价格序列受趋势项影响具有非平稳性；对数环比序列受随机项影响显著，接近随机游走序列，因而难以预测；对数同比序列往往不含明显的趋势项，周期规律明显，可预测性较强。因此，对数同比序列比对数价格序列和对数环比序列都更能把握市场的周期运动规律。判断市场拐点应从对同比序列的分析入手。

资产价格蕴含的周期变化规律是市场预测的起点

首先说明本文重点研究的三个序列，即对数价格、对数同比、对数环比序列，三者计算方法如下，公式中的 S 为原始价格序列。

$$\begin{aligned} \ln p(t) &= \ln(S(t)) \\ \ln yoy(t) &= \ln(S(t)/S(t-12)) \\ \ln mom(t) &= \ln(S(t)/S(t-1)) \end{aligned}$$

在华泰金工周期系列之二《市场的频率》中，我们首次提出资产价格运动的周期几何布朗运动模型，假设资产价格的变化满足如下关系式：

$$dS = \mu S dt + \sum_{i=1}^N A_i S d(\sin(\omega_i t + \varphi_i)) + \sigma S dB$$

其中 S 为资产价格， dS 为资产价格的变动， μ 为资产的收益率期望值， σ 为资产价格的波动率， dB 为很短的一段时间 dt 内的布朗运动。 ω_i 为周期 i 波动的角频率， φ_i 为初始相位，振幅系数 A_i 为振幅与资产价格 S 的比值。

将价格取对数后，对数价格的变化满足如下关系式：

$$d(\ln S) = \frac{dS}{S} = \mu dt + \sum_{i=1}^N A_i d(\sin(\omega_i t + \varphi_i)) + \sigma dB$$

则对数价格在 t 时刻的取值可做如下表示：

$$\ln S(t) = C + \mu t + \sum_{i=1}^N A_i \sin(\omega_i t + \varphi_i) + \varepsilon(t)$$

其中 C 是与 t 无关的常数，而 ε 为服从标准正态分布的函数。

上式说明，资产对数价格可以分解为三个组成部分：第一部分是资产自身的收益率，也就是长期资产价格变化中的趋势因素，第二部分是随时间发生周期性变动的周期因素，第三部分是市场中的随机波动因素。我们的系列研究通过大量的实证检验证明，周期几何布朗运动对资产价格变化具有足够的解释力，而且其简化清晰的结构利于我们理解资产价格的运动规律。

在这三个部分中，长期趋势因素虽然客观存在，但受观测区间影响较大，难以把握；随机波动因素更是难以预测；而周期因素有其固有的循环往复的运动特征，可以通过信号处理等多种手段进行观测并加以利用。不仅如此，周期因素广泛存在于各资本市场和经济体系中，随着全球经济的一体化，主要市场互相影响乃至共生发展，导致市场周期规律存在一定的趋同性。因此，判断市场拐点有效的途径就是判断周期项的拐点。下文详细对比分析对数价格序列、同比和对数环比序列的组成成分，发现同比序列最能直观反映周期规律。

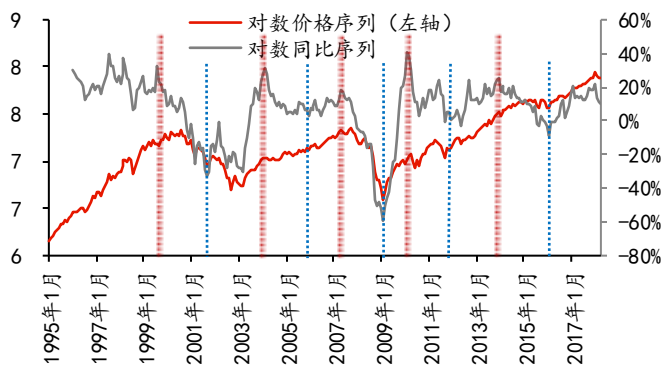
选择指数同比收益作为判断市场“牛熊”拐点先行指标的原因

价格序列的非平稳性导致其不直接体现周期规律

如上文分析，对数价格序列中包含长期趋势项 μt ，是非平稳序列，难以观测到显著的周期规律。下面选取上证综指、深证成指、恒生指数以及标普 500 指数从 1995 年至今的月度数据为代表，说明相较于对数价格序列、对数环比序列等序列，同比对于判断市场拐点，研究市场周期规律更为有效。

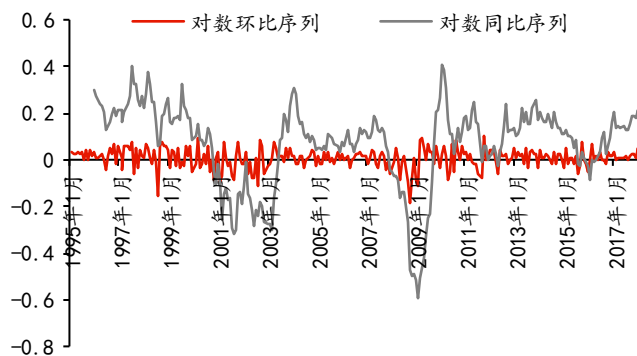
首先以标普 500 指数为例，直观展示三类衍生序列的形态。从对数价格序列中，几乎观测不到明显的涨跌变化，而只有涨跌快慢的区别；对数环比序列围绕 0 点作无规则的上下震荡，有很强的随机性；同比则可以观测到明显的周期性，在 1999 年，2004 年，2007 年，2010 年和 2013 年达到周期高点，2001 年，2006 年，2009 年，2012 年和 2016 年达到周期低点。

图表 1：标普 500 指数对数价格序列与对数同比序列对比



资料来源：华泰证券研究所

图表 2：标普 500 指数对数环比序列与对数同比序列对比



资料来源：华泰证券研究所

对于上证综指、深证成指和恒生指数，虽然可以观察到对数价格序列涨跌互见，但对数价格序列总体呈上涨趋势。为了定量的说明三类序列的平稳性特征，我们对其进行平稳性检测。

首先给出原假设和备择假设：

$$H_0: \text{该序列不是平稳序列} \leftrightarrow H_1: \text{该序列是平稳序列}$$

采用 ADF 检测法 (Augmented Dickey-Fuller Test)，对上述指数的三个序列进行平稳性检测。

图表 3：主要股指对数价格、对数同比、对数环比序列平稳性检验

序列类型	上证综指	深证成指	恒生指数	标普 500
对数价格序列 p 值	0.941	0.949	0.941	0.996
是否显著	否	否	否	否
对数同比 p 值	0.007	0.012	0.001	0.007
是否显著	是	是	是	是
对数环比序列 p 值	0.001	0.001	0.001	0.001
是否显著	是	是	是	是

资料来源：华泰证券研究所

根据平稳性检测结果，主要股指对数价格序列都不是平稳序列。可见，对数价格序列不宜作为市场拐点判断的直接指标。

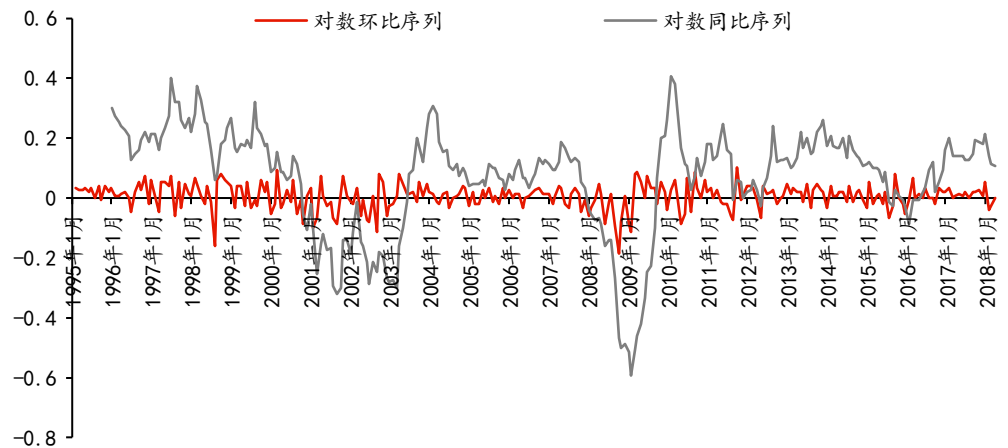
同比与对数环比序列具有平稳性，且对数环比序列的 P 值更小。这主要是由于对数环比序列更加接近于白噪声序列，因此具有更好的平稳性。下面将会对对数环比序列的随机性做进一步的讨论。

环比收益受市场短期噪声冲击影响较大难以作为预测基准

通过上一节分析，对数同比序列与对数环比序列均为不含长期趋势项的平稳序列，本小节将进一步对比同比序列和环比序列的周期因素和随机因素。对上证综指、深证成指、恒生指数以及标普 500 指数从 1995 年至今的月度数据的实证分析表明，环比序列受随机因素影响较大，同比对于判断市场拐点，研究市场周期规律更为有效。

观察标普 500 指数，可以发现：对数环比序列围绕 0 上下做无规则波动，而对数同比序列则表现出了一定的周期性。我们猜测：对数环比序列的运动近似于布朗运动¹，即主要由上文所提到的随机波动因素 $\varepsilon(t)$ 构成。

图表 4：标普 500 对数同比序列与对数环比序列对比



资料来源：华泰证券研究所

下面我们将对环比序列的随机性进行检验，证明环比序列近似于高斯白噪声序列。首先介绍高斯白噪声序列的定义：满足以下两个条件的一系列随机变量 $\{\epsilon_t\}$ 所生成的序列可以被视为高斯白噪声序列：

$$\begin{aligned}\epsilon_t &\sim N(0, \sigma^2) \\ \text{Cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t+k}) &= 0\end{aligned}$$

其中，第一个式子表明任意时刻的随机变量都服从均值为 0 的正态分布，第二个式子表明任意两个不同时刻的随机变量的协方差为 0。从经济学的角度，这意味着该序列仅由随机因素决定，且过去的信息对未来的预测没有帮助。当环比序列为高斯白噪声时，可以认为每一期价格的变化量服从正态分布，且变化量的期望为零，即当期价格的期望等于上一期价格。在正态假设下，环比序列无自相关性说明每一期的价格变化量都是独立的，我们无法通过前期的环比增长推断当期的价格变动。而当序列存在自相关性，也就是 $\text{Cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t+k}) \neq 0$ 时，用过去的的数据推断未来就成为了可能。

下文通过以下两步检验证明环比序列近似于高斯白噪声序列：

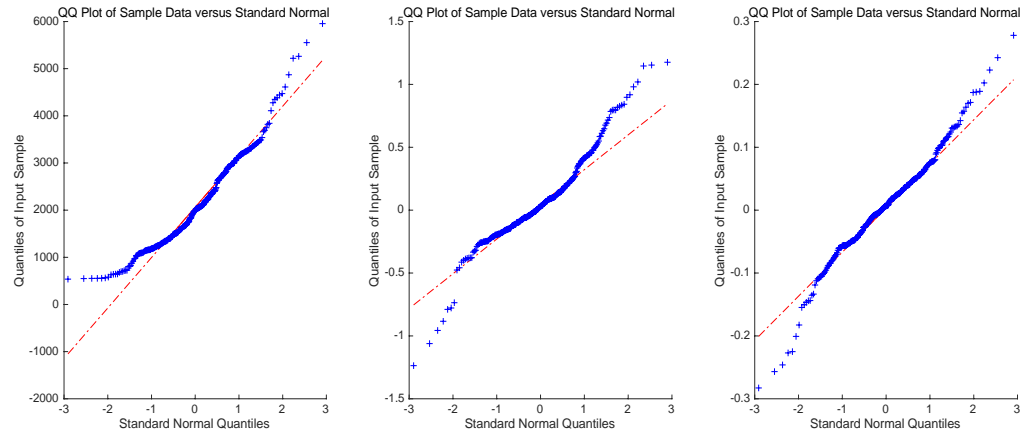
- 正态性检验：证明对数环比序列近似服从均值为 0 的正态分布；
- 序列自相关性检验：证明序列不存在自相关性。

首先通过 QQ 图进行正态性检验。QQ 图是一种通过画出分位数来比较两个概率分布的图形方法。选定区间长度后，QQ 图上的点 (x, y) 对应于第一个分布 $(x$ 轴) 的分位数和第二个分布 $(y$ 轴) 相同的分位数。如果被比较的两个分布相似，则其 QQ 图近似地位于 $y = x$ 这条直

¹ 布朗运动是一个刻画随机连续运动的随机过程，其数学定义如下：设 $\{B_t: t \geq 0\}$ 是一个随机过程， $B_0 = 0$ ，若其满足 (1) $B_{t+s} - B_t$ 服从正态分布 $N(0, \sigma^2 s)$ ， $\forall t \geq 0, s > 0$ ；(2) 对任意 $0 < t_1 < \dots < t_n$ ， $B_{t_1}, B_{t_2} - B_{t_1}, \dots, B_{t_n} - B_{t_{n-1}}$ 相互独立；(3) 对几乎所有 ω ， $B_t(\omega)$ 关于 t 连续，则称 $\{B_t: t \geq 0\}$ 为布朗运动。当布朗运动成立时，变量将具有恒定的期望漂移率和方差率，其当前值成为预测未来变量的唯一基础，过去的历史数据对此不做任何贡献。

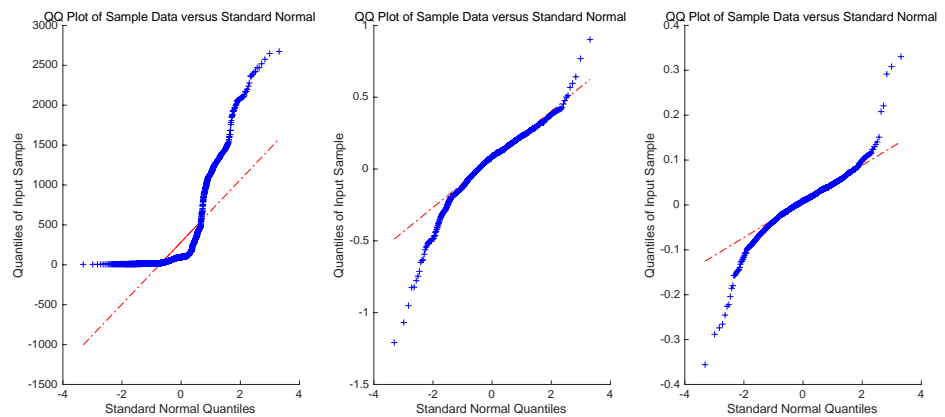
线上，如果两个分布线性相关，则 QQ 图上的点近似落在一条直线上，但并不一定是 $y = x$ 这条线。在这里，将价格序列、同比序列、环比序列分别与标准正态分布进行比较，观察这三个序列是否近似服从正态分布。

图表5: 上证综指（从左至右为价格序列、同比序列、环比序列）



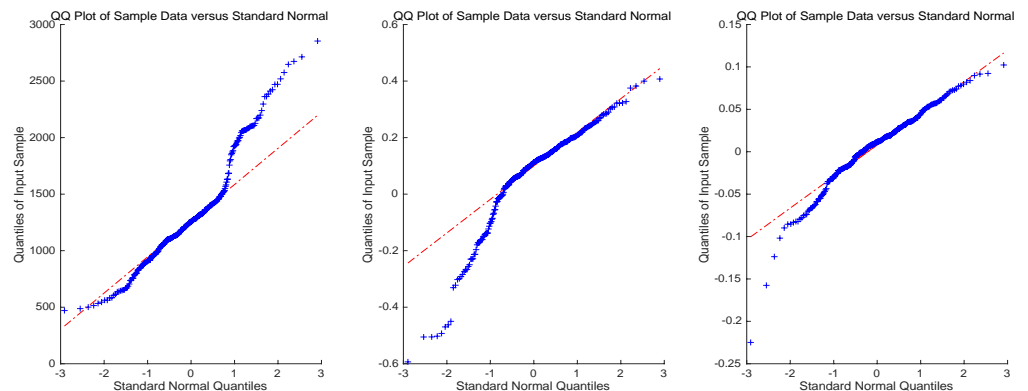
资料来源:华泰证券研究所

图表6: 深证成指（从左至右为价格序列、同比序列、环比序列）

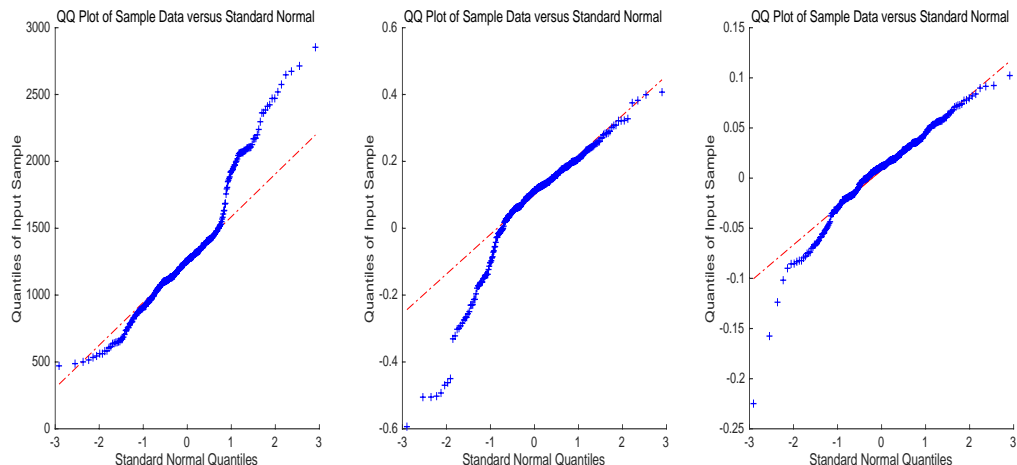


资料来源:华泰证券研究所

图表7: 恒生指数（从左至右为价格序列、同比序列、环比序列）



资料来源:华泰证券研究所

图表8： 标普 500（从左至右为价格序列、同比序列、环比序列）

资料来源:华泰证券研究所

四个主要市场指数中，价格序列和同比序列绘制的 QQ 图都显著偏离 $y=x$ 这条直线，说明这两种序列中都含有明显的非随机因素。环比序列的 QQ 图虽然在两侧分位点处有所偏离，但主体分布大致接近 $y=x$ 直线附近。因此我们判断：环比序列与标准正态分布线性相关，都近似服从均值为 0 的正态分布。

接下来，我们使用 Ljung-Box 检验考察三个序列的自相关性。Ljung-Box q 统计量用于检验某个时间段内的一系列观测值是不是随机的独立观测值。首先给出原假设和备择假设：

$$H_0: \text{该序列不存在自相关性} \leftrightarrow H_1: \text{该序列是存在自相关性}$$

四个主要指数的价格序列、同比序列和环比序列的 Ljung-Box 检验结果如下：

图表9： 主要股指对数环比序列自相关性检验

	上证综指	深证成指	恒生指数	标普 500
价格序列 LBQ 检验 p 值	0	0	0	0
是否显著 (1%)	是	是	是	是
同比序列 LBQ 检验 p 值	0	0	0	0
是否显著 (1%)	是	是	是	是
环比序列 LBQ 检验 p 值	0.018	0.026	0.453	0.541
是否显著 (1%)	否	否	否	否

资料来源：华泰证券研究所

根据检验结果，在 1% 的置信水平下，只有环比序列不能拒绝序列无自相关性的原假设，而价格序列和同比序列都拒绝原假设。由此可见，价格序列与同比序列存在自相关性，可以通过过去的信息对未来进行预测；而环比序列无自相关性，无法进行可靠的预测。

综合上述两个检验的结果，我们基本可以确定环比序列近似于高斯白噪声序列，决定环比序列的因素中，随机因素占主要成分。环比序列更多体现了市场中的噪声，不适用于把握市场拐点。

同比是一种“简单的滤波技术”，滤除短期高频噪声凸显价格中的周期规律

相比对数价格序列，同比序列中不含长期趋势项，相比环比序列，同比序列受市场噪声的影响较小，对周期成分的体现最为明显。因此，我们认为同比收益是判断市场拐点有效的先行指标。

在前期研报《市场的频率》中，经过数学推导证明，同比在 t 时刻的取值可由以下公式表示（推导过程见附录）：

$$\ln \frac{S_{t+\Delta T}}{S_t} = C + \sum_{i=1}^N C_i \sin(\omega_i t + D_i) + E\varepsilon(t)$$

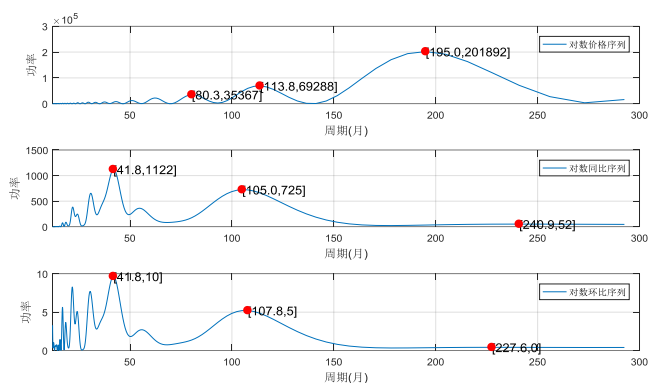
$$\Delta T = 12$$

其中 $S_t, S_{t+\Delta T}$ 分别为 t 时刻、 $t+\Delta T$ 时刻的价格， $\ln \frac{S_{t+\Delta T}}{S_t}$ 为两时刻之间对数价格的差值， ω_i 、

C_i 、 D_i 为第 i 个正弦函数的角速度、幅度和初始相位。 C 、 C_i 、 D_i 、 E 均是与 t 无关的常数，而 ε 为服从标准正态分布的函数。从上述公式中可以看出，同比中不含趋势项，且主要频率成分与对数价格序列一致。同比序列能够很好的分离趋势项 μ ，上文实证的数据分析也印证了这一点。

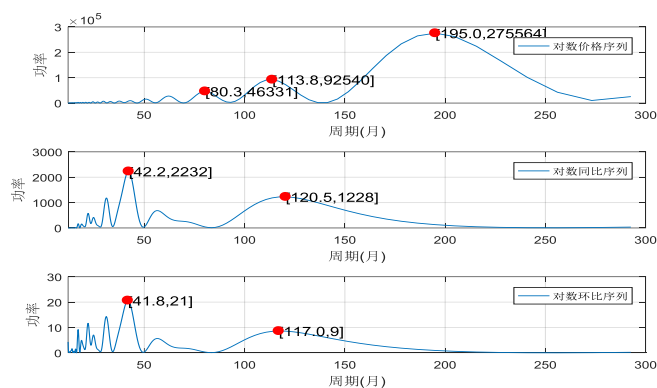
从频域的角度对比对数价格序列，同比和对数环比序列的频谱图，通过对标普 500，恒生指数，上证综指和深证成指从 1991 年至今的月频数据做频谱分析，发现对数价格序列中长周期能量成分最强，同比和对数环比序列的中短周期能量最强，频谱结构与对数价格序列有显著不同。验证了上文提出的价格序列中的长期趋势项会干扰对周期项的判断这一说法。进一步分析同比序列和环比序列，环比序列在 42 个月以下有显著的不规则的高频分量，验证了上文提出的环比序列主要受随机趋势影响而难以精确预测这一说法。

图表 10： 上证综指频谱分析



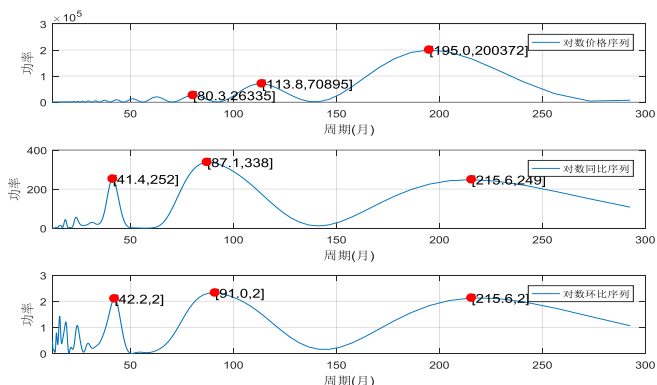
资料来源：华泰证券研究所

图表 11： 深证成指频谱分析



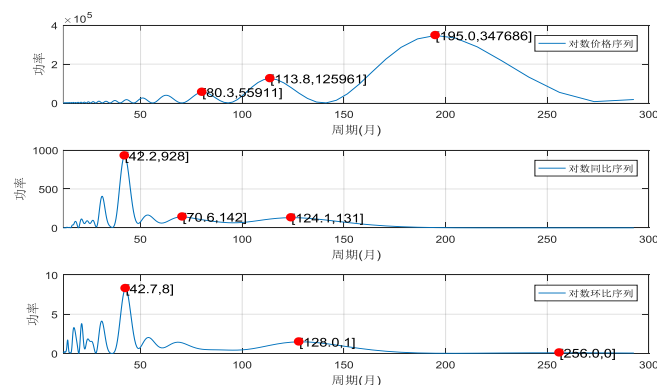
资料来源：华泰证券研究所

图表 12： 标普 500 频谱分析



资料来源：华泰证券研究所

图表 13： 恒生指数频谱分析



资料来源：华泰证券研究所

进一步利用线性回归的方式将三类指标的原始序列对其前三大周期的滤波序列做回归，具体回归方式可参考华泰金工周期系列之五《周期研究对大类资产的预测观点》。对比线性回归中，三类序列的前三大周期对原序列的拟合优度，发现除上证综指外，周期因素对同比序列的解释力度最强，普遍高于 40%。价格序列中可以被周期成分解释的部分低于同比序列，验证了上文提出的趋势项干扰对周期项的判断这一说法。环比序列虽然在频谱结构上可以观测到明显的周期成分，但周期因素对环比序列的解释力度极低，均小于 10%，更进一步说明环比序列主要由随机因素决定，难以预测。因此，本文选择指数的同比收益作为体现市场周期运动、判断市场“牛熊”拐点的先行指标。

图表 14：前三大周期对不同序列的解释力对比

	对数价格序列	同比	对数环比序列
上证综指	41.037%	39.660%	5.777%
深证成指	29.280%	42.098%	8.006%
恒生指数	36.379%	46.397%	4.619%
标普 500	56.506%	63.397%	8.325%

资料来源：华泰证券研究所

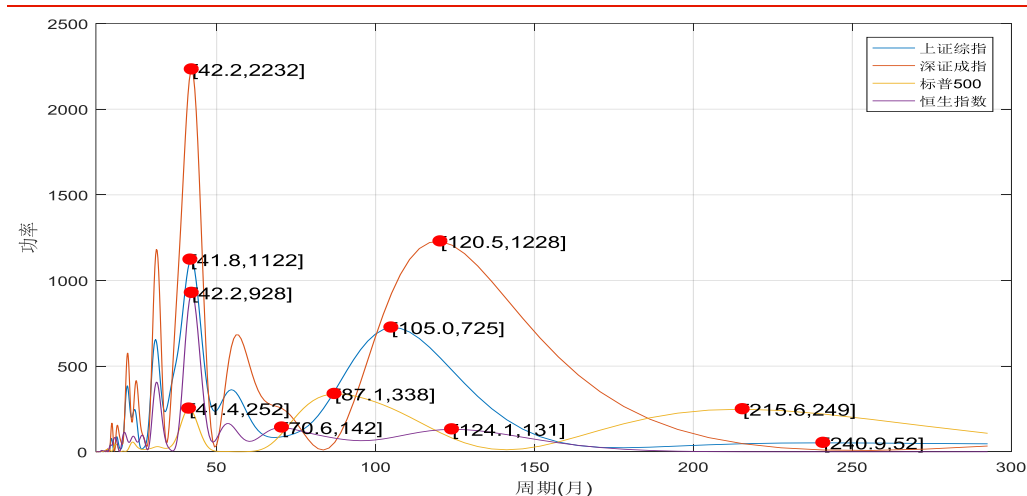
基钦周期（短周期）决定市场“牛熊”

上文提到，对市场拐点的判断主要依赖于对周期拐点的判断。同比不含趋势项且周期成分明显，最适宜用作市场拐点判断的标准。在前期研究中，我们通过信号处理手段在全球主要金融经济指标的同比序列中发现了相似的周期成分，确定金融经济系统存在三大共同周期，即 42 个月，100 个月和 200 个月。以三大周期为准则判断市场拐点时，不同周期会得出不同判断。本节将通过周期能量的对比和周期长度的分析，说明三大周期中，42 个月周期长度最短，且能量最强，从而说明在基钦周期视角下判断市场拐点的有效性。

基钦周期是最主要的周期成分

仍以上证综指、深证成指、标普 500 和恒生指数为例，这四个指数从 1995 年至今的同比序列做频谱分析，可以看出，虽然各指标的周期能量分布略有差异，但 42 个月周期在各个指标上都是最为显著的。

图表 15：多资产同比序列频谱分析结果



资料来源：华泰证券研究所

更进一步的，分别考察三个周期对同比序列的解释力度，通过单周期线性回归，发现 42 个月周期对各指数同比序列的解释力度都在 30% 左右，显著高于 100 个月周期滤波对同比序列的解释力度（10%~20%）和 200 个月周期的解释力度（5%~15%）。对比可见，虽然三大周期对资产价格的运动都有贡献，但 42 个月的基钦周期无疑是市场运动的最主要驱动力。因此，判断市场拐点应从最主要的 42 个月基钦周期入手。

图表 16：三周期对同比序列的拟合优度对比

	42 个月周期拟合优度	100 个月周期拟合优度	200 个月周期拟合优度
上证综指	23.865%	14.242%	0.230%
深证成指	29.524%	8.143%	2.495%
恒生指数	37.954%	2.446%	0.836%
标普 500	19.756%	23.315%	13.151%

资料来源：华泰证券研究所

基钦周期的边际改变对市场短期变化影响最明显

从周期长度的角度考虑，基钦周期长度最短，一轮基钦周期内，朱格拉周期和库兹涅茨周期状态往往不足以发生大的改变，加之基钦周期能量最强，因此资产价格对基钦周期的变动最为敏感。基钦周期状态的改变即使不足以实现资产价格的涨跌切换，也必然影响其涨跌幅度和速度。因此，把握住基钦周期的拐点就基本把握住了市场涨跌风格切换的拐点。

事实上，不同尺度的周期对市场的影响也有所不同。基钦周期长度最短，强度最强，对市场牛熊状态产生决定性影响；库兹涅茨周期则与实体经济的运行联系更为密切，更适宜指导长期资产配置。关于中长周期的研究，我们将在未来持续推出深度研究报告。

同比序列短周期相位比价格序列领先 4.5 个月

经过上文抽丝剥茧的层层论述，对市场拐点的判断主要依赖于对周期项拐点的判断，而三大周期中，又以基钦周期为最主要的决定性因素。因此，本文将以 42 个月基钦周期视角，从经济学角度，数学角度和实证分析的角度，分析同比序列、环比序列以及价格序列三者之间的联系与区别，证明同比序列的短周期相位比价格序列领先 4.5 个月。

同比序列是刻画市场“运动速度”的有效指标

首先从经济学角度分析同比序列、价格序列和环比序列的关系。价格序列是一个存量概念，是市场最直观表现形式，然而，价格指数本身并不能指导投资决策，对投资决策有意义的是价格的变动，即环比序列和同比序列。这两个序列都是增量概念，所不同的是，对数同比代表从去年同期价格到该期价格的对数变化，即年收益率，对数环比序列则代表从上一月价格到当月价格的对数变化，即月收益率。对月度数据来说，价格序列体现了当前市场的状态，环比序列体现了当前市场的运动的瞬时速度，同比序列则体现了市场在过去一年间运动的平均速度。

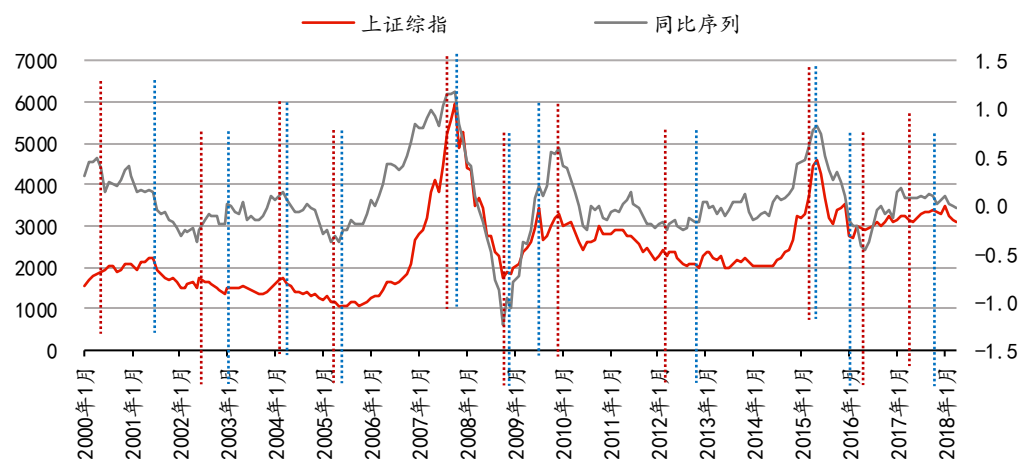
对于月度投资决策，无疑环比序列最具参考意义。环比序列的正负体现了市场当前的瞬时运动方向。然而，正如上文对环比序列的分析，市场的短期运动更类似于无规律的随机游走，因而瞬时速度虽然对投资最为关键，但预测难度也最大。

相对比较容易把握的是同比序列，同比序列的正负体现了市场过去一年的平均运动方向，而同比序列的大小则体现了市场过去一年运动速率的平均值。受短期噪声的干扰，市场短期运动方向和长期运动方向很可能产生背离，因此，直接以同比序列的零点判断市场拐点置信度较差。但当同比序列处于顶点或底点时，说明市场过去一段时间的运动速度达到一个极大值或极小值，推动市场运动的周期能量将持续一段时间，这段时间里价格序列将维持同向运动。因此，通过把握同比序列的拐点来预测价格走势，具备显著的经济意义。

同比序列短周期相位领先价格序列 4.5 个月的公式证明

根据周期几何布朗运动及其推导（见附录），同比序列与价格序列包含频率相同的周期项，但各周期对应的振幅和相位之间存在一定差异。因此，从同比序列到达拐点到价格序列到达拐点，将会有一定的时间差异。以上证综指为例，同比序列与价格序列相应的高点和低点大致同时到来，但并不完全重合，而是存在数个月的时间差。因此，采用同比序列对市场拐点进行判断时，同比拐点得出的结论可能出现偏差，需要对同比序列预测的拐点做一定的延迟才可以作为价格的拐点。下文将通过严密的数学推导，计算同比序列与价格序列拐点出现的时间差。

图表 17： 2000 年至今上证综指以及同比序列



资料来源：华泰证券研究所

在周期布朗运动模型下，价格序列和同比的周期项频率相同。假设对数价格序列只包含以 T 为周期的（对应角频率 $\omega = 360/T$ ）的周期项，对对数价格序列作 n 期差分，记 t 时刻对数价格为 $detlnp(t)$ ， t 时刻对数价格同 $t-n$ 时刻对数价格所做的差分为 $lnret_n(t)$ ，则差分序列为：

$$\begin{aligned}
 lnret_n(t) &= detlnp(t) - detlnp(t-n) \\
 &= \cos(\omega t) - \cos(\omega(t-n)) \\
 &= \cos\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right) + \frac{\omega n}{2}\right] - \cos\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right) - \frac{\omega n}{2}\right] \\
 &= \left\{ \cos\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right)\right] \cos\left(\frac{\omega n}{2}\right) - \sin\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right)\right] \sin\left(\frac{\omega n}{2}\right) \right\} \\
 &\quad - \left\{ \cos\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right)\right] \cos\left(\frac{\omega n}{2}\right) + \sin\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right)\right] \sin\left(\frac{\omega n}{2}\right) \right\} \\
 &= -2 \sin\left[\omega\left(t - \frac{n}{2}\right)\right] \sin\left(\frac{\omega n}{2}\right) \\
 &= -A \sin\left(\omega t - \frac{\omega n}{2}\right) \\
 &= -A \sin\left(\omega t - \frac{n}{T} \times 180\right) \\
 &= A \cos\left(\omega t - \frac{n}{T} \times 180 + 90\right)
 \end{aligned}$$

n 期差分序列相较于对数价格序列领先的相位 $\Delta\phi$ 与时间差 Δn 分别为：

$$\begin{aligned}
 \Delta\phi(lnret_n, lnp) &= \phi(lnret_n) - \phi(detlnp) = 90 - \frac{n}{T} \times 180 \\
 \Delta n(lnret_n, lnp) &= \frac{\Delta\phi(lnret_n, detlnp)}{\omega} = \frac{90 - \frac{n}{T} \times 180}{\frac{360}{T}} = \frac{T - 2n}{4}
 \end{aligned}$$

更进一步，探讨同比序列、环比序列之间的相位差，可以发现同为增量概念，同比序列和环比序列的相位差不随 T 发生改变，推导如下：

$$\begin{aligned}
 \Delta\phi(lnret_{n1}, lnret_{n1}) &= \phi(lnret_{n1}) - \phi(lnret_{n2}) = \frac{n2 - n1}{T} \times 180 \\
 \Delta n(lnret_{n1}, lnret_{n1}) &= \frac{\Delta\phi(lnret_{n1}, lnret_{n1})}{\omega} = \frac{\frac{n2 - n1}{T} \times 180}{\frac{360}{T}} = \frac{n2 - n1}{2}
 \end{aligned}$$

当序列存在多个周期成分时，同比序列与价格序列，或是环比序列与价格序列之间，领先滞后关系将不如单周期成分上的领先滞后关系稳定。具体情况由主要周期的显著程度决定。根据上文的论述，周期项中，基钦周期是决定资产价格运动的最主要驱动力。将 $T=42$ 代入上式，可得到对数价格序列的 n 期差分相较于对数价格序列的领先期数为：

$$\Delta n(lnret_n, lnp) = \frac{42 - 2n}{4} = 10.5 - 0.5n$$

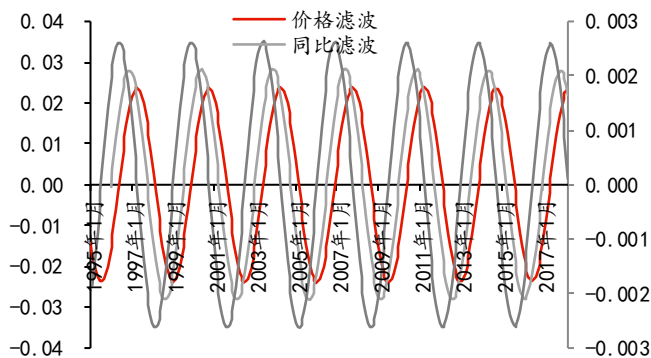
代入 $n=12$ ，同比序列比对数价格序列领先 4.5 个月；代入 $n=1$ ，环比序列比对数价格序列领先 9 个月。至此，我们通过严密的数学推导，证明了 42 个月周期上同比序列领先价格序列 4.5 个月。下文将采用实际的股票市场数据验证 42 个月周期上的这一领先滞后关系。

同比序列短周期相位领先价格序列 4.5 个月的实证检验

傅里叶线谱提取法验证领先期数

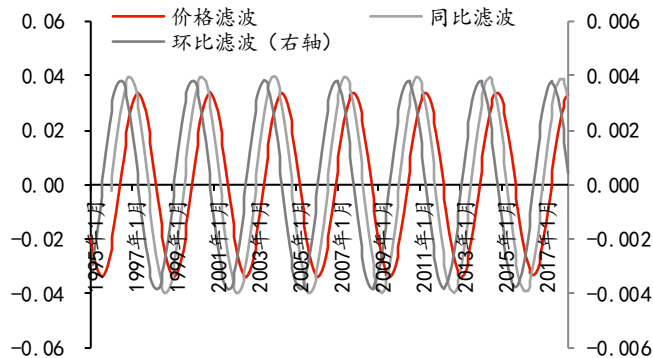
为了进一步验证前文的数学推导，本文分别对上证综指、深证成指、恒生指数和标普 500 的同比序列、环比序列、价格序列进行 42 个月周期的高斯滤波，并分析不同滤波序列之间是否存在明显的领先滞后关系。

图表 18: 上证综指同比、环比、价格序列的 42 个月高斯滤波



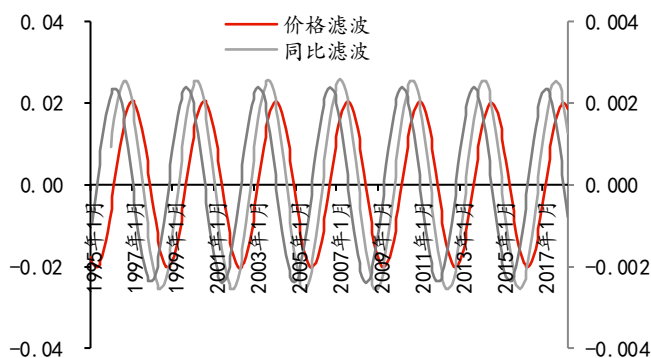
资料来源：华泰证券研究所

图表 19: 深证成指同比、环比、价格序列的 42 个月高斯滤波



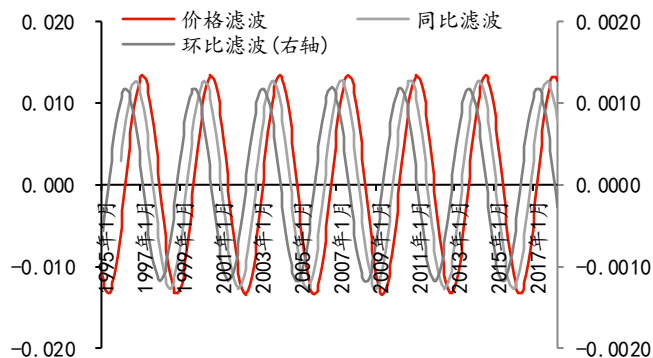
资料来源：华泰证券研究所

图表 20: 恒生指数同比、环比、价格序列的 42 个月高斯滤波



资料来源：华泰证券研究所

图表 21: 标普 500 同比、环比、价格序列的 42 个月高斯滤波



资料来源：华泰证券研究所

上图中，浅灰色曲线代表指数的同比序列，深灰色曲线代表指数的环比序列，红色曲线代表指数的对数价格序列。数据起止时间为 1995 年 1 月至 2018 年 4 月，采集频率为月。可以清晰地发现，对于上述 4 个股指时间序列，同比、环比、价格三者的 42 个月周期滤波序列之间具有相同的变化趋势，且存在稳定的领先滞后关系。具体而言，以上证综指为例，环比 42 个月周期滤波序列领先价格滤波序列约 10.585 个月，同比滤波序列领先价格滤波序列月 5.146 个月，环比滤波序列领先同比滤波序列约 5.429 个月，均与理论推断值差距不大。其余三个指数同比、环比和价格的 42 个月周期滤波序列的实际相位差的具体结果见下表。其中不同时间序列间的相位差由高斯滤波后 42 个月周期序列拐点的平均距离计算所得。

图表 22: 全球主要股指同比、环比、价格滤波序列实际相位差

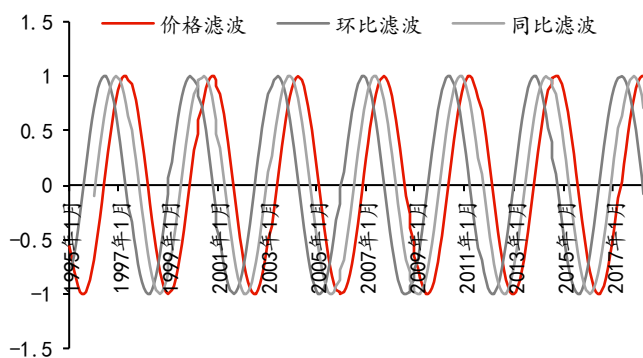
指数	上证综指	深证成指	恒生指数	标普 500	平均	理论
环比滤波领先价格滤波	10.857	10.815	10.296	9.905	10.466	10
同比滤波领先价格滤波	5.155	5.436	4.509	3.966	4.764	4.5
环比滤波领先同比滤波	5.702	5.380	5.787	5.938	5.701	5.5

资料来源：华泰证券研究所

可以看到，相位差的实际值与理论值仍存在一定偏差，这是由于真实的金融序列都不会由单一周期构成，而是在各个周期上都分布有一定能量，在某些周期上存在能量峰值。高斯滤波器作为一种带宽滤波器，提取的周期能量并不仅限于 42 个月周期，也包含 42 个月周期附近的能量。而另一方面，对于某一显著的周期，真实市场中所呈现的周期不是理想的简谐波，而是具有平底尖顶、牛短熊长等具体特征的。上述两个因素都会使得真实序列的领先滞后关系与理论值出现偏差。

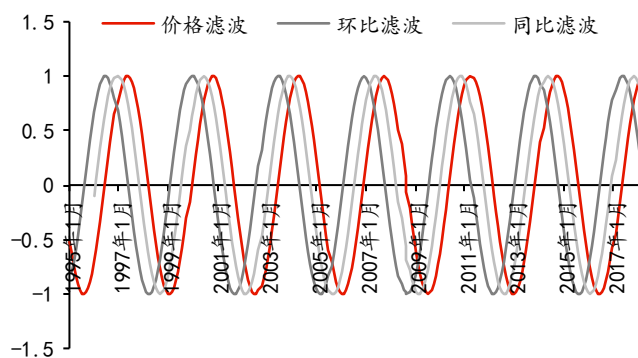
为进一步证实上述推断的正确性，本文研究了高斯滤波的带宽近似为 0 极端情况，即仅考虑原始时间序列进行傅里叶变换后周期为 42 个月的正弦波分量，并分析不同序列对应 42 个月正弦分量之间的相位关系。该方式虽然牺牲了原始序列的大部分信息，但能够较好的展现出同比序列、环比序列和对数价格序列之间在 42 个月周期上的相位差。其结果如下²：

图表 23： 上证综指同比、环比、价格序列的 42 个月正弦波分量



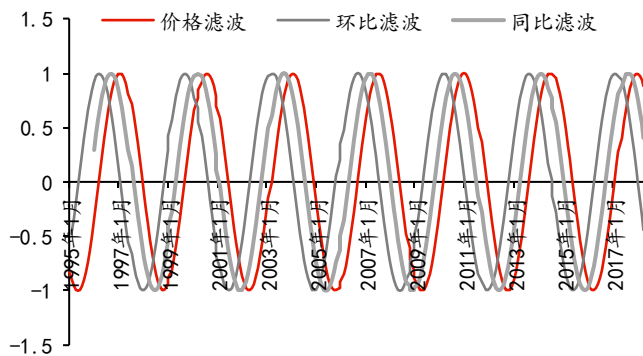
资料来源：华泰证券研究所

图表 24： 深证成指同比、环比、价格序列的 42 个月正弦波分量



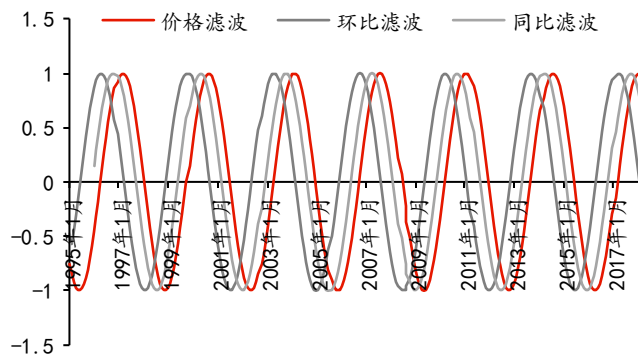
资料来源：华泰证券研究所

图表 25： 恒生指数同比、环比、价格序列的 42 个月正弦波分量



资料来源：华泰证券研究所

图表 26： 标普 500 同比、环比、价格序列的 42 个月正弦波分量



资料来源：华泰证券研究所

图表 27： 全球主要股指同比、环比、价格序列 42 个月正弦波分量实际相位差

指数	上证综指	深证成指	恒生指数	标普 500	平均	理论
环比滤波领先价格滤波	10.357	10.315	10.285	10.504	10.365	10
同比滤波领先价格滤波	4.955	5.136	4.500	4.566	4.789	4.5
环比滤波领先同比滤波	5.402	5.180	5.785	5.938	5.576	5.5

资料来源：华泰证券研究所

上表中下划线代表 42 个月正弦波分量实际相位差相比于图表中高斯滤波结果更接近于理论值。可以看到，根据不同股指同比、环比和对数价格序列的 42 个月周期正弦分量计算

² 由于原数据过小，为方便观察，此处作图数据均已标准化[-1, 1]区间内。

得到的相位差比高斯滤波的结果更接近理论值。这是由于原始时间序列中存在大量噪声，噪声在各个频率都有分布，高斯滤波虽然选择了窄带宽，依然不能完全消除噪声的影响，而在带宽为 0 的极端情况下，虽然牺牲了原始时间序列的大部分信息，但 42 个月周期的正弦分量几乎不受噪声影响，因此对于相位差的估计更加精确。

两种方式所计算得到相位差的实际值与理论值的平均偏差均小于 5%，因此可以认为同比、环比与价格序列的 42 周期的高斯滤波序列存在的领先滞后关系得到了一定的验证，从而证实了上文数学推导的正确性。

然而，上述通过单周期确定相位差的方法存在一定问题。首先，根据之前华泰金工周期研究系列报告的结论，主要金融市场普遍存在 42 个月的短周期，但该周期为近似值，不同市场由于自身特点不同，其短周期会在 42 个月的基础上产生一定偏移，因此，仅对特定的 42 个月进行窄带高斯滤波可能会造成信息丢失，使估计结果与真实值产生偏差。另一方面，在前文中我们介绍过真实的金融序列都不会由单一周期构成，而是能分解成不同能量不同周期的正弦波的叠加，对于这种情况，领先滞后关系也需要进行一定修正。因此，本文对上述四个股指序列进行了互谱分析，从整体角度分析同比、环比和价格序列的不同周期频段之间的相位领先滞后关系。

交叉谱分析法验证领先期数

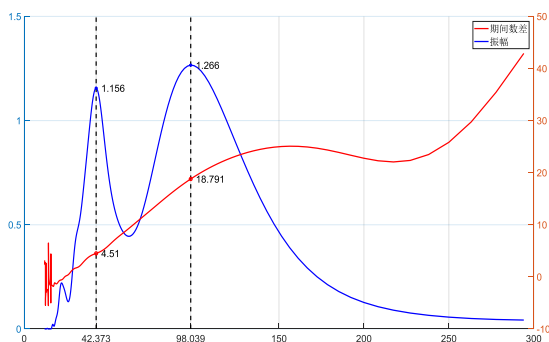
根据华泰金工周期研究系列前期报告，主要的金融市场普遍存在 42 个月左右的短周期和 100 个月左右的中周期，200 个月的长周期，即上述时间序列的谱密度函数在 42、100 和 200 个月附近呈现显著的峰值。下面我们分析不同时间资产序列的同比、环比和价格序列在不同周期下的正弦波是否彼此相关，以及它们之间是否存在固定的相位差。

交叉谱可以看作时域中相关系数的概念在频域角度的推广，而交叉谱分析主要从频域角度研究两个金融时间序列之间的相关关系。对于时域中两个时间序列，交叉谱技术能够将其分解成一系列代表固定长度周期的频域序列叠加，且能够计算得出两个时间序列在频域的振幅谱，相位谱和相干谱指标。其中振幅谱反映了各周期波动的程度；相位谱反映了两个序列间各周期上的相位差；相干谱则类似于时域中的相关系数，表示频域中两变量的相关程度，用于计量在给定频率下一个序列的方差被另一个序列的解释的百分比。

首先，需要对于上述四个股指的对数价格序列做去趋势处理。由附录中同比序列与原始序列关系部分可知，对数价格序列存在与时间相关的趋势项 ut 。由于趋势项的影响，在计算序列的自相关系数与序列间的协相关系数时，相关系数并不仅仅反应周期项之间的关系，也包含了共同的趋势项所造成的相关关系。然而本文关注的重点是周期因素，即分析不同时间序列在不同周期下的领先滞后关系，故而在进行交叉谱分析时，需要对股指的对数价格序列进行去趋势处理。

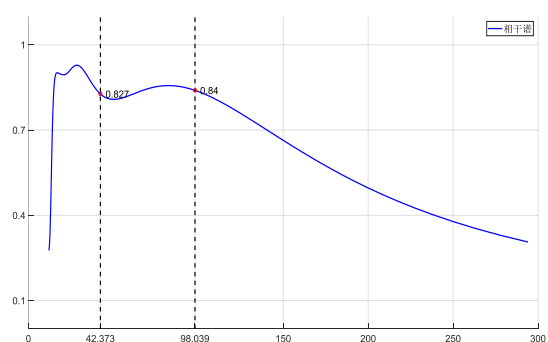
利用交叉谱方法分析价格序列与同比序列的关系，得到同比序列与对数价格序列的振幅谱、相干谱和相位谱如下图所示。

图表 28：上证综指同比、价格序列振幅、相位谱



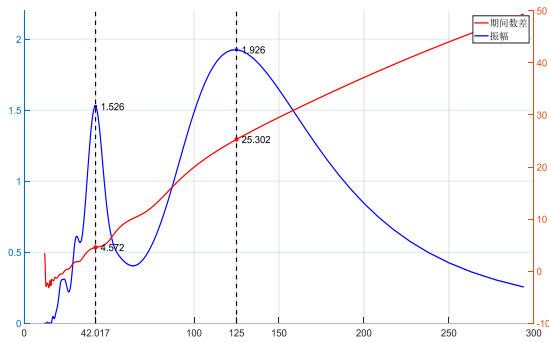
资料来源：华泰证券研究所

图表 29：上证综指同比、价格序列相干谱



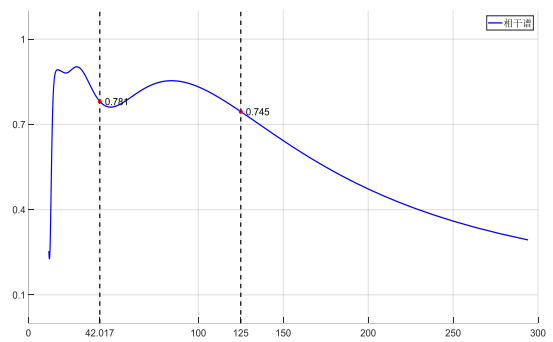
资料来源：华泰证券研究所

图表 30: 深证成指同比、价格序列振幅、相位谱



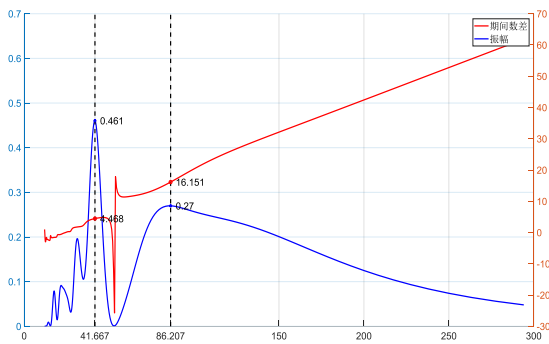
资料来源：华泰证券研究所

图表 31: 深证成指同比、价格序列相干谱



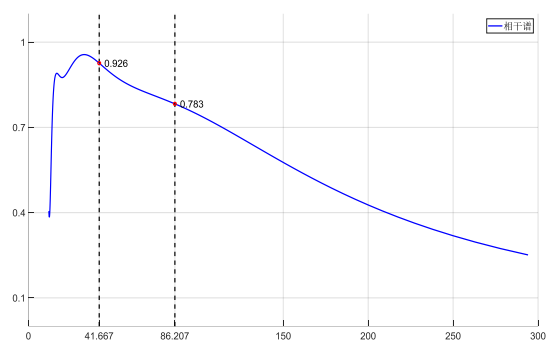
资料来源：华泰证券研究所

图表 32: 恒生指数同比、价格序列振幅、相位谱



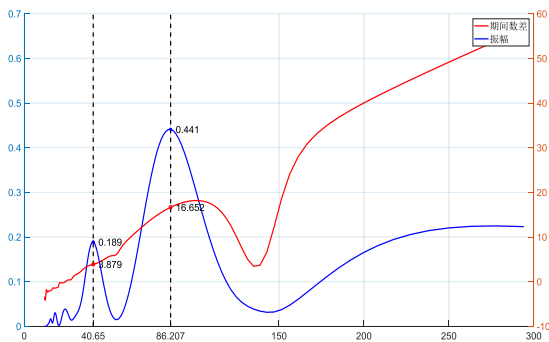
资料来源：华泰证券研究所

图表 33: 恒生指数同比、价格序列相干谱



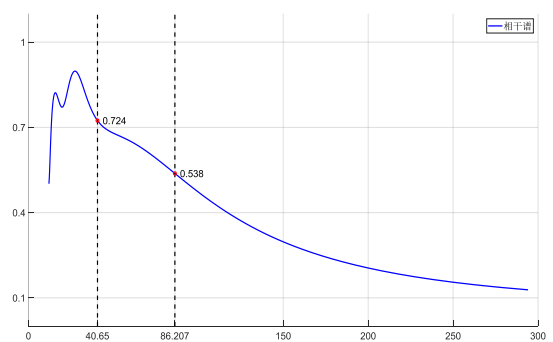
资料来源：华泰证券研究所

图表 34: 标普 500 同比、价格序列振幅、相位谱



资料来源：华泰证券研究所

图表 35: 标普 500 同比、价格序列相干谱



资料来源：华泰证券研究所

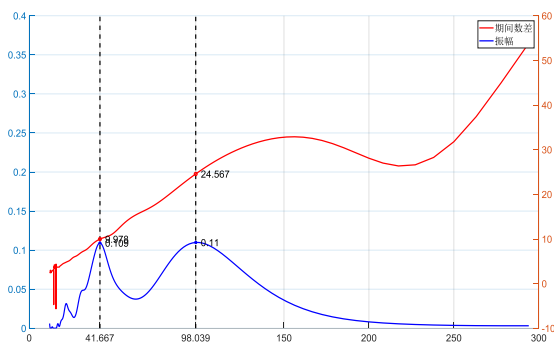
从振幅谱可以看出，四个股指的同比和价格序列交叉谱振幅在 42 个月附近和 100 个月附近出现峰值，这之前报告中单变量傅里叶分析结果吻合。但在 200 个月的长周期附近振幅谱并没有出现明显峰值，这是由于：本文进行交叉谱分析时选择了较宽的窗宽对曲线进行平滑（详细处理方式见附录）以减少伪峰的出现，而 200 个月的长周期对应的频率较小接近于 0，在曲线平滑时极易被和周围的点平均掉，因此图中 200 个月的长周期峰值并不明显。

从相位谱可以看出，对于 42 个月的短周期，同比序列领先对数价格序列约 4.5 个月左右，这与理论推导结果相符。具体而言，以上证综指为例，上证综指的同比序列与对数价格序列的振幅谱在 42.373 个月与 98.039 个月周期处取得峰值，且后者的振幅高于前者，说明上证综指的同比序列与对数价格序列之间存在着 98.039 个月的主耦合³周期和 42.373 个月的次耦合周期。主次耦合周期对应的相位点分别为 18.793 个月与 4.510 个月，即同比序列与价格序列分解出的 42.373 个月的周期之间存在 4.510 个月的差距，且同比序列领先于对数价格序列；同理对于二者 98.039 个月的长周期，同比序列领先对数价格序列 18.793 个月。

相干谱体现了两时间序列在不同周期频率下的相关程度。从相位谱可以看出，在基钦周期上价格序列绝大部分的波动可以被同比序列波动所解释。仍以上综指为例，根据上证综指同比、价格序列振幅、相位谱图，当周期为 42.373 个月时，同比序列与价格序列的相关程度为 0.827，说明对于 42 个月附近的基钦周期，价格序列波动的 82.7% 左右的方差能够被同比序列解释。其余三个股指的结果也可得到类似结果。

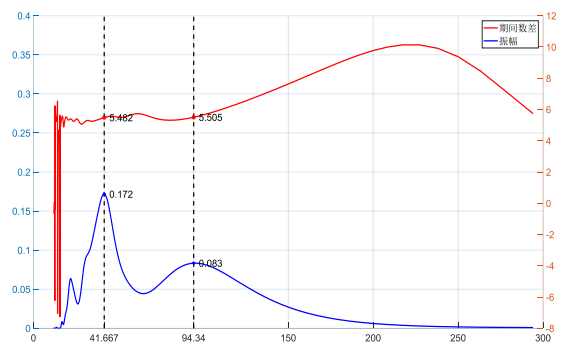
对四个股指的环比序列与价格序列、环比序列与同比序列做去趋势处理，并同样进行交叉谱分析，也可得到环比序列与价格序列、环比序列与同比序列耦合周期波动的振幅、相干谱和相位谱图。由于本文主要关注不同序列之间的相位差，因此下文省略了相干谱图。

图表 36： 上证综指环比、对数价格序列振幅、相位谱



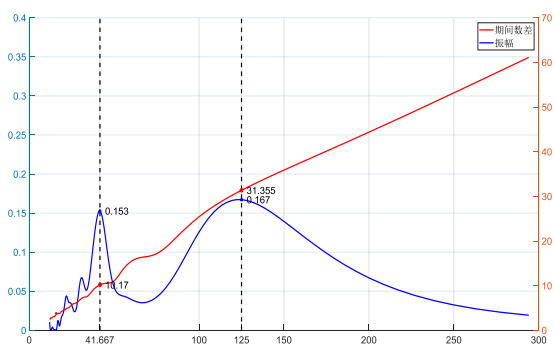
资料来源：华泰证券研究所

图表 37： 上证综指环比、同比序列振幅、相位谱



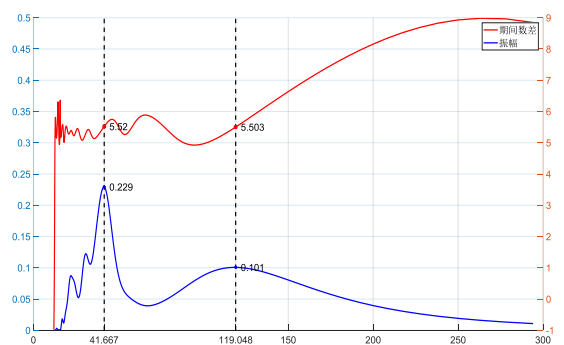
资料来源：华泰证券研究所

图表 38： 深证成指环比、对数价格序列振幅、相位谱



资料来源：华泰证券研究所

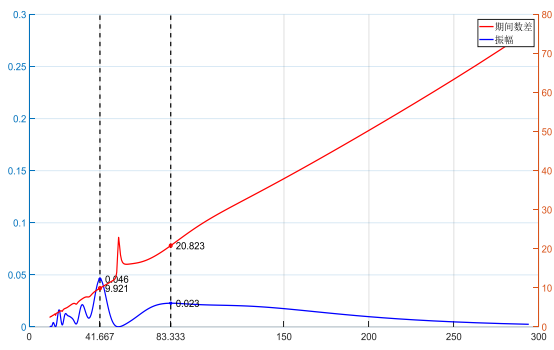
图表 39： 深证成指环比、同比序列振幅、相位谱



资料来源：华泰证券研究所

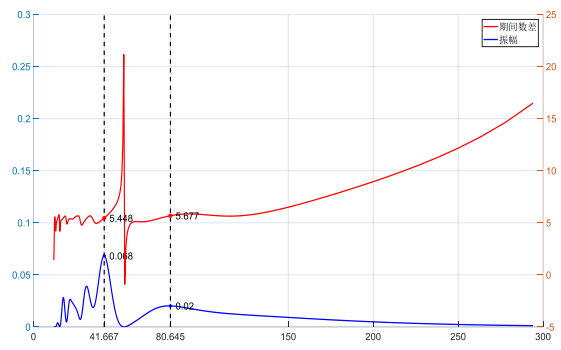
³ 耦合，指两事物间存在相互作用，相互影响的关系。此处耦合周期指交叉谱分析中得出的两事物的共同周期。

图表 40: 恒生指数环比、对数价格序列振幅、相位谱



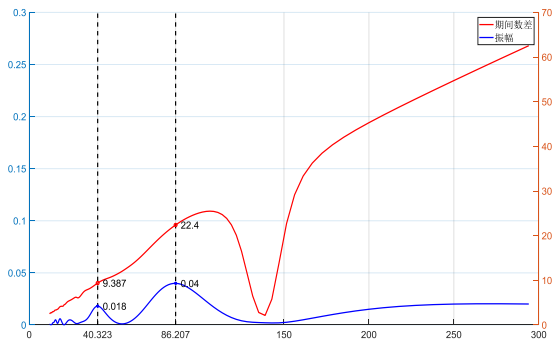
资料来源：华泰证券研究所

图表 41: 恒生指数环比、同比序列振幅、相位谱



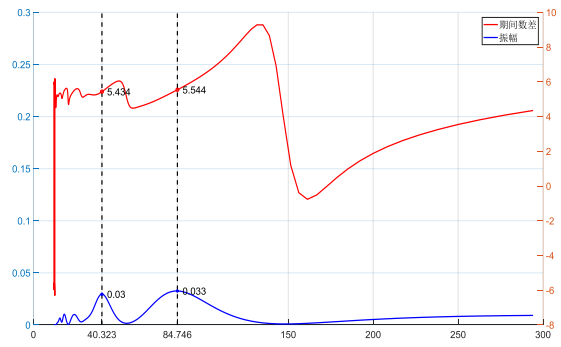
资料来源：华泰证券研究所

图表 42: 标普 500 环比、对数价格序列振幅、相位谱



资料来源：华泰证券研究所

图表 43: 标普 500 环比、同比序列振幅、相位谱



资料来源：华泰证券研究所

可以看到，上述四个股指的环比序列与对数价格序列、环比序列与同比序列的交叉谱振幅同样在 42 个月与 100 个月周期附近取得峰值。结合相位谱来看，对于 42 个月的短周期，对数价格序列滞后于环比序列约 10 个月，而环比序列领先相应的同比序列约 5.5 个月；而对于 100 个月的长周期，对数价格序列滞后于环比序列约 20 个月，而环比序列领先相应的同比序列的期间数与短周期大致相同。这与前文理论推导的结果一致。

图表 44: 全球主要股指同比、环比、价格序列实际相位差

指数		上证综指		深证成指		恒生指数		标普 500	
		短周期	长周期	短周期	长周期	短周期	长周期	短周期	长周期
环比-价格	周期	41.667	98.039	41.667	125.000	41.667	83.333	40.323	86.207
	领先期间数	9.978	24.567	10.170	31.355	9.921	20.823	9.387	22.400
同比-价格	周期	42.373	98.039	42.017	125.000	41.667	86.207	40.650	86.207
	领先期间数	4.510	18.791	4.572	25.302	4.468	16.151	3.879	16.652
环比-同比	周期	41.667	94.340	41.667	119.048	41.667	80.645	40.323	84.746
	领先期间数	5.482	5.505	5.520	5.503	5.448	5.677	5.434	5.544

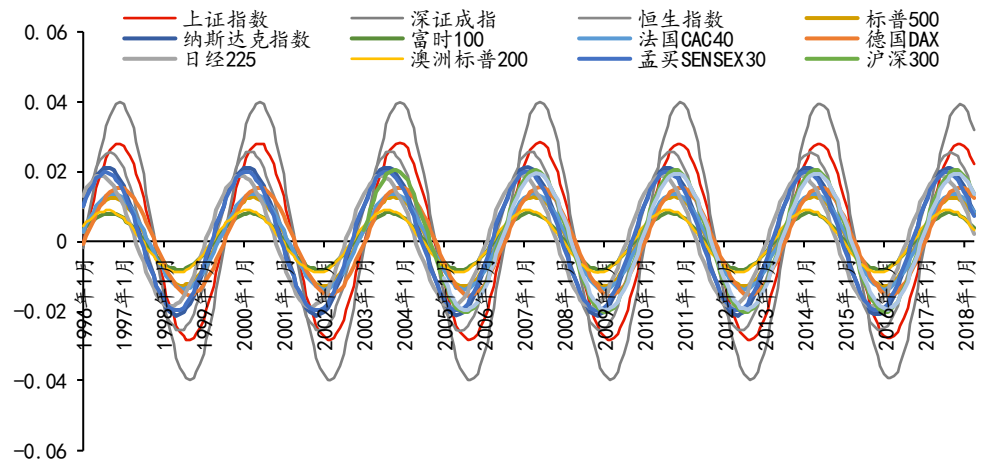
资料来源：华泰证券研究所

四个主要股指的同比、环比、价格序列两两之间的交叉谱分析结果汇总于上表。可以看到，环比序列与同比序列和对数价格序列存在共同的 42 个月附近的短周期和 100 个月附近的中周期，且环比序列的相位领先于同比序列和对数价格序列。由于金融系统的复杂性，因此上述四个股指的同比、环比和对数价格序列的长短周期与相位差并不完全等同理论值，通过交叉谱分析的方式，能够从整体的角度全面分析同比、环比和对数价格序列中任意两个序列在不同周期频率下的领先滞后关系，得出其振幅峰值对应的耦合周期及该周期下序列间具体的相位期间差。然而，由于对数价格序列存在趋势项，且该趋势项的系数 μ 难以观测，简单的去趋势处理并不能获得仅包含周期项的时间序列，因此对于同比、环比序列与对数价格序列观测到的相位差与理论值存在一定偏差。但交叉谱方法在分析同比、环比序列间领先滞后关系表现出良好效果，所得估计值与理论值非常接近，证实了该方法的有效性以及所得结论的可靠性。

全球主要股指 2018 年一季度大概率到达本轮周期高点

全球各大股指短周期从 2016 年 2 月开始进入 42 个月周期的上行阶段，2017 年底已纷纷到达顶部转头向下，而价格序列往往在同比序列短周期开始下降后的 4~6 个月才开始下降，因此预计 2018 第一季度本轮全球牛市到达高点。利用本文的判断方法，对全球主要股指本轮周期拐点出现的时间进行判断，全球主要股指的短周期运行状态如下图所示：

图表 45：全球主要股指 42 个月周期滤波汇总



资料来源：华泰证券研究所

主要股指拐点出现的时间汇总如下表：

图表 46：全球主要股指本轮周期预计拐点出现时间汇总

	42 个月高斯滤波上一轮低点	42 个月高斯滤波顶点	短周期轨道状态	本轮周期拐点时间
上证综指	Mar-16	Dec-17	下行	2018/4~2018/5
深证成指	Mar-16	Dec-17	下行	2018/4~2018/5
恒生指数	Dec-15	Sep-17	下行	2018/1~2018/2
标普 500	Jan-16	Oct-17	下行	2018/2~2018/3
纳斯达克指数	Nov-15	Aug-17	下行	2017/12~2018/1
富时 100	Dec-15	Sep-17	下行	2018/1~2018/2
法国 CAC40	Jan-16	Oct-17	下行	2018/4~2018/5
德国 DAX	Mar-16	Dec-17	下行	2018/4~2018/5
日经 225	Sep-15	Jun-17	下行	2017/10~2017/11
澳洲标普 200	Nov-15	Aug-17	下行	2017/12~2018/1
孟买 SENSEX30	Nov-15	Aug-17	下行	2017/12~2018/1
沪深 300	Jan-16	Oct-17	下行	2018/2~2018/3
上证 50	Feb-16	Nov-17	下行	2018/3~2018/4

资料来源：华泰证券研究所

事实上，应用本文所述方法对市场拐点的判断，我们早在 2018 年 3 月所发布的《2018 年中国与全球市场的机会、风险·年度策略报告》中就已给出。在年度策略报告中，我们指出：

“……全球股票指数中相位比较靠前的在 2017 年 6 月底逼近高点，大部分在 2017 年第四季度到达高点，以此推算，价格的高点普遍在 2018 年一季度末至第二季度到来。”

“标普 500 的 42 个月周期也经过顶点拐点，100 个月周期在 2013 年 12 月到达顶点之后一直下降，到 2017 年底将连续下降 48 个月，已经处于底部区域，同时其 200 个月周期也在下降过程中，2018 年美股将出现三个周期一起下降的状态，因此判断未来一年美国股市风险较大，很可能再次出现比较明显的下跌。”

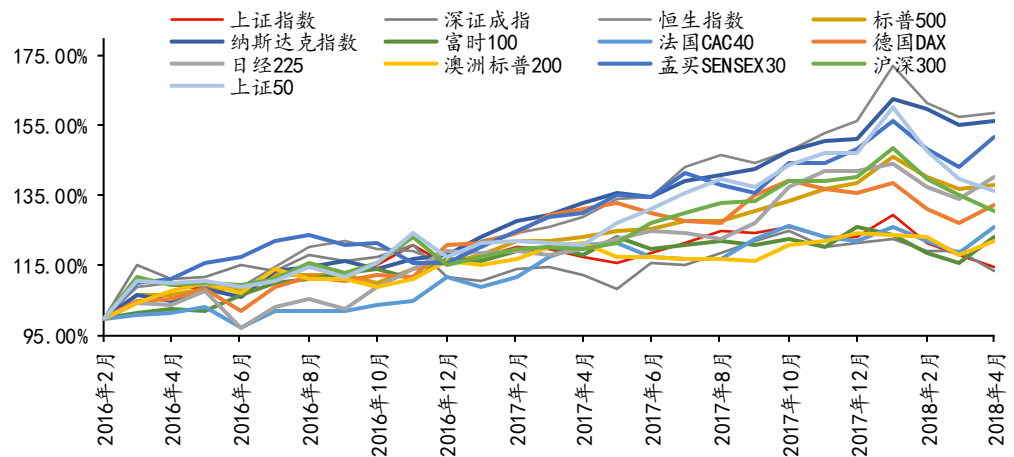
恒生指数的 42 个月周期已经明显出现拐头现象，2017 年 9 月份是其近期高点，100 个月周期也处于下降通道中，因此恒生指数大概率与 A 股类似，在 2018 年会出现下行调整。

英国、法国、德国的股市周期表现基本一致，差异不大。英国富时 100、法国 CAC40、德国 DAX 指数的 42 个月周期拐点都已出现，我们预测 2018 年它们的同比序列大概率会下滑并进入负区间，因此得出与其他股市类似的结论，即 2018 年二季度欧洲三国的股市大概率会出现下行。

日经 225 指数的 42 个月周期比其他国家的指数更早的开始下降，100 个月周期虽然已经见底回升，但仍旧处于底部区域，因此日经 225 指数 2018 年的表现同样不乐观。”

下图进一步详细展示了主要股指 2016 年 2 月短周期到达底部拐点，本轮全球牛市至今的净值曲线图：

图表 47： 全球主要股指 2016 年 2 月以来净值汇总



资料来源：华泰证券研究所

可以看出，全球主要股指 2016 年 2 月开始短周期上行，2017 年底纷纷到达顶部转头向下，根据本文提出的拐点判断方法，2018 年一季度市场出现的高点及其后的大幅波动，很有可能是本轮周期的拐点。2 月初的大跌大概率不是某个突发事件所致，而是系统运行到拐点区域后风险的集中暴露，是系统状态变化的表现。一季度以来全球股指波动率明显增大、反弹变弱，债市、美元上行，以及大宗明显不及过去两年的变现，印证了系统状态的变化。结合宏观逻辑与微观市场实际，我们认为全球股票市场过去两年的上升趋势可能已经终结，未来大概率难以再走出持续、强势的上涨行情。下一轮全球市场周期上行机会可能出现在 2019 年三季度之后。

结论

本文在华泰金工周期系列研究的基础上，着重研究了股指价格的衍生序列：同比、环比和对数价格序列间的领先滞后关系，进而给出了判断市场拐点的定量分析方法。

本文首先分析了同比、环比和对数价格序列的特点：根据华泰金工周期系列前期研究提出的资产价格运动服从周期几何布朗运动的假设；本文通过 ADF 检验验证了对数价格序列的非平稳性，并指出该非平稳性导致其难以体现出周期规律。对于环比序列，本文进行了随机性检验，得出了环比序列近似于高斯白噪声序列的结论，即环比序列包含了大量高频噪声，噪声的存在掩盖了其本质的周期规律。因此，本文认为同比序列是把握市场周期规律的有效指标。

其次，本文通过不同周期能量的对比和周期长度的分析，发现三大周期中，42 个月周期长度最短，且能量最强，把握住基钦周期的拐点就基本把握住了市场“牛熊”状态切换的拐点。

进一步，在资产价格服从周期几何布朗运动假设的基础上，本文通过三角函数理论推导，从理论上证明了同比序列是对数价格序列的周期先行指标——即同比序列在每个周期下的正弦分量的相位领先于价格序列，对于 42 个月基钦周期，同比序列与对数价格序列的相位差为 4.5 个月。

本研究采用两种实证方式对于上述理论结论进行验证。一方面，本研究着眼于基钦周期附近频域的局部分析，对同比、环比和对数价格序列进行 42 个周期的高斯滤波并对所得序列进行领先滞后关系分析，我们得到同比序列平均领先对数价格序列的实际相位差为 4.789 个月，与理论值 4.5 个月十分接近。另一方面，我们利用交叉谱分析方法对时间序列的同比、环比和价格序列在整个频域上的相位差进行整体探究，发现其两两间耦合关系的最强点同样出现在 42 个月的短周期附近和 100 个月的中周期附近，这与华泰金工周期研究系列前期报告的结论不谋而合，且各个周期频率所对应相位的相位差的实际值同理论结果一致。

综上所述，本研究认为同比序列能够良好反映市场的周期运动规律，是判断市场拐点的最有效指标，在对市场运动影响最显著的 42 个月短周期上，同比序列领先价格序列 4.5 个月。因此，通过寻找同比序列的拐点并附加 4.5 个月的延迟，可以有效把握市场运动的拐点。2017 年底—2018 年 2 季度全球股票市场的表现印证了我们前期利用本文所述方法对拐点的判断，我们预测这段时间出现的高点很有可能是本轮周期的拐点，在未来一年内，全球股票市场大概率不会有太好的表现。

风险提示

本文基于华泰金工周期系列研究对全球各类经济金融指标长达近百年样本的实证检验结果，确定周期长度。然而市场存在短期波动与政策冲击，就每轮周期而言，暂无法判断具体长度。“42 个月周期”只是估计值，可能存在偏差；历史规律存在失效风险。

附录

周期几何布朗运动模型

周期几何布朗运动

金融学中最为常见的股价模型是由保罗·萨缪尔森在 1965 年提出的几何布朗运动模型，该模型认为一个股票的在时间 t 价格 $S(t)$ 应该符合如下等式：

$$dS = \mu S dt + \sigma S dB$$

其中 S 为股票价格， μ 为股票的收益率期望值， σ 为股票价格的波动率， dB 为很短的一段时间 dt 内的布朗运动。

根据以上分析，符合以上随机微分方程的股票价格应该符合几何布朗运动：

$$S(t) = S_0 \exp[\sigma B_t + (\mu - \sigma^2/2)t]$$

实际中金融时间序列可能存在周期性现象，这里定义周期几何布朗运动，其股票价格变化满足如下关系：

$$dS = \mu S dt + \sum_{i=1}^N A_i S d(\sin(\omega_i t + \varphi_i)) + \sigma S dB$$

其中 ω_i 为周期 i 波动的角频率， φ_i 为初始相位，振幅系数 A_i 为振幅与股票价格 S 的比值。

在以上模型中，股票市场价格波动主要由三部分来决定，第一部分是股票自身的收益率，也就是长期股票价格变化中的趋势因素，第二部分为股价与市场的周期波动因子，而第三部分为市场中的随机波动因素。

进一步：

$$dS = [\mu S + \sum_{i=1}^N \omega_i A_i S \cos(\omega_i t + \varphi_i)] dt + \sigma S dB$$

$$dS = a(S, t) dt + b(S, t) dB$$

其中：

$$a(S, t) = \mu S + \sum_{i=1}^N \omega_i A_i S \cos(\omega_i t + \varphi_i)$$

$$b(S, t) = \sigma S$$

同比序列与原始序列关系

下面根据伊藤引理推导 $\ln(S)$ 所满足的随机过程。显然，周期几何布朗运动是一个伊藤过程。由伊藤引理可知，当变量 S 满足：

$$dS = a(S, t) dt + b(S, t) dB$$

令 $G = \ln S$ ，由于 G 与 t 无关，函数 G 符合以下微分方程：

$$dG = \left(\frac{\partial G}{\partial S} \times a(S, t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 G}{\partial S^2} \times b^2(S, t) \right) dt + \frac{\partial G}{\partial S} \times b(S, t) dB$$

将模型的设定代入上面的式子，可以得到如下结果：

$$dG = \left[\mu + \sum_{i=1}^N A_i \omega_i (\cos(\omega_i t + \varphi_i)) - \sigma^2/2 \right] dt + \sigma dB$$

对上面结果进行随机积分，就可以得到：

$$\ln \frac{S_{T+\Delta T}}{S_T} = \int_T^{T+\Delta T} dG = \int_T^{T+\Delta T} \left[\mu + \sum_{i=1}^N A_i \omega_i (\cos(\omega_i t + \varphi_i)) - \frac{\sigma^2}{2} \right] dt + \sigma dB$$

$$\begin{aligned}
 &= \left(\mu - \frac{\delta^2}{2} \right) \Delta T + \sum_{i=1}^N 2A_i \left(\sin\left(\frac{\omega_i \Delta T}{2}\right) \cos\left[\omega_i T + \left(\frac{\omega_i \Delta T}{2}\right)\right] \right) + \sigma \sqrt{\Delta T} \varepsilon \\
 &= C + \sum_{i=1}^N C_i \sin(\omega_i T + D_i) + E(\varepsilon)
 \end{aligned}$$

其中 C 、 C_i 、 D_i 、 E 均是与 T 无关的常数，而 ε 为服从标准正态分布的函数。

对于有周期性的几何布朗运动，其股票价格同比序列 $P(T) = \ln \frac{S_{T+\Delta T}}{S_T}$ 服从以下分布：

$$P(T) \sim N \left(C + \sum_{i=1}^N C_i \sin(\omega_i T + D_i), \sigma^2 T \right)$$

同比价格序列 $P(T)$ 的分布均值随着时间周期改变，而方差一直保持不变。

对于没有周期性的几何布朗运动，其股票价格同比序列满足：

$$P(T) \sim N(C, \sigma^2 T)$$

同比价格序列 $P(T)$ 的分布均值保持不变，所有的波动都是来自于随机噪音的影响。

平稳性检验

我们研究的数据主要是时间序列数据，即同一种现象在不同时间上的相继观察值排列而成的一组数字序列。时间序列中的每个观察值大小，是影响其变化的各种不同因素在同一时刻发生作用的综合结果。从这些影响因素发生作用的大小和方向变化的时间特性来看，这些因素造成的时间序列数据的变动分为趋势性、周期性、随机性、综合性四种类型。

如果时间序列 $\{X_t: t \in N\}$ 满足：

- (1) 对任何 $t \in N$ ， $E(X_t) = \mu$ 是与时间 t 无关的常数；
- (2) 对任何 $t \in N$ ， $\text{Var}(X_t) = s^2$ 是与时间 t 无关的常数；
- (3) 对任何 $t, k \in N$ ， $\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = g(k)$ 只与时间间隔 k 有关，与时间 t 无关。

则称该随机时间序列是平稳的，该随机过程是平稳随机过程。

从时间序列的平稳性条件可以看出，条件 (1) 与时间序列的均值有关，条件 (2) 与时间序列的方差有关，条件 (3) 与时间序列的协方差有关，只有三个条件均满足才确定时间序列是平稳的，只要有一个条件不满足说明数据不平稳。

设变量 X_t 的生成过程为以下三种形式之一：

$$\begin{aligned}
 X_t &= \beta X_t + \mu_t, X_0 = 0 \\
 X_t &= \mu + \beta X_t + \mu_t, X_0 = 0 \\
 X_t &= \mu + \alpha t + \beta X_t + \mu_t, X_0 = 0
 \end{aligned}$$

其中 μ 称作位移项， αt 称为时间趋势项。对于上述模型中的时间序列 X_t 的平稳性检验，零假设和备择假设分别是

$$H_0: \beta = 1, (X_t \text{ 非平稳})$$

$$H_1: \beta < 1, (X_t \text{ 平稳})$$

ADF 检验假定扰动项独立同分布，但扰动项事实上序列相关，此时检验结果就会失效。但是，如果放宽扰动项条件，引入滞后差分项，就可使扰动项服从独立同分布过程。为了保证 DF 检验中随机误差项的白噪声性，Dickey 和 Fuller 对 DF 检验进行了扩充，形成了 ADF (Augment Dickey-Fuller) 检验。其模型可表示为：

$$\begin{aligned}
 \Delta X_t &= \beta X_t + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t, X_0 = 0 \\
 \Delta X_t &= \mu + \beta X_t + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t, X_0 = 0 \\
 \Delta X_t &= \mu + \alpha t + \beta X_t + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t, X_0 = 0
 \end{aligned}$$

检验的假设都是针对 $H_0: \beta = 1, (X_t \text{ 非平稳})$ 与 $H_1: \beta < 1, (X_t \text{ 平稳})$ 进行的。第一个表达式与另外两表达式的差别在于是否包含有常数项和趋势项。同时估计出上述三个模型的适

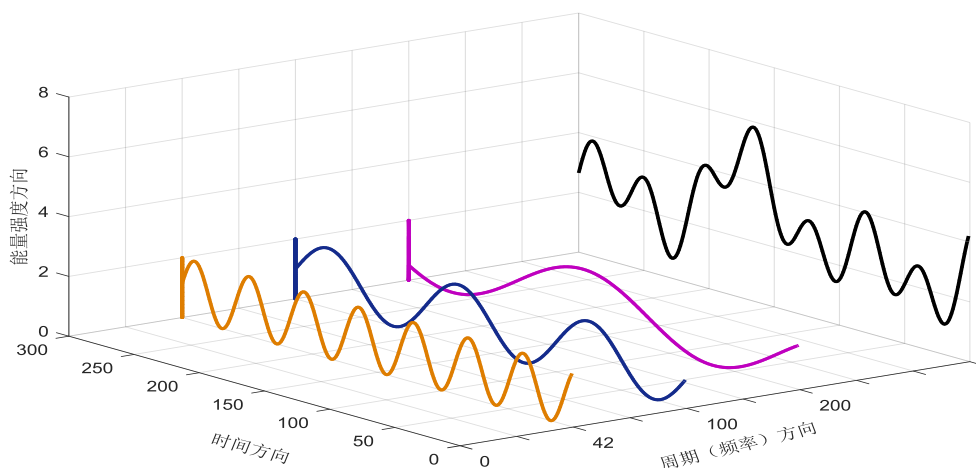
当形式，然后通过 ADF 临界值表检验零假设。只要其中有一个模型的检验结果拒绝了零假设，就可以认为时间序列是平稳的；当三个模型的检验结果都不能拒绝零假设时，则认为时间序列是非平稳的。

傅里叶变换

日常生活中，人们通常习惯以时间为轴观察世界，例如资产价格、通胀水平会随着时间的变化，这种以时间为尺度观察动态世界的方法称为时域分析。世间万物都会随着时间不断变化，但如果采用一个静态的方式观察其中周而复始的现象，会发现变化的世界能够用一种不变的方式刻画，这种观察手段即频域分析。例如时域里一个持续传送的直流信号，变换到频域里其实只是一个简单的脉冲信号。傅里叶分析是联结时域和频域的常用方法之一，它能让我们从频域的角度去探索变化世界的规律。

法国数学家傅里叶发现，满足狄利克雷条件⁴的周期函数都可以用正弦函数和余弦函数构成的无穷级数来表示（傅里叶级数），进一步的，一般连续函数可以用正余弦函数的积分来表示（傅里叶变换）。例如我们周期系列研究中反复论证的短、中、长三周期（42个月的基钦周期、100个月的朱格拉周期、200个月的库茨涅兹周期），其表示为正弦波叠加的示意图如下：

图表48：三周期合成示意图



资料来源：《周期三因子定价与资产配置模型》，华泰证券研究所

运用欧拉公式⁵ $e^{j\omega t} = \cos(\omega t) + j\sin(\omega t)$ ，我们可以将相关的公式改写为复指数形式。经过一系列的推导，我们能得到傅立叶变换的公式： $F(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)e^{-j\omega t} dt$ ，其逆变换公式为： $f(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} F(j\omega)e^{j\omega t} d\omega$ ，这组公式就实现了时域到频域和频域到时域的转换。

当一个原始信号 $f(t)$ 像上述公式一样表示成若干正弦信号的叠加，那么这些正弦信号的频率就代表该信号所包含的频率成分，这些正弦信号的幅度就代表对应频率分量对整个信号

⁴ 附：狄利克雷条件括三方面：

- （1）在一周期内，连续或只有有限个第一类间断点；
- （2）在一周期内，极大值和极小值的数目应是有限个；
- （3）在一周期内，信号是绝对可积的。

不满足狄利克雷条件的信号都属于比较反常的信号，在信号处理中不具备显著研究意义。

⁵ j 为虚数单位。

贡献的大小，这些正弦信号的相位就代表对应频率分量的相位延迟。即：

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)e^{-j\omega t} dt = |F(\omega)| \cdot e^{-j\phi(\omega)}$$

其中 $|F(\omega)|$ 为特定频率对应的振幅， $\phi(\omega)$ 为特定频率对应的相位，当把各分量信号的振幅或相位分别和频率绘制在一张图中，就形成了原函数 $f(t)$ 的振幅频谱图或相位频谱图。

在特定频率上提取该频率对应的振幅或相位，就可以得到该频率的对应的能量和该时间的相位。在过去的研究中，我们大多使用频率-振幅谱以分析同比序列的频率-能量分布。在本文研究中，将主要分析同比序列和价格序列的频率-相位谱以分析两条序列的相位延迟关系。

谱分析

谱分析作为分析经济周期规律的有效工具，其基本原理是把时间序列看作互不相关的不同频率分量的叠加，利用傅立叶变换等手段将各频率分量加以分解，通过谱密度函数来衡量各分量之间的相对重要性，进而找出序列中存在的主要频率分量，从而确定经济变量的固定周期长度。相比时域分析方法，谱分析的优点是能将序列波动指标分解成具有不同周期长度的周期函数，有助于分别研究不同周期的特殊形态。

谱分析方法有单变量模型和多变量模型两种，单变量谱分析模型适用于研究单个经济时间序列的周期波动特征，而多变量谱模型利用交叉谱密度函数等工具，研究时间序列间各个频率分量对应的周期波动之间关系，包括相关系数和领先滞后关系等。

单变量谱分析

单变量谱分析主要是对时间序列变量的自协方差函数进行傅立叶转换，并通过选择适当的窗函数来平滑得到其谱密度函数。具体而言，对于时间序列 x_1, x_2, \dots, x_N ，其谱密度函数表达式如下：

$$P_x(\omega) = \sum_{k=-(n-1)}^{n-1} \lambda(k) \hat{\rho}_x(k) e^{-i\omega k}$$

其中 $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm N-1$ ， $\lambda(k)$ 为关于 0 对称的窗函数，本文选择 Tukey-Hanning 函数，其表达式为：

$$\lambda(k) = \begin{cases} (1 + \cos(\pi k/M))/2 & |k| \leq M \\ 0 & |k| > M \end{cases}$$

$\hat{\rho}_x(k)$ 为时间序列 x_1, x_2, \dots, x_N 的 k 阶自相关系数的估计值，即

$$\hat{\rho}_x(k) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^{N-|k|} (x_l - \bar{x})(x_{l+|k|} - \bar{x})$$

由于 $\hat{\rho}_x(k)$ 是关于原点对称的偶函数，因此时间序列的谱密度函数为实函数。

交叉谱分析

交叉谱分析则是对两时间序列的各阶协方差函数进行傅立叶转换，并选择适当的窗函数进行平滑，从而得到互谱密度函数。对于时间序列 x_1, x_2, \dots, x_N 和 y_1, y_2, \dots, y_N ，其交叉谱密度函数定义为：

$$P_{xy}(\omega) = \sum_{k=-(n-1)}^{n-1} \lambda(k) \hat{\rho}_{xy}(k) e^{-i\omega k} = C_{xy}(\omega) + iQ_{xy}(\omega)$$

其中 $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm N-1$ ，窗函数 $\lambda(k)$ 的定义同上， $\hat{\rho}_{xy}(k)$ 为时间序列 x_1, x_2, \dots, x_N 和 y_1, y_2, \dots, y_N 的 k 阶协方差的估计值：

$$\hat{\rho}_{xy}(k) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^{N-|k|} (x_l - \bar{x})(y_{l+|k|} - \bar{y})$$

与单一时间序列的谱密度不同的是，交叉谱密度函数的虚部 $Q_{xy}(\omega)$ 不为零，因此可以定义

振幅谱、相位谱和相干谱指标来描述两时间序列周期波动的关联性。其中振幅谱定义为：

$$\Phi(\omega) = \sqrt{(C_{xy}(\omega))^2 + (Q_{xy}(\omega))^2}$$

相位谱定义为：

$$\phi(\omega) = \arctan(Q_{xy}(\omega)/C_{xy}(\omega))$$

相干谱定义为：

$$coh(\omega) = \frac{(\Phi(\omega))^2}{P_x(\omega) \times P_y(\omega)}$$

免责声明

本报告仅供华泰证券股份有限公司（以下简称“本公司”）客户使用。本公司不因接收人收到本报告而视其为客户。

本报告基于本公司认为可靠的、已公开的信息编制，但本公司对该等信息的准确性及完整性不作任何保证。本报告所载的意见、评估及预测仅反映报告发布当日的观点和判断。在不同时期，本公司可能会发出与本报告所载意见、评估及预测不一致的研究报告。同时，本报告所指的证券或投资标的的价格、价值及投资收入可能会波动。本公司不保证本报告所含信息保持在最新状态。本公司对本报告所含信息可在不发出通知的情形下做出修改，投资者应当自行关注相应的更新或修改。

本公司力求报告内容客观、公正，但本报告所载的观点、结论和建议仅供参考，不构成所述证券的买卖出价或征价。该等观点、建议并未考虑到个别投资者的具体投资目的、财务状况以及特定需求，在任何时候均不构成对客户私人投资建议。投资者应当充分考虑自身特定状况，并完整理解和使用本报告内容，不应视本报告为做出投资决策的唯一因素。对依据或者使用本报告所造成的一切后果，本公司及作者均不承担任何法律责任。任何形式的分享证券投资收益或者分担证券投资损失的书面或口头承诺均为无效。

本公司及作者在自身所知情的范围内，与本报告所指的证券或投资标的不存在法律禁止的利害关系。在法律许可的情况下，本公司及其所属关联机构可能会持有报告中提到的公司所发行的证券头寸并进行交易，也可能为之提供或者争取提供投资银行、财务顾问或者金融产品等相关服务。本公司的资产管理部门、自营部门以及其他投资业务部门可能独立做出与本报告中的意见或建议不一致的投资决策。

本报告版权仅为本公司所有。未经本公司书面许可，任何机构或个人不得以任何形式翻版、复制、发表、引用或再次分发他人等任何形式侵犯本公司版权。如征得本公司同意进行引用、刊发的，需在允许的范围内使用，并注明出处为“华泰证券研究所”，且不得对本报告进行任何有悖原意的引用、删节和修改。本公司保留追究相关责任的权力。所有本报告中使用的商标、服务标记及标记均为本公司的商标、服务标记及标记。

本公司具有中国证监会核准的“证券投资咨询”业务资格，经营许可证编号为：Z23032000。全资子公司华泰金融控股（香港）有限公司具有香港证监会核准的“就证券提供意见”业务资格，经营许可证编号为：A0K809

©版权所有 2018 年华泰证券股份有限公司

评级说明

行业评级体系

一报告发布日后的 6 个月内的行业涨跌幅相对同期的沪深 300 指数的涨跌幅为基准；

一投资建议的评级标准

增持行业股票指数超越基准

中性行业股票指数基本与基准持平

减持行业股票指数明显弱于基准

公司评级体系

一报告发布日后的 6 个月内的公司涨跌幅相对同期的沪深 300 指数的涨跌幅为基准；

一投资建议的评级标准

买入股价超越基准 20% 以上

增持股价超越基准 5%-20%

中性股价相对基准波动在-5%~5%之间

减持股价弱于基准 5%-20%

卖出股价弱于基准 20% 以上

华泰证券研究

南京

南京市建邺区江东中路 228 号华泰证券广场 1 号楼/邮政编码：210019

电话：86 25 83389999/传真：86 25 83387521

电子邮件：ht-rd@htsc.com

深圳

深圳市福田区深南大道 4011 号香港中旅大厦 24 层/邮政编码：518048

电话：86 755 82493932/传真：86 755 82492062

电子邮件：ht-rd@htsc.com

北京

北京市西城区太平桥大街丰盛胡同 28 号太平洋保险大厦 A 座 18 层

邮政编码：100032

电话：86 1063211166/传真：86 1063211275

电子邮件：ht-rd@htsc.com

上海

上海市浦东新区东方路 18 号保利广场 E 栋 23 楼/邮政编码：200120

电话：86 21 28972098/传真：86 21 28972068

电子邮件：ht-rd@htsc.com