

21 世纪

数量经济学

Quantitative Economics in the 21st Century

第 17 卷

◎ 主 编 李 平 殷先军
◎ 副主编 李富强 王立勇



经济管理出版社
ECONOMY & MANAGEMENT PUBLISHING HOUSE

21 世 纪

数量经济学

Quantitative Economics in the 21st Century

第 17 卷

◎ 主 编 李 平 殷先军

◎ 副主编 李富强 王立勇



经济管理出版社
ECONOMY & MANAGEMENT PUBLISHING HOUSE

图书在版编目 (CIP) 数据

21 世纪数量经济学. 第 17 卷/李平, 殷先军主编. —北京: 经济管理出版社, 2017. 5

ISBN 978 - 7 - 5096 - 5041 - 7

I. ①2… II. ①李…②殷… III. ①数量经济学—文集 IV. ①F224.0 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2017) 第 073355 号

组稿编辑: 陈 力

责任编辑: 杨国强 张巧梅

责任印制: 司东翔

责任校对: 雨 千

出版发行: 经济管理出版社

(北京市海淀区北蜂窝 8 号中雅大厦 A 座 11 层 100038)

网 址: www.E-mp.com.cn

电 话: (010) 51915602

印 刷: 北京玺诚印务有限公司

经 销: 新华书店

开 本: 710mm × 1000mm/16

印 张: 38.75

字 数: 635 千字

版 次: 2017 年 7 月第 1 版 2017 年 7 月第 1 次印刷

书 号: ISBN 978 - 7 - 5096 - 5041 - 7

定 价: 128.00 元

· 版权所有 翻印必究 ·

凡购本社图书, 如有印装错误, 由本社读者服务部负责调换。

联系地址: 北京阜外月坛北小街 2 号

电话: (010) 68022974 邮编: 100836

《21 世纪数量经济学》 (第 17 卷)

编审组名单

主 编	李 平	殷先军				
副 主 编	李富强	王立勇				
编审组长	李 平					
成 员	李富强	彭 战	王喜峰	陈星星	焦云霞	

前 言

本书是《21 世纪数量经济学》丛书的第 17 卷。

中国数量经济学会 2016 年年会于 2016 年 10 月 14 日~16 日在北京召开, 年会由中国数量经济学会与中央财经大学主办; 中央财经大学统计与数学学院承办。来自政府部门、研究机构、高等院校和企业的 535 位数量经济学专家、学者参加了本次年会, 会议共收到学术论文 436 篇。

年会上, 美国乔治华盛顿大学梁华教授、美国威斯康星大学张正军教授、美国佐治亚大学钟文瑄教授分别做了主旨演讲。云南财经大学石磊教授, 北京大学沈艳教授, 中国社会科学院蔡跃洲研究员, 中央财经大学王辉教授、邓露副教授、樊茂清副教授分别在名家讲坛上做了学术报告。会议分成数量经济理论与方法, 经济增长、宏观经济, 金融、保险, 资本市场, 财政、税收, 投资、贸易, 区域经济、产业经济, 环境、资源, 大数据理论与方法, 实验经济学及其他学科 11 个小组进行了专题讨论, 100 多位学者在小组学术交流会上介绍了自己的最新研究成果, 会议收到了良好的效果。

本书是由本次年会提交的论文中遴选出来的优秀论文集结成册的, 共 31 篇, 分为 5 个部分: 数量经济理论与方法, 宏观经济、财政税收, 金融、资本市场, 企业、产业经济, 能源经济、实验经济学。入选的这些论文均有较高的学术水平, 具有一定的理论意义或实践意义。

囿于编者的能力和水平, 本书一定存在不少错误和疏漏, 欢迎广大读者批评指正。

编 者

2017 年 2 月

目 录

1. 数量经济理论与方法

非线性因果性检验研究	夏南新 (3)
基于向量 SV 模型我国股市收益波动关联分析	张海燕 (17)
基于 SVAR 模型的我国商业银行不良贷款压力测试	尹 钊 谭 畅 (38)
房价泡沫及其对经济增长的非对称影响 ——贝叶斯非参数 IMS - ADF 单位根检验方法	刘 洋 陈守东 毛志方 (51)
动态利率期限结构模型因子变换及其应用	帅昭文 沈根祥 (63)

2. 宏观经济、财政税收

经济周期、物价周期与宏观冲击的非对称性	陈 磊 孟勇刚 (83)
---------------------	--------------

公众预期、货币政策立场与中国宏观经济动态

..... 郑挺国 黄佳祥 (97)

京津冀产业转移政策模拟分析

——基于多区域 CGE 模型

..... 杨茜淋 张士运 (127)

我国工资超劳动生产率增长背后的故事

——基于省份面板模型的经验分析

..... 吕光明 李 莹 (144)

我国水资源承载效率研究

..... 王喜峰 (171)

空间视角下：城镇化、工业化和农业现代化的关系的实证研究

——基于半参数空间面板 VAR 模型

..... 陈 婷 叶阿忠 (184)

授之以鱼还是授之以渔？

——论地区公共服务供给与转移支付减贫效应

..... 王曦璟 高艳云 (199)

3. 金融、资本市场

当前中国是否存在流动性陷阱风险

——基于货币增速剪刀差与资产价格非线性关联的视角

..... 任羽菲 (217)

人民币汇率可预测性的实证研究

——基于实时数据与非对称泰勒规则模型

..... 兰 盈 贾尚晖 (238)

中国股市跨界风险的传递路径与防范方案研究

——基于“主体控制、三位一体”的风险防范体系设计

..... 卢宗辉 张立超 李延朋 贺东伟 (247)

中国 P2P 网贷市场有效性研究

..... 李双杰 宋 佳 白玉莹 (277)

股灾期间沪深 300 股指期货的量价关系

——基于联立方程和分位数回归的实证研究

..... 陈 磊 (302)

中国政府债务风险与财政政策空间

——兼论财政缓冲重建调整导向

..... 庞晓波 李 丹 (319)

中国企业对外直接投资区位选择的离散博弈分析

..... 尹彦辉 胡文锦 白仲林 (344)

4. 企业、产业经济

全球价值链重构、分工利益流转与中国产业升级路径

..... 魏 龙 王 磊 (365)

企业家的“影响力”与企业的异地并购

——基于中小板实际控制人的实证发现

..... 蔡庆丰 郭俊峰 (386)

中国软件产业效率研究

..... 焦云霞 (408)

制度邻近下知识势能对区域技术创新效率的空间溢出效应

——理论与实证

..... 彭永樟 陶长琪 (424)

全球价值链背景下中国贸易失衡的再测算

——基于增加值贸易的视角

..... 韩 中 林梦茹 (456)

企业 R&D 合作投资策略的临界条件分析

..... 刘嘉玲 刘雅琴 余 谦 (478)

技术进步偏向性会存在跨国传递吗?

..... 焦翠红 董直庆 王林辉 (488)

5. 能源经济、实验经济学

二氧化碳排放的 IO - SDA 模型及其实证研究

..... 廖明球 许雷鸣 (515)

两阶段随机前沿模型下中国能源效率测度及其影响因素

..... 陈星星 (531)

中西部地区污染产业承接与居民健康效应

..... 齐红倩 王志涛 (554)

黑市交易的交易费用经济学分析

——以火车票市场“倒票”行为为例

..... 阎晓莹 (576)

生产者责任延伸制度下废旧手机回收实验的几个关键问题

..... 刘奥彬 (602)

1. 数量经济理论与方法

非线性因果性检验研究*

夏南新

(中山大学岭南学院, 广州 510275)

一、文献综述

Colm Kearney、Andrew J. Patton (2000) 分别建立了 3、4、5 个变量的欧洲货币体系中重要货币——法国法郎、德国马克、意大利里拉以及欧洲货币单位的汇率波动传导的多元 GARCH 模型; 估计模型既没有对 1979 年 4 月~1997 年 3 月的日数据也没有对周数据施加常数相关的共同限制; 结果表明, 检验多元 GARCH 模型设定稳健性是重要的, 发现增加的短期综合项减少了观察波动性传递, 并且马克通过波动传递起着支配地位。Bollerslev T. (1990) 基于多元 GARCH 模型分析了 5 种欧洲货币兑美元短期名义汇率的相关性, 发现在欧洲货币体系中实行自由浮动汇率时期这 5 种欧洲货币之间存在较高显著的协同运动。David G. McMillan、Isabel Ruiz、Alan Speight (2010) 基于欧元兑美元、英镑、日元的汇率, 采用具有明显优势的 Multi-GARCH 现存的方差方法, 检验这 3 种汇率是否存在波动溢出和时变相关性;

* [基金项目] 2015 年国家社会科学基金重点项目 (批准号: 15AJL005) (夏南新为课题主持人。在理论经济、应用经济两个一级学科中, 是当年广东省唯一重点项目获得者); 2014 年国家社会科学基金重大项目 (第一批) (批准号: 12ZDA020) (夏南新为子课题负责人)。

[作者简介] 夏南新, 男, 江西省南昌市人, 博士, 教授, 博士生/后导师, 系书记, 中国统计学 (一级学科) 会常务理事 (广东省只有两位教师当选), 广东省统计学会副理事长, 人大经济论坛统计学学科唯一学术带头人, 自 2000 年至今担任中国数量经济学会理事。

检验结果表明,3种货币确实表现出一定程度的波动溢出和波动运动背后的驱动力的共性;考虑到相关系数中的时变性质,有大量证据表明相关性是随时间变化的,但在样本期相关系数值并没有增加。

本文率先详尽地利用交叉相关(CCF)、Yin-Wong Cheung, Lilian K. Ng 检验统计量和 Hong Y. 检验统计量,验证3个变量序列的标准残差的方差之间的非线性因果关系。在 Hong 检验中引入了截断核函数,使得对低阶时滞项赋予了较大权重,从而准确地刻画近期波动对当前波动影响更大的特征。

二、非线性因果性检验引入

统计学上,波动溢出检验实质上是检验条件方差序列(二阶中心矩序列)之间是否存在 Granger 非线性因果关系。Yin-Wong Cheung 和 Lilian K. Ng (1996) 采用一金融序列的均值方程生成的残差经标准化后的平方序列与另一金融序列的均值方程生成的残差经标准化后的平方序列之间的交叉相关函数(Cross-Correlation Function, CCF)检验方差(波动)之间的非线性因果关系(波动溢出),其检验构想为:

设信息集

$$I_t = \{X_{t-j}; j \geq 0\}, J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}; j \geq 0\}, \quad (1)$$

式中, X_t 和 Y_t 为平稳遍历时间序列。

假如 $E[(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t] \neq E[(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t]$,

那么, Y_t 被认为引起 X_{t+1} 的方差变化的原因。其中, $\mu_{x,t+1} = E[X_{t+1} | I_t]$ 。

假如 X 与 Y 互为非线性因果,则 X 的方差与 Y 的方差之间会发生反馈效应。

如果 $E[(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t] \neq E[(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t + Y_{t+1}]$,

那么,存在方差的瞬时非线性因果性。

假定 X_t 与 Y_t 可以写成:

$$X_t = \mu_{x,t} + \sqrt{h_{x,t}} \epsilon_t, Y_t = \mu_{y,t} + \sqrt{h_{y,t}} \zeta_t \quad (2)$$

式中, $\{\epsilon_t\}$ 和 $\{\zeta_t\}$ 为 0 均值和单位方差的两个独立白噪声过程, $h_{x,t}$ 和 $h_{y,t}$ 是基于 $t-1$ 时刻信息集的条件协方差。

设 U_t 和 V_t 分别是标准新息 ε_t 和 ζ_t 的平方, 有

$$U_t = \frac{(X_t - \mu_{x,t})^2}{h_{x,t}} = \varepsilon_t^2, \quad V_t = \frac{(Y_t - \mu_{y,t})^2}{h_{y,t}} = \zeta_t^2 \quad (3)$$

U_t 和 V_t 之间滞后 k 阶样本交叉相关为:

$$r_{uv}(k) = c_{uv}(k) [c_{uu}(0)c_{vv}(0)]^{-\frac{1}{2}}, \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (4)$$

式中, $c_{uv}(k)$ 是第 k 阶滞后或领先的样本交叉协方差, 它由下式得到:

$$c_{uv}(k) = T^{-1} \sum (U_t - \bar{U})(V_{t-k} - \bar{V})$$

$$= \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-k} \frac{((U_t - \bar{U})(V_{t+k} - \bar{V}))}{T}, & k=0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T+k} \frac{((V_t - \bar{V})(U_{t-k} - \bar{U}))}{T}, & k=0, -1, -2, \dots \end{cases} \quad (5)$$

式中, $c_{uu}(0)$ 和 $c_{vv}(0)$ 分别是 U 和 V 的样本方差。注意: 不像自相关, 交叉相关不必围绕 0 阶对称。

Hannan (1970) 指出, 因为 $\{U_t\}$ 和 $\{V_t\}$ 独立, 当样本容量趋于无穷大时, 它们的二阶矩的扩展意味着:

$$r_{uv}(k) \sim N(0, \frac{1}{T}) \quad (6)$$

$$CCF(k) = \sqrt{T} r_{uv}(k) \quad (7)$$

$$\begin{pmatrix} CCF(k) \\ CCF(k') \end{pmatrix} \xrightarrow{T \rightarrow \infty, \text{ asymptotically}} N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right), \quad k \neq k' \quad (8)$$

式中, T 为样本容量。

标准化残差平方的 CCF 可以用来探测和辨别二阶矩的非线性因果模式。

H_0 : $CCF(k) = 0$ (无非线性因果关系)

H_a : $CCF(k) \neq 0$ (有非线性因果关系)

CCF 方法不涉及在序列内和在序列间动态 (Both Intra- and Inter-series Dynamics) 的同期模型。当研究的序列数大并预期到非线性因果模式的长滞后时, CCF 检验特别有用。CCF 没有被设计探测产生 0 交叉相关的非线性因果模式。样本残差交叉相关进一步提供了有关时间序列数据间交互作用的信息。

Yin - Wong Cheung 和 Lilian K. Ng (1996) 指出, 已知 $\hat{r}_{uv}(k)$ 的渐进行为, 一个正态检验统计量或卡方检验统计量可以被构造成检验没有非线性因果性的零假设 (比如, H_0 : X_t 与 Y_t 之间方差不存在非线性因果性) 下。

为了检验一个设定滞后 k 阶的非线性因果关系, 可以把 $\sqrt{T}r_{uv}(k)$ 与标准正态分布作比较。另外, 在 H_0 假设下, 一个卡方检验统计量被定义为:

$$S = T \sum_{i=j}^k \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (9)$$

它有一个自由度 $(k-j+1)$ 的卡方分布, 即 $\chi^2(k-j+1)$, 能够用来检验从滞后 j 阶到滞后 k 阶没有非线性因果性的假设。当没有关于非线性因果性方向 (X_t 是 Y_t 的原因, 或者, Y_t 是 X_t 的原因) 的先验信息时, 可以设置 $-j = k = m$ 。参数 m 应该足够大到包括在非线性因果模式中可能出现的最大非 0 阶。当考虑一个非方向的因果性模式, 即 Y_t 不是 X_t 的原因, 设 $j = 1$ 和 $k = m$ 。

当样本规模 T 小时, 卡方统计量 S 可以被修正为:

$$S_M = T \sum_{i=j}^k \omega_i \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (10)$$

式中, $\omega_i = \frac{T}{T-|i|}$ 或 $\frac{T+2}{T-|i|}$ 。注意: S_M 总是大于 S 。

由于 Yin - Wong Cheung 和 Lilian K. Ng (1996) 的二阶矩非线性因果性检验、Granger (1969) 的一阶矩线性因果性检验给每一个滞后项均等权重, 所以可以把它看作均匀加权。不过, 非均匀加权常常比均匀加权给出了更好的检验功效 (势) (Power)。鉴于此, Yongmiao Hong (2001) 提出了一类展示条件异方差和可能有无穷无条件方差的两序列之间波动溢出渐进标准正态检验。这种检验是基于两标准残差平方之间样本交叉相关平方加权和。允许使用所有样本交叉相关, 并且介绍了每一滞后的样本交叉相关的柔韧性加权方案。基于 Yin - Wong Cheung 和 Lilian K. Ng (1996) 统计量的广义版的 Hong 检验:

$$T \sum_{i=1}^{T-1} k^2\left(\frac{i}{M}\right) \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (11)$$

式中, M 是正整数, 由于 $i(>M)$ 阶的滞后项被赋予零权数, 所以, M 为滞后的截断数; $k(\cdot)$ 是加权函数, 可以是截断 (Truncated) 核函数、巴特莱特 (Bartlett) 核函数、二次方程式谱 [Quadratic - spectral (QS)] 核函数, 等等。

Priestley (1981) 认为, 截断等形式的核函数有紧致性 (Compactness) 支持, 即对 $|z| > 1$, 有 $k(z) = 0$ 。截断核函数具体形式为:

$$k(z) = \begin{cases} 1, & |z| \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (12)$$

可见, Hong 检验引入核权函数对低阶时滞项赋予较大权重, 刻画近期波动比远期波动对当前波动影响更大的特征, 样本交叉相关系数个数 M 随着样本规模 T 的增大而增大, 即可以使用所有的滞后信息, 从而确保在较大滞后阶数下仍然保持较强的检验功效 (Power)。

三、人民币、欧元、日元兑美元的汇率的 方差非线性因果性检验

第 12 任世界银行行长罗伯特·佐利克 (任期 2007 年 7 月 1 日 ~ 2012 年 6 月 30 日) 认为, 恢复美元、欧元、英镑、日元以及人民币等众多货币与黄金挂钩的金本位制, 取代目前的美元体制。为此, 本文特此选取了当今具有代表性货币的汇率, 人民币、欧元、日元兑换美元的汇率, 考察后金融危机时代国际金融市场波动传导特征。

自 2005 年 7 月 21 日开始, 中国汇率将以市场供求为导向, 参考一篮子货币汇率的加权平均价作为人民币的基准汇率, 中国人民银行还将根据市场发育状况适时调整汇率上下 0.3% 的浮动区间, 以维持人民币汇率在合理和均衡的水平上, 进而促进国际收支的基本平衡。为此, 人民币兑换美元官方汇率 (CER)、欧元兑换美元官方汇率 (EER)、日元兑换美元官方汇率 (JER) 的日数据时间跨度为 2005 年 7 月 21 日至 2011 年 12 月 23 日。这些数据均源自美国联邦储备网站 (<http://www.federalreserve.gov/EconomicResearchandData>)。因各国法定节假日不同, 为了使得 3 种汇率时间对齐, 于是, 没有交易的节假日缺失数据均采用线性插值法估测。每种汇率都有 1677 个数据。样本期的中间刚好为 2008 年国际金融危机爆发时间, 2008 年前三年为金融危机滋长期, 后三年为后金融危机时代, 属于经济弱恢复期。以 $y_t = (y_{cny,t}, y_{eur,t}, y_{jpy,t})^T$ 表示三个汇率的日收益率, 其中

$$\begin{aligned} y_{cny,t} &= 100 \ln \left(\frac{CER_{1t}}{CER_{1,t-1}} \right), \quad y_{eur,t} = 100 \ln \left(\frac{EER_{1t}}{EER_{1,t-1}} \right), \\ y_{jpy,t} &= 100 \ln \left(\frac{JER_{1t}}{JER_{1,t-1}} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

这三种汇率的日收益率的 Multivariate GARCH 模型中的均值方程是一个常数项的回归方程 [Hong Y. (洪永淼), 2001; 高铁梅, 2009; 张世英, 2004], 其形式为:

$$y_{cny,t} = c_1 + \varepsilon_{1t}, \quad y_{eur,t} = c_2 + \varepsilon_{2t}, \quad y_{jpy,t} = c_3 + \varepsilon_{3t} \tag{14}$$

式中, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})'$ 服从均值为 0, 方差为 H_t 的条件正态分布。
人民币、欧元、日元兑美元的汇率序列取对数的均值方程如表 1 所示。

表 1 人民币兑美元、欧元兑美元、日元兑美元的汇率均值方程

前定变量	人民币兑美元汇率的 日收益率 $y_{cny,t}$	前定变量	欧元兑美元汇率 的日收益率 $y_{eur,t}$	前定变量	日元兑美元汇率的 日收益率 $y_{jpy,t}$
c(1)	-0.001941 (0.000869) [-2.234370]	c(2)	0.019396 (0.012935) [1.499462]	c(3)	-0.003535 (0.014204) [-0.248861]
D. W.	2.134475	D. W.	1.945008	D. W.	2.077018

注: ①圆括号内的数字为标准误, 方括号内的数字为 z 统计量的值。②由于本论文是研究异方差问题, 均值方程生成的残差必须存在序列相关, 所以, 没有指出常数项的显著性以及 R^2 值。其实, 常数项通常允许不显著。

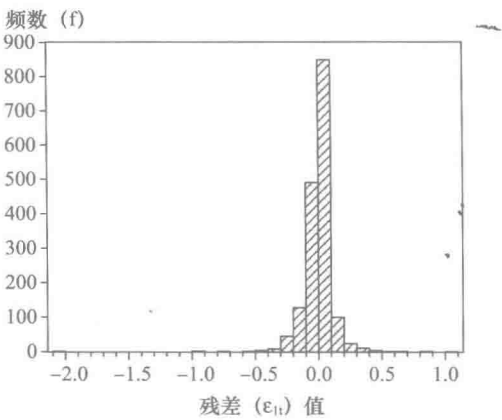


图 1 人民币兑美元的均值方程的残差序列直方