

深圳股票市场的奇异值分解熵及其对股指的预测力

顾荣宝,李新洁

(南京财经大学 金融学院,江苏 南京 210046)

摘要: 研究深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数和波动之间的关联,通过结构突变协整检验和 T-Y Granger 因果检验发现:深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间存在结构突变协整关系,股权分置改革是导致市场结构突变的原因。对于深圳股票市场而言,在股权分置改革前,奇异值分解熵与成分指数之间存在协整关系,但是对成分指数不具有预测能力;在股权分置改革后,奇异值分解熵与成分指数之间不存在协整关系,但是对成分指数具有显著的预测力。就总体而言,深圳股票市场的奇异值分解熵对市场波动具有显著的预测力。

关键词: 股票市场; 预测; 奇异值分解; 熵

中图分类号: F830.9 文献标识码: A 文章编号: 1672-6049(2015)02-0064-10

一、引言

1965年,Fama提出著名的“有效市场假说”,奠定了现代金融学理论的重要基础^[1]。随后,Fama对“有效市场假说”给出进一步解释,提出有效市场假说的三个层次:如果股票价格反映了市场的所有历史信息,那么股票市场是弱式有效的;如果股票价格不仅反映了市场的所有历史信息,也反映了市场的所有公开信息,那么股票市场是半强式有效的;如果股票价格不仅反映了市场的所有历史信息,也反映了市场的所有内幕信息,那么股票市场是强式有效的。如果股票市场是弱式有效的,那么股票的价格服从随机游走,股票市场将无法预测^[2]。然而,在现实的股票市场中,绝对的有效市场是不存在的,绝对的非有效市场也是不存在的,只是市场有效性强弱程度的不同而已。换言之,任何一个股票市场都是介于有效和非有效之间的状

态,即所有的股票市场都是复杂的动态系统^[3]。

近年来,随着非线性科学的迅猛发展,越来越多的非线性科学思想、方法和技术被应用到股票市场的研究中^[4-11]。特别是2007年全球金融危机以来,人们更是期望能够从金融市场的某些复杂性特征指标的变化来观测股票市场的运行。Zunior等对世界32个股票市场的多重分形分析发现,较低成熟水平的市场具有较高的多重分形强度,因此他们建议可以利用多重分形强度指标来定量地描述股票市场的发达程度^[6]。最近,Caraiani进一步研究了美国股票市场的奇异值分解熵与Dow Jones工业指数之间的关联,通过Granger因果关系检验发现,奇异值分解熵对Dow Jones工业指数具有预测能力^[11]。尽管Caraiani的检验的过程略显粗糙,但是他的研究为我们提供了有益的启示。“熵”是系统状态不确定性的一种度量,也是反映信号复杂程度的一

收稿日期: 2015-01-16

基金项目: 国家自然科学基金(71471081), 教育部人文和社会科学研究项目(12YJAZH020), 江苏省高校优势学科项目(PAPD), 江苏省现代服务业研究项目(PMS)。

作者简介: 顾荣宝(1956—),男,安徽明光人,教授,研究方向为金融工程与金融复杂性;李新洁(1973—),女,南京财经大学研究生,研究方向为金融工程。

个指标。“熵”值越大,说明信号越复杂,信号所包含的信息也就越丰富。美国股票市场是一个成熟市场,对信息的反映相当充分。Kenett 等利用所谓的“指数内聚力”(即描述指数的各成分股之间相互影响大小的指标)等工具对全球股票市场的动态分析中曾经发现,成熟的西方市场与新兴的亚洲市场有着显著不同的模式^[12]。那么,我们不禁要问:奇异值分解熵对 Dow Jones 工业指数的预测能力是否具有普遍意义?换句话说,对于新兴股票市场,奇异值分解熵对于价格指数是否具有预测能力?本文将考察中国深圳股票市场成分指数的奇异值分解熵与该指数之间的关联,同时也考察奇异值分解熵与股市波动之间的关联,以检验奇异值分解熵对深圳股票市场指数及其波动的预测能力。

本文的结构按以下方式安排:第二节介绍股票市场的相关矩阵以及它的奇异值分解熵的计算方法;第三节是数据的描述、奇异值分解熵序列的构造以及对诸序列的基本分析;第四节是本文的主要内容,运用传统的单位根检验和协整检验以及带结构突变的单位根检验和协整检验方法详细分析各序列的平稳性和长期均衡关系,并运用传统的 Granger 因果检验以及 Toda 和 Yamamoto 提出的改进 Granger 因果检验方法检验奇异值分解熵对指数和波动的预测能力;最后一节是结束语。

二、相关矩阵与奇异值分解熵

(一) 相关矩阵

假定 S_k 是某股票市场价格指数的第 k 支成分股, $S_{k,t}$ 是股票 S_k 在 t 时刻的收盘价, $y_{k,t} = \ln(S_{k,t}/S_{k,t-1})$ 是股票 S_k 的对数收益率序列,定义该价格指数的相关矩阵为 $A = (R_{ij})$,其中 R_{ij} 是股票 S_i 与 S_j 的 Pearson 相关系数,即

$$R_{ij} = \frac{\langle (y_{it} - \langle y_{it} \rangle)(y_{jt} - \langle y_{jt} \rangle) \rangle}{\sigma_i \sigma_j} \quad (1)$$

其中 $\langle \cdot \rangle$ 表示平均值, σ_k 表示股票 S_k 的对数收益率序列的标准差。

股票市场价格指数的相关矩阵 A 为我们提供了该指数所有成分股之间关联度的信息。

相关矩阵以及合成信息方法的应用可以追溯到 Mantegna 的工作,他提出借助于最小生成树的信息过滤方法^[13]。Tumminello 等推广了这

一工作,提出基于平面极大过滤图的信息过滤方法,他认为平面极大过滤图要比最小生成树携带更多的信息^[14]。由于金融危机给全球经济所带来的巨大影响,一些学者尝试研究如何利用相关矩阵所蕴含的信息来探测股票市场的动态变化以及未来发生危机的可能性^[15-17]。

(二) 奇异值分解熵

奇异值分解熵是测量信号不确定性的一个有力工具,它在信号和图像处理、机械和电力系统的故障检测以及医疗系统的疾病诊断等诸多实际部门有着十分广泛而重要的应用^[18-22]。最近,Caraianni 对股票市场提出基于相关矩阵的奇异值分解熵^[11]。

股票市场价格指数的相关矩阵 A 为我们提供了该指数所有成分股之间关联度的信息。为了对这些信息作进一步地辨析和提炼,可以通过对相关矩阵作奇异值分解以掌握该矩阵最本质的特征。选取酉矩阵 U, V 使得如下分解式成立:

$$A = USV^T \quad (2)$$

其中 V^T 是矩阵 V 的转置, $S = \text{dia}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k)$ 是对角矩阵。分解式(2)称为矩阵 A 的奇异值分解,其中矩阵 S 对角线上的元素 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ 称为矩阵 A 的奇异值。

股票市场价格指数相关矩阵 A 的奇异值为我们提供了该指数成分股之间关联度所蕴含的最重要的信息。这些重要信息可能在某种程度上决定着股票市场价格指数的走势。为了综合测量和利用这些重要信息,仿照 Sabatini 的方法引入相关矩阵的 Shannon 熵^[23]。

将矩阵 A 的奇异值 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ 进行标准化处理,令

$$\bar{\lambda}_i = \frac{\lambda_i}{\sum_j \lambda_j} \quad (3)$$

则有 $\sum_i \bar{\lambda}_i = 1$ 。称如下的 Shannon 熵

$$Ent = - \sum_i \bar{\lambda}_i \ln(\bar{\lambda}_i) \quad (4)$$

为股票市场价格指数相关矩阵 A 的奇异值分解熵,简称为价格指数的奇异值分解熵。

“熵”最早是由德国物理学家 Clausius 于 1865 年提出的一个概念^[24]。他在研究热力学中通过引入“熵”来测量在动力学方面不能做功的能量总数。1948 年,Shannon 将热力学的“熵”

引入到信息论中,用来测量信息传输量的大小。一个系统的 Shannon 熵越高,意味该系统传输的信息越多,系统的不确定性越强;反之,Shannon 熵越低,则意味着系统传输的信息越少,系统不确定性越弱^[25]。

三、数据的选取及其描述性统计检验

本文选取深圳股票市场成分指数的日收盘价为研究对象,记为 SZ 。由于深证成份指数是在 1995 年 1 月 23 日试发布,于 1995 年 5 月 5 日正式启用。因此样本区间选为 1995 年 5 月 5 日至 2013 年 12 月 31 日,共计 4526 个交易日。深证成指有 40 支成份股,为保证指数的代表性,需要根据上市公司的动态变化调整成分股的构成。从 1995 年 5 月 5 日至 2009 年底,深圳证券交易总共进行过 25 次成份股的调整。2009 年 4 月 1 日,深交所进一步完善了《深证成份指数系列编制方案》,决定从 2010 年起对成份股进行定期调整,于每年 1 月和 7 月的第一个交易日实施,每年 5 月和 11 月定期对深证成份指数成份股的代表性进行考察,考察期为半年。在本文所取的样本区间内,深交所共进行了 33 次样本股的调整。

在成分股数据的采集过程中,我们根据每次调整进行相应的样本股替换。另外,为保证股票交易价格的可比性,在行情数据库中对股票交易价格进行向前复权调整。数据来源于 WIND 数据库。

为了考察深圳股票市场的奇异值分解熵与成分指数之间的关联,我们利用 Cajueiro 和 Tabak 引入的“滑动窗技术”来构造一个奇异值分解熵序列^[4]。根据 Caraianni 的建议,将滑动窗口的宽度设定为 1 年(252 个观察值),在每个窗口中运用公式(1)一(4)计算奇异值分解熵 Ent ,并标以窗口终止日的日期,如在 1995 年 5 月 5 日至 1996 年 5 月 4 日的窗口中计算的相关系数矩阵的奇异值分解熵记为 $Ent_{1996-5-4}$ 。于是,我们得到一个奇异值分解熵序列 Ent_t 。Kenett 等指出,基于股票市场指数的全部数据计算的熵值测量的是该市场总体信息的多少以及混乱程度。然而,熵序列则动态地反映了市场运行的系统性变化以及无序程度的变化^[12]。

为了考察深圳股票市场的波动,我们将通过 GARCH(1,1)模型所描述的波动序列记为 GV_t 。图 1 分别给出它们的数据图。

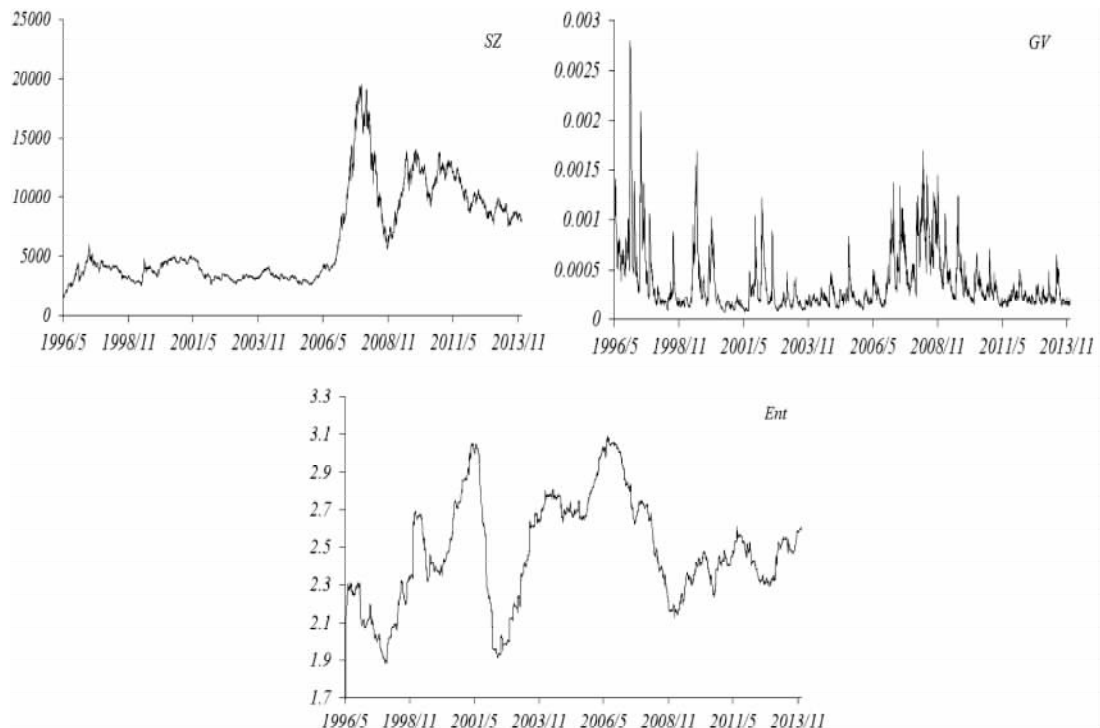


图 1 深圳成分指数、波动及奇异值分解熵的数据图

对于深证成份指数日收盘价序列 SZ_t 、奇异值分解熵序列 Ent_t 以及波动序列 GV_t ,我们分别

作对数化处理。为方便起见,我们将取对数后的序列 LSZ 、 $LEnt$ 和 LGV 仍然分别记为 SZ 、 Ent 和

GV,表1 分别给出它们的描述性统计检验。

表1 描述性统计检验

序列	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	概率
SZ	8.6167	0.5713	0.3995	1.8013	369.5855	0.0000
Ent	0.9008	0.1164	-0.2032	2.6567	50.4218	0.0000
GV	0.0003	0.0003	2.4049	11.3955	16668.3	0.0000

由表1 看出,熵序列 Ent 的波动远小于指数序列 SZ 的波动;熵序列 Ent 的是左偏的,而指数序列 SZ 和波动序列 GV 是右偏的;熵序列 Ent 和指数序列 SZ 的峰度均小于3,而波动序列 GV 的峰度远大于3。由 J-B 统计量及其相伴概率知,它们均在1% 的显著性水平下拒绝服从正态分布的零假设,即熵序列、指数序列和波动序列均不服从正态分布。

四、实证结果

平稳性检验是时间序列分析的重要前提。为了分别对序列 Ent 与 SZ 和 Ent 与 GV 之间的关联性选择恰当的分析方法,我们首先考察这些序列的平稳性。由于 Ent、SZ 和 GV 均是自回归生成过程,根据房林和邹卫星的建议,它们的平稳性检验适用于 ADF、DF-GLS 以及 KPSS 单位根检验方法^[26] 检验结果如表2。

表2 无结构突变的单位根检验

模型	序列	ADF	DF-GLS	KPSS
原序列				
截距	Ent	-3.5473 ***	0.0460	1.0650 ***
	SZ	-2.1384	0.3440	5.2252 ***
	GV	-6.0869 ***	-2.3885 **	0.4714 **
趋势和截距	Ent	-3.3201 *	-0.9341	0.6816 ***
	SZ	-1.8079	-1.1005	0.6539 ***
	GV	-6.0826 ***	-4.1373 ***	0.5100 ***
1 阶差分序列				
截距	Ent	-30.4686 ***	-13.3310 ***	0.2212
	SZ	-62.8086 ***	-27.1614 ***	0.2165
	GV	-65.0783 ***	-3.5083 ***	0.0163
趋势和截距	Ent	-30.4686 ***	-25.7238 ***	0.0869
	SZ	-62.8236 ***	-28.8730 ***	0.1347 *
	GV	-65.0714 ***	-10.7928 ***	0.0118

注:符号*, ** 和 *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平下显著。

由表2 看出,不论是带截距项的模型,还是同时带截距项和趋势项的模型,三种检验方法一致表明序列 SZ 在 1% 显著水平下是 1 阶单整序

列。对于奇异值分解熵序列 Ent,虽然带截距项的 ADF 检验在 1% 显著水平下拒绝有单位根的零假设,但是同时带截距项和趋势项的 ADF 检验在 5% 显著水平下不能拒绝有单位根的零假设(实际上,该序列具有非零均值和右上方倾斜的趋势),不论是带截距项的模型还是同时带截距项和趋势项的模型,DF-GLS 检验均不能拒绝有单位根的零假设,KPSS 检验均在 1% 显著水平下拒绝平稳性的零假设,这表明序列 Ent 不是平稳序列。另一方面,所有检验一致表明 Ent 的差分序列为平稳序列。所以,序列 Ent 也是 1 阶单整序列。对于波动序列 GV,不论是带截距项的模型还是同时带截距项和趋势项的模型,ADF 检验和 DF-GLS 检验均拒绝有单位根的零假设,而 KPSS 检验均不能拒绝平稳序列的零假设。然而,三种检验方法一致表明 GV 的一阶差分序列在 1% 显著水平下是平稳序列,所以,波动序列 GV 至多是一阶单整序列。

上述单位根检验并没有考虑到结构突变因素。如果深圳股票市场存在结构突变,那么它的奇异值分解熵与其成分指数的平稳性可能会受到影响。因此,我们需要对这些序列进行结构突变单位根检验以确认它们的平稳性。Kim 和 Perron^[27] 有一个突变点的单位根检验,我们称之为 K-P 单位根检验。在这个检验中,突变点是由通过网格搜索的最小 t-统计量而内生确定的。K-P 单位根检验有三个模型:模型 A1 描述突变点发生在截距上,模型 A2 描述突变点发生在趋势上,模型 A3 描述突变点同时发生在截距和趋势上。如果检验显著拒绝有单位根的零假设,那么序列是一个具有结构突变的趋势平稳过程;如果检验不能拒绝有单位根的零假设,那么序列是一个具有结构突变的单位根过程。K-P 单位根检验结果如表3。

表3 有结构突变的单位根检验

序列	模型 A1		模型 A2		模型 A3	
	t-统计量	突变点	t-统计量	突变点	t-统计量	突变点
Ent	-1.7832	1995.5.17.	-1.6670	1995.5.17.	-1.7832	1995.5.17.
SZ	-1.619	1995.12.7.	-1.619	1995.12.7.	-1.619	1995.12.7.
GV	-5.9598***	2001.6.4.	-6.1561***	2001.6.4	-6.1561***	2001.6.4

注: 在10%、5%和1%显著水平下,模型 A1 的临界值分别为 -3.40、-3.68 和 -4.30 当 $\lambda = 0.1$, -3.44, -3.72 和 -4.34 当 $\lambda = 0.4$, -3.51、-3.80 和 -4.42 当 $\lambda = 0.7$, -3.38、-3.69 和 -4.27 当 $\lambda = 0.9$; 模 A2 的临界值分别为 -3.23、-3.52 和 -4.15 当 $\lambda = 0.1$, -3.61、-3.91 和 -4.48 当 $\lambda = 0.4$, -3.60、-3.89 和 -4.49 当 $\lambda = 0.7$, -3.42、-3.72 和 -4.29 当 $\lambda = 0.9$; 模型 A3 的临界值分别 -3.45、-3.75 和 -4.38 当 $\lambda = 0.1$, -3.95、-4.22 和 -4.81 当 $\lambda = 0.4$, -3.86、-4.18 和 -4.75 当 $\lambda = 0.7$, -3.46、-3.80 和 -4.41 当 $\lambda = 0.9$ 。 λ 表示突变点的位置。符号*、**和*** 分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

由表3看出,对于 Ent 与 SZ 而言,所有模型的检验统计量在10%显著水平下均不能拒绝“原序列有单位根”的零假设,表明序列 Ent 与 SZ 是具有结构突变的单位根过程。由于 Ent 与 SZ 的单位根性质不受结构突变的影响,因此确认序列 Ent 和 SZ 均是1阶单整序列。另一方面,所有模型均在1%显著水平下拒绝“序列 GV 有单位根”的零假设,这表明波动序列 GV 是具有结构突变的趋势平稳过程,并且结构突变点位于2001年6月4日。在表2中,对于序列 GV 平稳性的 ADF 检验结果与 KPSS 检验结果出现的矛盾结果,或许正是由于 GV 存在显著的结构突变所引起。

由于深圳股票市场奇异值分解熵 Ent 与其成分指数 SZ 均为1阶单整序列,为了选择恰当的方法来检验二者的因果关系,我们先得考察它们之间长期关联的特征,即对序列 Ent 与 SZ 进行协整关系检验。我们利用 Johanson 提出的迹统计量和最大特征值检验方法^[28] 检验结果如表4。

由表4看出,Ent 与 SZ 之间的迹统计量和最大特征值统计量均在5%显著水平下均不能拒绝“Ent 与 SZ 之间不存在协整向量”的零假设,

表明深圳股市奇异值分解熵与其成分指数之间不存在协整关系。

表4 Ent 与 SZ 间的无结构突变协整检验

零假设	迹统计量	最大特征值统计量
有0个协整向量	22.6102(0.1208)	19.0606(0.0557)
有1个协整向量	3.5495(0.8058)	3.5495(0.8058)

注: 括号中的数值是相应统计量的伴随概率。

注意到,上述 Johanson 协整检验也没有考虑市场结构突变因素。如果深圳股票市场存在结构突变,那么它的奇异值分解熵与其成分指数之间的协整关系可能发生变化。因此,我们有必要进一步对深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间进行结构突变协整检验。Gregory 和 Hansen 提出一种结构突变协整的检验方法。该方法设定三个类模型:水平转移模型 C (结构突变发生在截距上)、带趋势的水平转移模型 C/T (结构突变同时发生在截距和趋势上)以及区制转移模型 C/S (结构突变发生在协整向量上)^[29]。对于每一个模型,综合利用 ADF*、Za* 和 Zt* 统计量来检验“没有协整关系”的零假设,检验结果如表5。

表5 Ent 与 SZ 间的有结构突变协整检验

序列	ADF*		Za*		Zt*	
	统计量	突变点	统计量	突变点	统计量	突变点
C	-4.482*	2006.1.17.	-35.334	2006.1.17.	-4.432*	2006.1.17.
C/T	-5.284**	2006.1.17.	-49.065***	2006.1.17.	-5.210**	2006.1.17.
C/S	-5.023**	2006.1.17.	-45.138*	2006.1.17.	-5.001**	2006.1.17.

注: 在10%、5%和1%显著水平下,ADF* 和 Zt* 统计量基于模型 C 的临界值分别为 -4.34、-4.61 和 -5.13; 基于模型 C/T 的临界值分别为 -4.72、-4.99 和 -5.45; 基于模型 C/S 的临界值分别为 -4.68、-4.95 和 -5.47。Za* 统计量基于模型 C 的临界值分别为 -39.19、-40.48 和 -50.07; 基于模型 C/T 的临界值分别为 -43.42、-47.96 和 -57.28; 基于模型 C/S 的临界值分别为 -41.85、-47.04 和 -57.17。

符号*、**和*** 分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

由表 5 看出,水平转移模型 C 的三个统计量在 5% 显著水平下都不能拒绝“ Ent 与 SZ 之间不存在结构突变协整”的零假设,模型 C/T 的三个统计量均在 5% 水平下显著拒绝“没有结构突变协整”的零假设,基于区制转移模型 C/S 的 ADF^* 统计量和 Zt^* 统计量也都拒绝“没有结构突变协整”的零假设。根据 Gregory 和 Hansen,区制转移模型容许突变点同时发生在截距和趋势上,因此它的检验结果更加有效^[29]。所以,我们认为深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间存在显著的结构突变协整关系,并且结构突变点为 2006 年 1 月 17 日。

回顾中国股票市场的历史变迁有助于我们理解上面发现的这个内生结构突变点。2005 年 5 月之前,中国内地股票市场存在一个特殊的现象——股权分置。所谓“股权分置”,是指上市公司股东所持向社会公开发行的股份在证券交易所上市交易(称为流通股),而公开发行前的股份暂不上市交易(称为非流通股)。股权分置导致上市公司的股权结构极不合理。由于非流

通股股东持股比例较高,通常处于控股地位,同股不同权等现象导致中小股东的合法权益遭受损害。2005 年 4 月 29 日,中国证监会发布《关于上市公司股权分置改革试点有关问题的通知》标志着股权分置改革的启动。股权分置改革消除非流通股与流通股的流通制度差异,强化了市场对上市公司的约束机制,推动了资本市场的机制转换。上述 2006 年初这个内生结构突变点的发现,反映了股权分置改革这一重大事件的效应已经在深圳股票市场中显现。因此,在研究深圳股票市场奇异值分解熵与其成分指数和波动之间的因果关系时,必须考虑股权分置改革所导致的深圳股票市场的结构突变。

下面我们将利用结构突变点 2006 年 1 月 17 日将总体样本分割为两个子样本:1995 年 5 月 5 日—2006 年 1 月 17 日与 2006 年 1 月 18 日—2013 年 12 月 31 日,分别记为子样本 I 与子样本 II。序列 Ent 和 SZ 的两个子样本均是自回归生成过程,所以对它们的平稳性检验我们仍沿用 ADF、DF - GLS 以及 KPSS 单位根检验方法,检验结果如表 6。

表 6 子样本区间上的无结构突变单位根检验

模型	序列	子样本 I			子样本 II		
		ADF	DF - GLS	KPSS	ADF	DF - GLS	KPSS
水平序列							
截距	Ent	-2.816*	0.381	1.915***	-1.371	-0.361	2.312***
	SZ	-4.093***	-0.192	0.833***	-2.933**	0.039	0.859***
趋势和截距	Ent	-2.757	-1.165	0.285***	-0.496	-0.501	0.998***
	SZ	-4.713***	-0.693	0.388***	-2.359	-0.362	0.599***
1 阶差分序列							
截距	Ent	-21.582***	-10.749***	0.168	-44.397***	-43.346***	0.404*
	SZ	-46.579***	-23.167***	0.375*	-42.113***	-4.208***	0.649**
趋势和截距	Ent	-21.601***	-21.295***	0.109	-44.455***	-43.917***	0.113
	SZ	-46.640***	-23.125***	0.133*	-42.229***	-17.930***	0.135*

注:符号*, ** 和 *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 显著水平下显著。

由表 6 看出,序列 Ent 在子样本 I 和样本 II 上均是 1 阶单整序列。在样本 I 上,对序列 SZ 带截距项以及同时带截距项和趋势项的 ADF 检验均在 1% 显著水平下拒绝有单位根的零假设,DF - GLS 检验在 10% 显著水平下不能拒绝有单位根的零假设并且 KPSS 检验在 1% 显著水平下拒绝平稳性的零假设,注意到 ADF 检验存在过度拒绝的缺点^[30-34],所以我们先采用 DF - GLS 检验和 KPSS 检验的结果,即序列 SZ 在子样本 I

上是非平稳序列。另一方面,所有检验一致表明 SZ 的差分序列在子样本 I 上是平稳序列,因此,序列 SZ 在子样本 I 上也是 1 阶单整序列。

在样本 II 上,对序列 SZ 带截距项的 ADF 模型检验在 5% 显著水平下拒绝有单位根的零假设,但是同时带截距项和趋势项的 ADF 模型检验在 10% 显著水平下不能拒绝有单位根的零假设,带截距项以及同时带截距项和趋势项的 DF - GLS 检验均在 10% 显著水平下不能拒绝有单

位根的零假设并且 KPSS 检验在 1% 显著水平下拒绝平稳性的零假设,所以我们认为序列 SZ 在子样本 II 上是非平稳序列。所有检验一致表明 SZ 的差分序列在子样本 II 上是平稳序列,因此,序列 SZ 在子样本 II 上也是 1 阶单整序列。

表 7 的第一和第二部分分别给出深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数在两个子样本上的 Johanson 协整检验和 Granger 因果检验结果,其中的最优滞后阶数根据 AIC 准则确定。

表 7 协整和 Granger 因果检验

检验方法/零假设	子样本 I	子样本 II
Johanson 协整检验	迹统计量	迹统计量
有 0 个协整向量	35.406(0.0024)	16.808(0.4294)
有 1 个协整向量	5.5584(0.5183)	3.3587(0.8314)
Ent = / = > SZ	Chi-sq 统计量	Chi-sq 统计量
	(基于 VEC(3))	(基于差分序列)
Granger 因果检验	6.8830(0.0757)	13.2536(0.0041)
T - Y Granger 因果检验		
(基于 VAR(4 + 1))	6.8754(0.2301)	12.0722(0.0338)
Ent = / = > GV		Chi-sq 统计量(总样本)
T - Y Granger 因果检验		
(基于 VAR(5 + 1))		669.5160(0.0000)

注:1. 符号“x = / = > y”表示“x 不是 y 的 Granger 原因”。2. 括号中的数值是相应统计量的伴随概率。

在子样本 I 上, Johanson 协整的迹统计量检验在 1% 显著水平下拒绝“不存在协整向量”的零假设,表明深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间存在协整关系,因此,通过在两序列之间建立 VEC 模型进行 Granger 因果关系检验,结果显示在 5% 显著水平下不能拒绝“Ent 不是 SZ 的 Granger 原因”的零假设,表明深圳股票市场的奇异值分解熵不是其成分指数的 Granger 原因。在子样本 II 上, Johanson 协整的迹统计量检验在 10% 水平下不能拒绝“不存在协整向量”的零假设,表明深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间不存在协整关系,因此,只能通过对两序列的差分序列进行 Granger 因果关系检验,结果显示在 1% 显著水平下拒绝“SZ 不是 Ent 的 Granger 原因”的零假设,表明深圳股票市场的奇异值分解熵是其成分指数的 Granger 原因。

注意到,在子样本 II 上的因果检验是对 Ent 和 SZ 的差分序列进行的,由于差分运算可能损失某些信息,检验结果有可能会出现偏差。另一方面,在上述子样本 I 上平稳性的检验过程中,无论是带截距项还是同时带截距项和趋势项的 ADF 单位根检验均在 1% 显著水平下拒绝 SZ 有单位根的零假设,我们根据 ADF 单位根检验存在过度拒绝的弱点,放弃了 ADF 检验所得“SZ

为平稳序列”的结论,而采信了 DF - GLS 单位根检验和 KPSS 平稳性检验所得“SZ 为非平稳序列”的结论。如果 ADF 单位根检验结果正确,那么在子样本 I 上基于 Ent 和 SZ 均是 1 阶单整序列而进行 Granger 因果检验的结果也可能出现偏差。所以,下面我们将在子样本 I 上基于 SZ 为平稳序列再次检验深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间的 Granger 因果关系。

由于在子样本 I 上,序列 Ent 与 SZ 的单整阶数不同,不能直接应用上述标准的 Granger 因果关系检验^[35]。Toda 和 Yamamoto 提出一个方法,通过在 VAR(p) 中添加 d 个滞后变量来建立一个新的扩展 VAR 模型,即 VAR(p + d),并通过 Wald 系数检验方法检验模型的前 p 阶滞后项的系数是否全部为零来判定是否存在 Granger 因果关系,其中 p 是最优滞后阶数, d 是最大单整阶数^[36]。这个方法不需要进行协整关系检验和误差修正模型估计,我们将其简称为 T - Y Granger 因果关系检验。

我们分别在子样本 I 和子样本 II 上对深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数进行 T - Y Granger 因果检验,检验结果见表 7 的第二部分。结果显示,在子样本 I 上, T - Y Granger 因果检验在 10% 显著水平下不能拒绝“Ent 不是 SZ 的 Granger 原因”的零假设,而在子样本 II

上, $T - Y$ Granger 因果检验在 5% 显著水平下拒绝“ Ent 不是 SZ 的 Granger 原因”的零假设。这再次表明, 深圳股票市场的奇异值分解熵在结构突变之前不是深圳成分指数的 Granger 原因, 而在结构突变之后是深圳成分指数的 Granger 原因。换句话说, 深圳股票市场的奇异值分解熵在股权分置改革之前对深圳成分指数没有预测能力, 而在股权分置改革之后对深圳成分指数具有显著的预测能力。

由于在整个样本区间上波动 GV 为趋势平稳序列, Ent 为 1 阶单整序列, 所以对深圳股市奇异值分解熵与波动之间的因果关系检验我们也采用 $T - Y$ Granger 因果检验方法, 检验结果如表 7 的第三部分。结果显示, 在全样本区间上的 $T - Y$ Granger 因果检验在 1% 显著水平下拒绝零假设“ Ent 不是 GV 的 Granger 原因”, 这表明深圳股票市场的奇异值分解熵是市场波动的 Granger 原因, 即从总体而言, 深圳股票市场的奇异值分解熵对于市场波动具有显著的预测能力。

五、结束语

Caraiani 研究美国股票市场 Dow Jones 工业指数, 通过 Granger 因果关系分析发现, 奇异值分解熵对 Dow Jones 指数具有预测能力^[11]。我们的研究表明, 作为新兴市场的中国深圳股票市场存在结构突变, 2005 年中国实施的股权分置改革是导致市场结构发生突变的原因。股权分置改革前后深圳股票市场发生显著变化, 即, 奇异值分解熵对其成分指数的预测功效在股权分置改革前后显著不同。在股权分置改革之前, 深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间存在长期稳定的均衡关系, 但是奇异值分解熵并不引导其成分指数, 然而, 在股权分置改革之后, 虽然深圳股票市场的奇异值分解熵与其成分指数之间不存在长期均衡关系, 但是奇异值分解熵对其成分指数具有预测作用。我们还发现在整个样本区间上, 深圳股票市场的奇异值分解熵对市场波动都有显著的预测作用。

熵是系统状态不确定性的一种度量, 也是反映信号复杂程度的一个指标。奇异熵值越大, 说明信号越复杂, 信号所含的信息也就越丰富。股权分置改革改善了上市公司的股权结构, 大大地提高了中国股票市场的市场化程度。我们的结果显示, 股权分置改革之前, 深圳成分指数的走

势并不受市场信息的复杂程度的影响, 而在股权分置改革之后, 深圳成分指数的走势受到市场信息的复杂程度的显著影响, 这也表明股权分置改革大大改善了深圳股票市场的有效性。

深圳股票市场的奇异值分解熵对成分指数和波动具有预测能力。这一发现告诉我们, 在对深圳股票市场成分指数的走势预测和波动预测时, 应当考虑市场的奇异值分解熵这个重要因素。这不仅为相关金融机构和市场监管者提供了一个重要的参考, 也为市场投资者提供了一个有益的启示。

参考文献:

- [1] Fama E. F. The Behavior of Stock-market Prices [J]. The Journal of Business, 1965 (38) :34-405.
- [2] Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work [J]. Journal of Finance, 1970 (25) :383-417.
- [3] 黄欣荣. 确定性、随机性与复杂性 [J]. 系统辩证学学报, 2005, 13 (2) :16-48.
- [4] Cajueiro D. O., Tabak B. M. The Hurst Exponent Over Time: Testing the Assertion that Emerging Markets Are becoming More Efficient [J]. Physica A, 2004 (336) :521-537.
- [5] Cajueiro D. O., Tabak B. M. Ranking Efficiency for Emerging Markets [J]. Chaos, Solitons and Fractals, 2005 (23) :671-67.
- [6] Zunino, L., Tabak, B. M., Figliola, A., Perez, D. G., Garavaglia, M., Rosso, O. A. A Multi-fractal Approach for Stock Market Inefficiency [J]. Physica A, 2008 (387) :6558-6566.
- [7] Eom C., Choi S., Oh G., Jung W. S. Hurst Exponent and Prediction Based on Weak-form Efficient Market Hypothesis of Stock Markets [J]. Physica A, 2008 (387) :4630-4636.
- [8] Zunino L., Zanin M., Tabak B. M., Pérez D. G., Rosso O. A. Multifractality Entropy Causality Plane: A Useful Approach to Quantify the Stock Market Inefficiency [J]. Physica A 2010 (389) :1891-1901.
- [9] Martina, E., Rodriguez E., Escarela-Perez R., Alvarez-Ramirez J. Multiscale Entropy Analysis of Crude Oil Price Dynamics [J]. Energy Economics 2011 (33) :

- 936-947.
- [10] Ortiz-Cruz A. , Rodriguez E. , Ibarra-Valdez C. , Alvarez-Ramirez J. Efficiency of Crude Oil Markets: Ev- idences from Informational Entropy Analysis [J]. En- ergy Policy 2012(41) :365-373.
- [11] Caraiani P. The Predictive Power of Singular Value Decomposition Entropy for Stock Market Dynamics [J]. Physica A 2014(393) :571-578.
- [12] Kenett D. Y. , Shapira Y. , Madi A. , Bransburg- Zabary S. , Gur-Gershgoren G. , et al. Index Cohesive Force Analysis Reveals that the US Market Became Prone to Systemic Collapses Since 2002 [J]. Plos One 2011 6(4) :19378.
- [13] Mantegna R. N. Hierarchical Structure in Financial Markets [J]. European Physical Journal , B ,1999 (11) :193-197.
- [14] Tumminello M. , Aste T. , Di Matteo T. , Mantegna R. N. A Tool for Filtering Information in Complex Systems [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA 2005(102) :10421-10426.
- [15] Song D. M. , Tumminello M. , Zhou W. X. , Mantegna R. N. Evolution of Worldwide Stock Markets , Cor- relation Structure , and Correlation-based Graphs [J]. Physical Review E 2011(84) :26108.
- [16] Kenett D. Y. , Raddant M. , Lux T. , Ben-Jacob E. Evolvment of Uniformity and Volatility in the Stressed Global Financial Village [J]. Plos One ,2012 ,7 (2) e31144.
- [17] Peron T. K. D. , Costa L. F. , Rodrigues F. A. The Structure and Resilience of Financial Market Networks [J]. Chaos 2012(22) :13117.
- [18] 丁建明等. 基于谐波小波奇异熵的轴承故障实时诊 断[J]. 中国机械工程 2010(1) :55-58.
- [19] 何正友 蔡玉梅 钱清泉. 小波熵理论及其在电力系 统故障检测中的应用研究[J]. 中国机械工程学报 , 2005(3) :38-43.
- [20] 练继建 李火坤 张建伟. 基于奇异熵定阶降噪的水 工结构振动模态 ERA 识别方法 [J]. 中国科学 E 辑 :技术科学 2008 38(9) :1398-1413.
- [21] 吴成茂 田小平 谭铁牛. 奇异值分解用于图像置乱 程度评价研究 [J]. 计算机工程与应用 ,2009 ,45 (12) :160-165.
- [22] Li S. Y. , Yang M. , Li C. C. , Cai P. Analysis of Heart Rate Variability Based on Singular Value De- composition Entropy [J]. J. Shanghai Univ. (Engl Ed) 2008 12(5) :433-437.
- [23] Sabatini A. M. Analysis of Postural Sway Using Entro- py Measures of Signal Complexity [J]. Medical Biolog- ical Engineering and Computing 2000(38) :617-624.
- [24] Clausius R. . Über Verschiedene Für Die Anwendung Bequeme Formen Der Hauptgleichungen Der Mecha- nischen Wärmetheorie [J]. Annalen der Physik ,1865 (125) :353-400.
- [25] Shannon C. E. A Mathematical Theory of Communica- tion [J]. Bell System Technical Journal ,1948 (27) : 379-423.
- [26] 房林 邹卫星. 多种单位根检验法的比较研究 [J]. 数量经济技术经济研究 2007(1) :151-160.
- [27] Kim D. , Perron P. Unit Root Tests Allowing for A Break in the Trend Function at An Unknown Time Un- der Both the Null and Alternative Hypotheses [J]. Journal of Econometrics 2009(148) :1-13.
- [28] Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vec- tors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control , 1998(12) :231-254.
- [29] Gregory A. W. , Hansen B. Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts [J]. Jour- nal of Econometrics ,1996(70) :99-126.
- [30] Schwert G. W. Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data [J]. Journal of Monetary Economics ,1987(20) :73-105.
- [31] Schwert G. W. Why Does Stock Market Volatility Changes Over Time [J]. Journal of Finance ,1989 (44) :1115-1153.
- [32] Phillips ,P. C. B. , Perron P. Testing for A Unit Root in Time Series Regression [J]. Bio-metrika ,1988 (75) :335-346.
- [33] Dejong D. N. , Nankervis J. C. , Savin N. E. , Whiteman C. H. The Power Problems of Unit Root Test in Time Series with Autoregressive Errors [J]. Journal of Econometrics ,1992(53) :323-343.
- [34] Perron P. , Ng S. Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Symptotic Properties [J]. Review of Economic Stud-

ies ,1996 (63) :435-4631.
[35] Lütkepohl H. Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models. In: Lütkepohl , Helmut , Kratzig , Markus (Eds.) , Applied Time Series Econometrics [J]. Cambridge University Press , Cambridge 2004.

[36] Toda H. Y. , Yamamoto T. Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes [J]. Journal of Econometrics ,1995 (66) :225-250.
(责任编辑: 黄明晴)

The Predictive Power of Singular Value Decomposition Entropy for Shenzhen Stock Market

Gu RongBao , Li XinJie

(School of Finance , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210046 , China)

Abstract: This paper analyzes the relevance between the singular value decomposition entropy and the Component Index as well as its volatility from Shenzhen stock market. It is found that , due to the reform of non-tradable shares , the cointegration with structural break exists between the entropy and the Component Index. The entropy has predictive power for the index after the reform of non-tradable shares , but no predictive power before that. On the whole , the entropy has the significant predictive power for the volatility of the Component Index.

Key words: stock market; prediction; singular value decomposition; entropy



(上接第 12 页)

The Impact of FDI on Technological Innovation Capability of Chinese Domestic-funded High-tech Industry

——Based on the Perspective of Innovation Process

Chen LiZhen , Liu JinHuan

(School of Finance and Economics , Jiangsu University , Zhenjiang 212013 , China)

Abstract: In recent years , as the strategic industry of national economy , the high-tech industry plays an important role in China's economic and social development. Through the empirical analysis of the panel data of 15 high-tech sub-sectors in our country from 2005 to 2012 , this paper analyzes the impact of FDI on the technological innovation capability of Chinese domestic-funded high-tech industry. The findings of this study show that: FDI promotes the technological innovation capability of Chinese domestic-funded high-tech industry obviously , furthermore , the promotion in technology development phase is larger than the promotion in technology application stage; R&D funds、market competition and company size all have significant positive effects on the technological innovation capability of Chinese domestic-funded High-tech Industry; R&D personnel has a significant inhibitory effect on technology development phase , but it plays a significant promoting role in technology application stage. Based on the relevant results of this study , this paper analyzes the causes and draws some policy implication.

Key words: FDI; high-tech industry; domestic-funded enterprises; technological innovation capability