



南大经济评论

Nanjing University Economic Review

关于宏观经济信息对股票市场影响机制的研究

李 博 冯 萍

我国房地产上市公司资本结构影响因素实证研究

秦 玥 蒋慧荣

关于我国债券融资公告效应的实证研究

杨 靖 徐培建

跨行通存通兑收费制度的多方博弈分析

刘世昌

山西票号身股制的激励约束机制分析及现代启示

谢洁玉

南京大学经济学院经济学系

教育部高等学校特色专业（经济学）

国家人才培养模式创新实验区

国家经济学基础人才培养基地

南京大学出版社

6

2009



南大经济评论

Nanjing University Economic Review

2009年总第6期

南京大学经济学院经济学系
教育部高等学校特色专业（经济学）
国家人才培养模式创新实验区
国家经济学基础人才培养基地

 南京大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

南大经济评论(2009年总第6期)/安同良,葛扬主编.
南京:南京大学出版社,2009.6
ISBN 978-7-305-06217-9

I. 南… II. ①安…②葛… III. 经济—文集 IV. F-53
中国版本图书馆CIP数据核字(2009)第093450号

出版者 南京大学出版社
社址 南京市汉口路22号 邮编 210093
网址 <http://www.NjupCo.com>
出版人 左健
书 名 南大经济评论(2009年总第6期)
主 编 安同良 葛扬
责任编辑 府剑萍 耿飞燕 编辑热线 025-83594087
照 排 南京南琳图文制作有限公司
印 刷 南京市溧水秦源印务有限公司
开 本 787×1092 1/16 印张 15.25 字数 320千
版 次 2009年6月第1版 2009年6月第1次印刷
ISBN 978-7-305-06217-9
定 价 36.00元
发行热线 025-83594756
电子邮箱 jpfu@NjupCo.com
fygeng@NjupCo.com

* 版权所有,侵权必究

* 凡购买南大版图书,如有印装质量问题,请与所购
图书销售部门联系调换



学术指导委员会主任:

洪银兴 刘志彪 范从来 沈坤荣

学术指导委员会委员:(按姓氏笔画排序)

王宇伟 刘 东 刘志彪 史先诚 孙宁华 安同良
李晓春 李晓蓉 杨德才 沈坤荣 尚长风 范从来
郑江淮 姜 宁 洪银兴 赵 华 夏 江 顾 江
高 波 耿 强 梁东黎 葛 扬 魏守华 路 瑶
吴福象 付文林 武志伟 皮建才 郑东雅

学术指导委员会秘书长:路 瑶

主 编:安同良 葛 扬

副 主 编:皮建才

地 址:南京市汉口路 22 号南京大学商学院经济学系

邮政编码:210093

电子邮箱:ndjjpl@yahoo.com.cn

主办单位:南京大学经济学院经济学系

教育部高等学校特色专业(经济学)

国家人才培养模式创新实验区

国家经济学基础人才培养基地

期 数:总第 6 期

主 编 寄 语

经济学不是“沉闷”的学科，而是有趣、深邃且高尚的科学（The Soulful Science, Diane Coyle, 2007）。20 世纪 80 年代以来，无论是世界范围，还是经济转型的中国，经济学一直在蓬勃发展，正经历着真正发现的黄金期，我们生逢其时。

对于大学本科生而言，如何学好经济学是一个日积月累的漫长进化过程。慎思、多写必不可少，在这一求学生涯，我们都需要阶段性目标的激励。为此，我们《南大经济评论》愿为中国的经济学大学生提供发表学术习作的开放平台。

希望“经世致用”的年青学子从这里扬帆起航！

南京大学经济学系

安同良 葛扬



目 录

论 文

关于宏观经济信息对股票市场影响机制的研究

——基于中国在美国上市企业股票价格波动的实证分析

..... 李博 冯萍(1)

铸币税、中央银行收益与通货膨胀 李宏(26)

人民币汇率变动对中国贸易结构影响的实证分析..... 田旭(36)

通货膨胀的金融资产价格因素检验及比较静态模型的货币政策含义

——基于中国宏观经济数据的实证检验..... 陈均峰(51)

中国政府支出的产出效应与最优政府规模

——基于 1978~2006 年数据的实证分析 刘强 周钧(63)

开放度对中国收入差距长短期效应的实证检验..... 张琰(71)

我国房地产上市公司资本结构影响因素实证研究..... 秦玥 蒋慧荣(83)

关于我国债券融资公告效应的实证研究

——基于可转债和公司债融资公告的市场效应比较..... 杨靖 徐培建(92)

跨行通存通兑收费制度的多方博弈分析..... 刘世昌(106)

新兴行业成长能力与股价相关性的实证研究·····	钱蓓蓓 裴文茜(118)
中国上市公司融资结构的实证研究	
——基于1997~2007年的中国证券市场·····	杨衡峰 王志宏 王璐(129)
非理性的探究	
——农民工讨薪问题新论·····	周愚 方辰君(144)
新时期江苏农村居民生活消费结构分析·····	田园(153)
山西票号身股制的激励约束机制分析及现代启示·····	谢洁玉(158)
山西票号衰败的经济学分析·····	高冰思(170)
近代中国农村缫丝业变迁的微观演化	
——以开弦弓村缫丝业史料为例·····	宋筱楠(180)

调查报告

建湖花炮产业的发展现状、问题及出路调查报告·····	朱晓娜 吴琳 章蕾(192)
黑幕中的利益圈	
——药品营销关键环节的实证分析·····	芮潇潇 曹妍(204)
长三角地区三峡移民问题经济学分析报告	
——2007年南京大学暑期社会实践 Pathfinder 团队	
·····	曹志勇 程穆 惠宇(222)

关于宏观经济信息对股票市场影响机制的研究

——基于中国在美国上市企业股票价格波动的实证分析

李 博 冯 萍*

摘要:本文基于多因子模型和行为金融学理论,从区分宏观经济信息对于股票内在价值和市场状况的影响的角度出发,选取了特定对象——中国在美国上市的企业股票,通过检验 Granger 因果关系并建立 VAR 回归方程来研究宏观经济信息对股票市场的影响机制。基于实证分析结果,实体经济指标和货币供给指标对于股票价格有正的推动作用,而市场价格水平或者说通货膨胀率与股票价格成负相关关系。此外,我们认为股票价格对于宏观经济变量尤其是货币供给具有先行的指示作用。

关键词:宏观经济信息 机制 Granger 因果 向量自回归模型

一、引 言

在经济生活实践中,人们往往经验性地认为一国的金融市场会受到该国宏观经济信息影响,但这种影响并不像人们想象的那样直观,其中的影响机制往往是复杂的。无论是小而言之个人投资还是大而言之保证国家金融市场稳定健康发展,理解宏观经济信息对于资本市场波动的影响都十分必要。

从理论上讲,一方面,在多因子模型中,任何影响未来投资机会或消费水平的经济变量都应在多因子资产定价模型中予以体现,由于宏观经济发展状况对上市公司的未来现金流和调整后的风险贴现率有直接或间接的影响,因此,作为宏观经济状况最直接反映的宏观经济信息应该对股票市场的波动有重要影响;另一方面,从行为金融学出发,宏观经济信息的实际情况往往与人们的期望有一定的偏差,这种偏差一定程度上影响了投资者情绪,而投资者情绪的变化又将直接导致资本市场价格水平的变化,因此,无论从基于理性范式的多因子模型出发,还是从基于行为金融学的投资者情绪理论出发,宏观经济信息都将对股票市场波动产生影响。但是究竟这种影响的发生机制是怎样的?其程度和效果如何?这些具体的问题都

* 南京大学金融与保险学系 2005 级。

需要理论和实证研究来进行解答。

因此我们认为,无论在实践中还是理论上,理解宏观经济信息对于股票市场的影响机制都有十分重大的意义。本文将从区分宏观经济信息对于股票内在价值和市场状况的影响的角度出发实证研究分析这一影响机制。我们选取中国在美上市企业为研究对象,选择的原因是这一部分企业在内在价值方面受中国宏观经济信息影响较大,在股票的市场供求状况上受美国宏观经济信息影响较大,从而为我们的研究视角提供了天然的实验室。

二、文献综述

宏观经济信息对资本市场的影响在近十年成为国际上金融研究的热点之一,世界各国均有学者对这一领域进行了实证和理论研究。

最主要的研究集中于股票市场对于宏观经济因素的反应。Atje, Jovanovic (1993)以包括发达国家和发展中国家在内的 40 个国家为样本,利用 GJ 模型成功地验证了股市与经济有明显的相关关系,Levine 和 Kunt(1996)选择了 44 个不同收入水平的国家作为样本,研究表明:如果不考虑人力资本投资、银行发展水平、汇率等变量,股市同经济发展存在非常明显的正相关关系。但在以往的这些研究中,得到的却更多的是令人失望的相反的结论。Schwert(1981)发现股价的日价对于通货膨胀的反应是迟缓的。Pearce 和 Roley(1985)发现股价对于直接的货币市场信息有显著反应,但对 CPI、失业率和工业总产值等实体经济指标却反应甚微。Cutler、Poterba 和 Summers(1989)则更定量的指出小于 1/3 的权益市场的月变化是由于宏观经济信息引起的。Harris(1997)选择了 49 个国家作为样本,采用二阶最小次幂进行检验,认为股市发展和经济增长之间的关系较弱,并且在统计上不显著,尤其是欠发达国家,股市发展与宏观经济关系非常弱。

随着研究的深入,很多学者转而以其他金融市场作为研究对象得出了与股票市场不同的结论。Berkman(1978)、Cornell(1982, 1983)、Grossman(1981)、Roley(1983)以及 Urich 和 Wachel(1981)等人的研究都证实了在不同债券市场上宏观经济信息的显著影响。更近一些的研究则将视角投向了更具体的方面,Balduzzi、Elton 和 Clifton (2001)以及 Fleming 和 Remolona (1997)研究宏观经济信息对于每日债券成交量和买卖价差的作用,并从这些方面解释了为什么宏观经济信息对于债券价格会有如此显著的影响。另一些学者则检验了在其他相关金融市场上宏观经济信息的影响,如货币市场(Ramchander、Simpson 和 Chaudhry, 2003),抵押贷款市场(Ramchander、Simpson 和 Webb, 2003),债务市场(Ramchander、Simpson 和 Chaudhry, 2005),利率期货市场(Simpson 和 Ramchander, 2004)和汇率市场(Simpson、Ramchander 和 Chaudhry, 2005),得出了显著性不同的结论。

除了将研究视角扩展到不同的金融市场,学者们也希望观察除美国外,其他国家金融市场对于宏观经济信息的反应。Brown(1990),Azeez 和 Yonezawa(2006)

研究了日本市场上的情况,Frino 和 Hill(2001)则将研究视角拓展到了澳大利亚市场,而 Wangbangpo 和 Sharma(2002)则研究了五个东南亚国家(印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡和泰国)市场对于宏观经济信息的反应。在这种扩展研究的基础上,自然地,学者们想到了进行不同国家对于宏观经济信息不同反应的对比,Becker、Finnerty 和 Friedman(1995)首先比较了美国和英国市场对于各自国家宏观经济信息反应的联系和差异,Kim 和 Sheen(2000)比较了美国和澳大利亚之间宏观信息对于利率波动性的不同影响。

国内研究主要集中于运用实证检验的方法研究各种宏观经济因素与股票市场的相关性。有的研究者着重研究了单个宏观经济指标对于股票市场的影响,如乔桂明、刘钟鸣和郑晓玲(2007)针对我国 2006 年流动性过剩的货币市场状况,研究了我国货币供应量对股市的影响。但更多的研究者倾向于综合研究多个宏观经济变量的影响,并希望以多个宏观经济变量来反应经济增长状况,如刘少波和丁菊红(2005)用证券化率(Capitalization)、交易率(Turnover)、上市公司数占有控股企业总数的比率(Concentration)作为反映我国股市发展状况的指标,用 GDP 增长率来衡量实体经济运行状况,再对二者进行了实证检验,提出了我国股市与宏观性的“三阶段假设”,并得出了 1997 年成为拐点的结论;谈儒勇(1999)的研究进一步深化,他用金融深度指标(Depth),存款货币银行在配置国内信贷过程中相对于中央银行的重要性(Bank)指标等来综合反映金融市场的发展,并且运用 1993~1998 年经济增长的季度数据,依次研究了中国金融中介发展和经济增长之间的实证关系、中国股票市场发展和经济增长之间的实证关系以及中国金融中介发展和股票市场发展之间的实证关系。

此外,我国学者不仅局限于研究二者的相关性,还利用这种相关性对我国证券市场有效性作出了论述。叶青、易丹辉和田今朝(1999)在对中国股市与经济信息的相关性进行实证检验后,得出了我国沪市低效性明显的结论;吴世农(1996)运用同样的方法,在较早的数据的基础上指出我国证券市场弱式有效。

在国内这方面的研究中,同样有一部分涉及了不同国家股票市场间对宏观经济信息的不同反应,如靳云汇和余存高(1998)从中国股市规模和股票价格指数两方面来研究中国股市与中国宏观经济的关系,并同美国、韩国处于发展时期的股市与经济的关系进行了对比分析。

从以上国内的文献综述可以看出,虽然不同研究在反映金融市场发展程度的指标选择上有所不同,但大致上在这一主题的研究上主要采取了较为直观的变量之间的相关性检验,因此只能得到“有没有影响”的结论,而“如何影响”则无从得知。因此,我们研究的独创性在于:第一是研究领域的独创性,本文将研究重点放在了宏观经济信息的影响机制上;第二是研究方法的独创性,现有的研究虽大量涉及了两个国家的金融市场对于各自宏观经济信息反应的对比,但比较一个特殊的市场受两国宏观经济信息影响的不同,并由此揭示出金融市场对宏观经济信息的反应机制,无疑是具有创新意义的。

三、假说的提出

基于文献和理论回顾,本文提出如下假说。

宏观经济信息通过两种机制影响股票市场波动:第一,影响实体经济和对实体经济预期,从而改变股票的内在价值(以下称为内在价值效应);第二,影响市场状况和市场上的投资者情绪,从而直接改变在市场上价格(以下称为市场效应)。而且,这两条途径的影响是不同的。

从上述假说出发,我们可以达到研究目的——揭示出宏观经济信息对于股票市场的影响机制:若假说成立,那么我们可以将这一影响机制分解为以上两种效应,再从这两部分出发具体论证影响机制。

这里需要特别指出的是,一般来说,该假说是难以检验的,因为这两个效应往往是综合的,在一个市场上很难将宏观经济信息这两方面的效应区分开来,而本文的主要贡献就在于创造性的选取了特定的样本——在美国上市的中国公司,从而能够区分内在价值效应和市场情绪效应:我们认为中国宏观经济信息通过影响实体价值来影响这部分股票价格,而美国宏观经济信息则主要通过市场效应来完成对股票价格的影响,且这两类经济信息的影响相对独立。这样我们通过对比中美两国宏观经济信息的不同影响就可以达到检验该假说的目的。

这一设想的理论基础是封闭式基金折价的国际市场分割理论。该理论认为,美国国家基金价格与其单位资产净值不一致的原因就在于国际市场分割。这是因为美国国家基金集中投资于外国股票,基金的价格由国内证券市场决定,而基金的单位资产净值则由国外证券市场决定。Bonser-Neal、Brauer、Neal 和 Wheatley (1990)的实证研究证实了这一理论。由于涉及的本质都是证券投资,我们有理由将封闭式基金的国际市场分割理论推广到股票市场,即在国际金融市场上,海外上市的公司其实体价值受本国宏观经济因素决定,其价格同时也受上市国市场状况的影响,从而国际市场分割理论从理论上支持了我们对假说的检验方法。

四、假说的实证检验设计

(一) 检验方法和理论模型

检验上面的假说本质上是分别检验两国宏观经济变量对中国在美国上市企业股价的影响程度,随后进行两国宏观经济信息影响的比较,以此来说明两国宏观经济信息的影响机制是不同的,同时,选取美国宏观经济信息对 S&P500 指数的影响程度作为对照组,说明这两种影响机制的区别是实际存在的。

首先的问题是构造怎样的模型来描述宏观经济信息对于股票市场的影响。众多金融实证研究表明,向量自回归(VAR)模型可以有效解释股票市场日间价格行

为变化,并且与股票价格这一时间序列数据的随机性特征相一致(Ramchander et al., 2006)。这是因为 VAR 模型把每一个内生变量作为所有内生变量的滞后值的函数来构造模型,不需要建立具体的理论模型,因而可以较合理地描述变量间的互动关系,从而用于预测相互联系的时间序列。本文因此构建 VAR 模型来作为实证研究的基础。

VAR 模型中的滞后项的选取是由 Engle 和 Yoo(1987)提出的 AIC 准则来确定的,本文滞后项取 1(详见实证分析部分)。

描述中国宏观经济信息的影响时,我们构建的模型为:

$$CHINA_t = \sum_{i=1}^k \beta_{i,x} CHINA_{t-i} + \sum_i^m (\delta_{i,x} N_{i,t}^{CN}) + \epsilon_{x,t}$$

其中, $CHINA_t$ 为中国在美上市企业股价的自然对数; $CHINA_{t-i}$ 是前 i 期中国在美上市企业股价的对数,即滞后项; $N_{i,t}^{CN}$ 是中国的宏观经济信息。

类似的,检验美国宏观经济信息对 CHINA 指数的影响时,模型为:

$$CHINA_t = \sum_{i=1}^k \beta_{i,x} CHINA_{t-i} + \sum_i^m (\delta_{i,x} N_{i,t}^{US}) + \epsilon_{x,t}$$

其中, $N_{i,t}^{US}$ 代表美国的宏观经济信息。

(二) 数据说明

1. 价格指数的编制和选取

作为主要的研究对象,我们选取了在 NYSE 和 NASDAQ 上市时间相对较长的 20 只股票作为样本,根据它们的当期市值,采取派氏指数的编制方法编制了在美国上市中国企业的价格指数,其公式为: $\text{Index} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} q_{it}} \times 100$ 。该指数被命

名为 CHINA 指数。

具体来说,我们选取的 20 只股票为:常州天合 TSL(光能源)、古杉环保能源 GU(生物油)、海王星辰 NPD(连锁药店)、巨人网络 GA(网络公司)、神舟矿业 SHZ(有色金属)、新东方 EDU(教育)、药明康德 WX(新药开发)、中国电信 CHA(通信)、中国人寿 LFC(金融保险)、中电光伏 CSUN(太阳能电池)、中国移动 CHL(通信)、分众传媒 FMCN(传媒)、同济堂 TCM(制药)、万得汽车 WATG(汽车配件制造)、网易 NTES(网络)、新华财经媒体 XFML(传媒)、中国网通 CN(通信)、昱辉阳光 SOL(能源)、九城集团 NINE(网络)、如家 HMIN(酒店连锁)。

这些被选取的公司覆盖行业比较广,公司业绩成长比较好,一定程度上可以代表中国上市公司的基本面情况。

此外,我们还选取了 S&P500 指数作为比较研究的对象。

2. 宏观经济变量的选取

基于 Norbert 和 Funke(2002)的研究,我们将宏观经济信息分为三类:第一,关于实体经济发展的信息,如生产能力利用系数、GDP、工业总产值等;第二,价格指标,如 CPI 等;第三,货币市场指标,如货币供给量等。

本文在每一部分中选取最具代表性的指标,以期综合反映宏观经济状况的变动,选取了如下经济变量:中美两国货币供给水平(M_2_CN , M_2_US),消费物价指数水平(CPI_CN , CPI_US),工业产值水平(IP_CN , IP_US)。

3. 数据来源

(1) 中国的 M_2 (M_2_CN)数据来自中国人民银行网站 www.pbc.gov.cn。

(2) CPI (CPI_CN)、 IP (IP_CN)数据来自中国国家统计局网站 www.stats.gov.cn。

(3) 美国的 M_2 (M_2_US)数据来自美联储网站 www.federalreserve.gov。

(4) CPI (CPI_US)、 IP (IP_US)数据来自美国国家统计局网站 www.census.gov。

(5) 所有的股票价格和公司市值数据均来自雅虎财经网站 cn.finance.yahoo.com,并采用了经派息和拆股调整后的收盘价。

(6) 所有变量均采用月度数据。

(7) 考虑上市公司数目和数据可得性,我们的研究时间范围是 2000 年 1 月至 2008 年 2 月,数据样本为 98 个。

4. 数据处理

我们首先对 $CHINA$ 、 CPI_CN 、 IP_CN 、 M_2_CN 、 CPI_US 、 IP_US 、 M_2_US 、 $SP500$ 取自然对数,这样可以满足模型的需要,也可以得到变化率的模型解释。由于本文采用的是月度数据,因此有必要对以上数据进行季节调整,采用 EViews 中的移动平均法来实现季节调整,得到我们的变量 $LNCHINA$ 、 $LNCPI_CN$ 、 $LNIP_CN$ 、 $LN M_2_CN$ 、 $LNCPI_US$ 、 $LNIP_US$ 、 $LN M_2_US$ 、 $LN SP500$ 。

(三) 因果关系检验及参数估计

在模型和数据的基础上,可以得到较具体的检验因果关系的步骤:首先应该确定这样的因果关系存不存在,因此第一步进行 Granger 因果检验;然后应该确定这样的因果关系是怎样的,即进行 VAR 模型参数的估计,这是一个从定性到定量的过程,以下分别予以介绍。

1. 检验 Granger 因果关系

我们采用 Narayan 和 Smyth(2004)的三阶段法,来检验 Granger 因果关系;其步骤如下:

(1) 平稳性检验。为防止虚假回归,我们首先要对时间序列的平稳性作出检验。本文采用 ADF 检验(Augmented Dickey-Fuller test)方法进行单位根检验。ADF 检验的回归方程是:

$$\Delta x_t = bx_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t$$

Δ 是一阶差分符号; ϵ_t 是随机误差项; k 是最佳滞后期, 加入滞后差分是为了保证误差项为白噪声 (white noise), 最佳滞后期数根据 AIC 准则确定。

检验的零假设为 $b=0$, 备则假设为 $b<0$ 。如果检验结果拒绝零假设, 表明 x_t 为平稳序列; 如果检验结果不能拒绝零假设, 则 x_t 为不平稳序列。

(2) 协整检验。变量间虽然具有各自的长期波动规律, 但如果它们是 (d, d) 阶协整的, 则它们之间存在一个长期稳定的比例关系, 为了判断这种长期稳定比例关系的存在, 需要进行协整检验。

由于本文需要检验多变量的协整关系, 所以采用 Johansen 和 Juselius (1990) 提出的方法进行协整检验, 协整检验模型为:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \Pi_j Y_{t-j} + \mu_t$$

其中, Y_t 表示 M 个 $I(1)$ 过程构成的向量; Π_j 为 $M \times M$ 矩阵。对上式进行差分变换, $\Delta Y_t = \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \Pi Y_{t-1} + \epsilon_t$ 。

由于 $\Delta Y_t, \Delta Y_{t-j}$ 都是 $I(0)$ 变量构成的向量, 只有 ΠY_{t-1} 是 $I(0)$ 变量构成的向量时, 构成该向量的变量之间具有协整关系。

原假设 H_0 : 最多有 r 个线性无关的协整向量。若统计量大于临界值, 则拒绝原假设, 从 $r=0$ 开始依次检验, 若拒绝 $r=r_0-1$ 的 H_0 , 同时又接受 $r=r_0$ 时的 H_0 , 则说明协整向量的个数为 r_0 个。

(3) Granger 因果检验。理论上讲, 在检验序列的非平稳和协整关系后, 如果存在协整关系, 即从长期来看具有相关性, 就可以建立向量自回归模型。但协整关系只能说明变量之间至少存在单向的因果关系, 但不能说明因果关系的方向, 因此需要作进一步的因果性检验来确定二者之间的因果方向。因此, 我们通过 Granger 因果检验来检验宏观经济变量和股价之间的因果关系。该过程是通过下列两个过程实现的, 考虑下面的回归:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k (\theta_j Y_{t-j} + \beta_j X_{t-j}) + \epsilon_t$$

$$X_t = \sum_{j=1}^k (\lambda_j X_{t-j} + \alpha_j Y_{t-j}) + \mu_t$$

其中, 扰动项 ϵ_t, μ_t 不相关, 与之对应的零假设:

$$H_{0x}: \beta_j = 0 \quad j=1, 2, \dots, k$$

$$H_{0y}: \alpha_j = 0 \quad j=1, 2, \dots, k$$

对上述两假设进行检验, 可将 Granger 因果性分为三种情形: 单向因果性、双向因果性和独立性。

2. 引入 VAR 模型进行参数估计

在以上进行了数据平稳性检验和 Granger 检验判断因果关系存在性的基础

上,引入 VAR 模型进行参数估计,定量的比较宏观经济信息对股票价格影响的参数估计。

此外,需要说明的是,我们将采用 OLS 作为参数估计的方法。

五、实证结果与结论分析

(一) 实证结果

1. 平稳性检验

各时间序列取对数并季节调整后,单位根检验的结果见表 1(完整结果见附录表 2)。

表 1 中美两国各宏观经济变量及 CHINA 指数平稳性检验

原假设	t-统计量	p-值	结论
LNCHINA 存在单位根	0.442 151	0.983 8	不平稳
LNCPI_CN 存在单位根	0.234 825	0.973 5	不平稳
LNCPI_US 存在单位根	1.180 583	0.997 9	不平稳
LNIP_CN 存在单位根	-0.382 34	0.906 9	不平稳
LNIP_US 存在单位根	0.429 270	0.983 3	不平稳
LNM ₂ _CN 存在单位根	1.073 102	0.997 1	不平稳
LNM ₂ _US 存在单位根	-1.321 93	0.616 9	不平稳
LNSP500 存在单位根	-1.241 2	0.654 0	不平稳

我们对所有的变量进行 ADF 检验,在 5%的置信水平下,无法拒绝原假设:变量序列存在单位根,也就是说所有的变量的对数值都是不平稳的。因此,我们需要检验它们是否是一阶平稳的。检验结果见表 2(完整结果见附录表 3)。

表 2 对数差分后单位根检验结果

原假设	t-统计量	p-值	结论
D(LNCHINA)存在单位根	-8.828 69	0.000 0	平稳
D(LNCPI_CN)存在单位根	-8.982 67	0.000 0	平稳
D(LNCPI_US)存在单位根	-8.743 75	0.000 0	平稳
D(LNIP_CN)存在单位根	-10.903 7	0.000 0	平稳
D(LNIP_US)存在单位根	-9.080 75	0.000 0	平稳
D(LNM ₂ _CN)存在单位根	-12.080 3	0.000 1	平稳
D(LNM ₂ _US)存在单位根	-4.954 23	0.000 1	平稳
D(LNSP500)存在单位根	-9.233 46	0.000 0	平稳

ADF 结果表明,在 5%的置信水平下,所有原假设(变量序列的一阶差分存在单位根)被拒绝,也就是说,所有的变量服从 $I(1)$ 单位根过程,其一阶差分都是平稳的。

2. 协整检验

在对所有的变量进行平稳性检验得出所有变量时间序列非平稳以后,我们采用 Johansen 检验方法来检验变量之间是否存在协整关系,即它们的线性组合是否表现出平稳性。

对中国宏观经济变量和 $LNCHINA$ 的协整关系检验结果表 3(完整结果见附录表 4)。

表 3 中国宏观经济变量与 $LNCHINA$ 之间的协整关系

假设的协整方程数	特征值	最大特征值	显著性水平 0.05	p 值
0 个	0.620 338	92.973 48	24.159 21	0.000 0
至多 1 个	0.153 152	15.958 45	17.797 30	0.092 5
至多 2 个	0.088 360	8.881 019	11.224 80	0.125 6
至多 3 个	0.036 298	3.549 467	4.129 906	0.070 6

检验结果表明,在 5%的置信水平下,变量之间至少存在一个协整等式。协整方程的系数见表 4(完整结果见附录表 5)。

表 4 中国宏观经济变量与 $LNCHINA$ 之间的协整等式

标准化协整系数		对数似然值:1 010.257		
$LNCHINA$	$LNCPI_CN$	$LNIP_CN$	LMN_2_CN	
1.000 000	59.976 54	25.207 15	-41.423 6	
	(26.041 0)	(11.605 2)	(17.531 8)	

然后对美国经济信息和 $LNCHINA$ 之间的协整关系进行检验。首先确定其协整方程个数。结果见表 5(完整结果见附录表 6)。

表 5 美国宏观经济变量与 $LNCHINA$ 之间的协整关系

假设的协整方程数	特征值	最大特征值	显著性水平 0.05	p 值
0 个	0.486 148	63.918 77	24.159 21	0.000 0
至多 1 个	0.214 748	23.208 11	17.797 30	0.007 0
至多 2 个	0.105 820	10.737 46	11.224 80	0.060 8
至多 3 个	0.000 168	0.016 105	4.129 906	0.917 3

检验结果表明,变量之间存在两个协整方程。协整的系数见表 6(完整结果见附录表 7)。

表 6 美国宏观经济变量与 LNCHINA 之间的协整等式

标准化协整系数		对数似然值:1 326.203	
LNCHINA	LNCPI_US	LNIP_US	LMN ₂ _US
1.000 000	0.000 000	-12.301 07	7.708 501
		(16.287 5)	(8.695 63)
0.000 000	1.000 000	-0.416 413	-0.376 469
		(0.041 46)	(0.022 14)

Johansen 协整结果表明,样本股价和中美两国宏观经济信息时间序列之间存在长期稳定关系,也就是说宏观经济对样本股价确实存在某种长期影响机制。

3. Granger 因果检验

以上我们已经得到样本股价和中美两国宏观经济信息之间存在长期影响的关系,以下我们对样本股价和两国经济变量进行 Granger 因果检验。Granger 检验的前提是时间序列必须是平稳的,因此我们采用变量的一阶差分即 $DY_t = Y_t - Y_{t-1}$ 进行检验。

各变量之间的 Granger 因果关系检验结果见表 7(完整结果见附录表 8)。

表 7 各宏观经济变量与 CHINA 指数之间的 Granger 因果性

因果性方向			F 值	p 值	结论
CPI_CN	⇒	CHINA	4.081 55	0.046 23	成立
CHINA	⇒	CPI_CN	1.518 11	0.221 01	不成立
IP_CN	⇒	CHINA	0.293 86	0.589 05	不成立
CHINA	⇒	IP_CN	1.316 48	0.254 17	不成立
M ₂ -CN	⇒	CHINA	0.031 4	0.859 73	不成立
CHINA	⇒	M ₂ -CN	2.816 64	0.096 65	不成立
CPI_US	⇒	CHINA	4.794 03	0.031 06	成立
CHINA	⇒	CPI_US	2.879 58	0.093 05	不成立
IP_US	⇒	CHINA	5.285 9	0.023 74	成立
CHINA	⇒	IP_US	0.363 14	0.548 23	不成立
M ₂ _US	⇒	CHINA	2.933 82	0.009 07	成立
CHINA	⇒	M ₂ _US	7.525 17	0.007 3	成立