

Review on Public Finance & Economics

# 財政經濟評論

中南财经政法大学财税研究所 编  
湖北财政与发展研究中心

2013年·上卷



经济科学出版社  
Economic Science Press

2013年·上卷

No. 1 2013

Review on Public Finance & Economics

---

# 財政經濟評論

中南财经政法大学财税研究所  
湖北财政与发展研究中心 编

经济科学出版社

## 图书在版编目 (CIP) 数据

财政经济评论. 2013年·上卷 / 中南财经政法大学  
财税研究所, 湖北财政与发展研究中心编. —北京: 经  
济科学出版社, 2013. 6

ISBN 978 - 7 - 5141 - 3505 - 3

I. ①财… II. ①中…②湖… III. ①经济 - 文集  
IV. ①F - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2013) 第 123368 号

责任编辑: 白留杰 李 剑 张占芬  
责任校对: 刘 昕  
责任印制: 李 鹏

## 财政经济评论

2013年·上卷

中南财经政法大学财税研究所 编  
湖北财政与发展研究中心

经济科学出版社出版、发行 新华书店经销

社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮编: 100142

教材分社电话: 010 - 88191354 发行部电话: 010 - 88191537

网址: [www. esp. com. cn](http://www.esp.com.cn)

电子邮箱: [bailiujie518@126.com](mailto:bailiujie518@126.com)

天猫网店: 经济科学出版社旗舰店

网址: <http://jjxcbs.tmall.com>

北京欣舒印务有限公司印装

787 × 1092 16 开 11.25 印张 210000 字

2013 年 6 月第 1 版 2013 年 6 月第 1 次印刷

ISBN 978 - 7 - 5141 - 3505 - 3 定价: 25.00 元

(图书出现印装问题, 本社负责调换。电话: 010 - 88191502)

(版权所有 翻印必究)

# 財政經濟評論

Review on Public Finance & Economics

## 编委会名单

学术顾问（以姓氏笔画为序）

马国强	王亘坚	丛树海	许毅	许建国
刘邦驰	陈共	何盛明	何振一	吴俊培
张馨	姜维壮	贾康	高培勇	梁尚敏

编辑委员会主任

杨灿明

编辑委员会副主任

陈志勇 庞凤喜

编辑委员会委员

陈光焱	王金秀	侯石安	叶汉生	刘孝诚
艾华	甘行琼	李大明	刘京焕	

《财政经济评论》编辑组

主任：庞凤喜（兼）

编辑：	李波	李景友	高亚军	薛钢
	程黎	王银梅		

# 目 录

## 经济评论

银行间与交易所债券市场联动关系的实证研究

——以国债市场为例

..... 杨良初 杨 荻 (1)

ISO26000 的推广对中小企业的影响及对策建议

..... 罗素婧 王清刚 赵 雪 (23)

城市化过程中住房保障非均等化难题化解之道

..... 李 农 张凤娟 (35)

## 财政制度

论我国公共采购法律制度的完善

..... 甘功仁 孙景怡 (47)

单一制、财政联邦与政府间财政关系

..... 徐阳光 (65)

支持绿色技术创新的财税政策研究

..... 费茂清 肖盛勇 (78)

## 税制改革

“营改增”试点背景下物流业的税收政策问题分析

..... 张富强 林 蔚 (85)

我国开征环境保护税可行性研究	张明娥 (95)
统一城乡税制的现实基础与路径选择	朱润喜 (108)
分行业企业所得税税负变动研究	孙 静 夏丽丽 (125)

### 税收征管

混合税制模式下个人所得税征管制度研究	石 坚 陈文东 (137)
我国增值税征收效率省际差异的结构因素分析 (1998 ~ 2010 年)	庄佳强 (158)

## 银行间与交易所债券市场联动关系的实证研究\*

——以国债市场为例

杨良初 杨 菽

**摘要：**我国银行间与交易所债券市场，自 1997 年商业银行退出交易所建立银行间债券市场便形成了分割的格局。随着我国经济金融的发展，政府对银行间与交易所债券市场的融合作出了巨大的努力。目前，银行间与交易所债券市场的联动关系如何、哪个市场更加有效、未来如何提高两债市的联动及有效性，降低价格波动风险，促进利率市场化是学者们关注的问题。本文将采用最新的数据，运用 VAR 模型从债券市场本身、股市、货币政策、宏观经济环境四个角度全面地对银行间与交易所债券市场的联动关系问题进行分析 and 讨论，得出了两债券市场存在一定的联动性、银行间债券市场相对交易所债券市场更有效性、债券市场本身股市波动对两债市的影响是短期的、宏观经济环境货币政策对两债市的影响是长期等结论。并据此提出我国债券市场未来发展的建议。

**关键词：**银行间市场 交易所 债券市场 联动关系 有效性

### 一、问题的提出

自上海证券交易所 1990 年成立以来，我国国债市场开始由场外零散转让

---

\* 本文系国家自然科学基金重大项目（课题号：12&ZD044）的阶段性研究成果。

转入交易所场内。1997年,为了应对亚洲金融危机与抑制银行资金大规模流入股市,商业银行退出上海和深圳交易所的债券市场,同年建立了银行间债券市场。从此形成了交易所、银行间债券市场分割的格局。这种市场长期分割的状态会影响统一的国债利率形成,进而约束利率市场化进程,加大债券价格的波动,降低债券市场运行效率,同时损害投资者利益。

近年来,在政府大力推动下,债券市场之间的融合不断加深,不断推出有利于两市场融合的相关政策,如跨市场交易、上市商业银行资金进入交易所债券市场试点等,使得银行间债券市场和交易所债券市场的关联度逐渐增加,释放了债券市场的潜力,增强了市场效率和活力。但由于两债市交易主体分布不均匀、债券品种差异性大、价格形成机制及规则不同、托管监管机构的迥异,使得两债券市场之间的分割性、套利空间依然存在,一致性不强,导致债券市场在我国金融市场中的基础作用没能充分发挥,国债利率无法从根本上成为我国的无风险利率,对我国建立有效的金融市场体系有严重的制约作用。因此,两债券市场之间的联动关系仍然成为目前学者间探讨的热点问题之一。

由于我国债券市场分割的特点,学术界针对以下问题进行了研究与探讨:银行间与交易所债券市场的短期和长期相关性程度有多大?两债市是怎么互相影响的?两债市哪个能更快和有效的反应市场变化?市场变化对两债市的影响是正向还是负向?未来如何提高两债市的联动及有效性,降低价格波动风险,促进利率市场化?本文将针对上述问题,基于前人的研究,对银行间与交易所债券市场的联动关系问题进行实证研究,并提出相应的措施建议。

## 二、文献综述

针对我国银行间与交易所债券市场的特殊的差异性问题的,国内学者借鉴国外先进经验与技术(Shiller, 1992; Chan, 1997),主要从以下几个角度对其进行了深层探讨:

一是单纯地讨论两债市之间的关系。黄玮强(2006)运用VAR模型对证交所国债指数和银行间国债指数的关联性进行检验和分析,实证结果表明证交所国债指数对银行间国债指数有较强的引导作用,二者之间存在短期相关关系,而不存在长期协整关系。郭泓、潘婉彬等(2007)研究了跨市场交易的国债收益率的领先滞后关系,发现交易所市场对新信息更有效(袁东, 2004),交易所国债收益率的上升预示着银行间国债收益率的上升。李裕(2005)分析了两个市场价格之间的关系,发现其相互之间存在着双向的因果关系,但主要是交易所价格领先于银行间价格,交易所价格对银行间价格具有较强的解释能力,潘婉彬(2007)也有类似的观点。



张颖（2012）采用 Granger 检验、方差分析等方法对上证所市场和银行间市场国债各期收益率时间序列进行了研究。研究发现两个市场收益率具有较大的相关性，交易所与银行间国债收益率时间序列在期限较短时相互影响、互为因果，但银行间收益率变化单向领先于交易所收益率变化更为显著。通过方差分析发现，银行间收益率波动对交易所收益率波动的影响较大，尤其是期限较长的收益率曲线。郑良海（2012）运用 DCC-GARCH 模型对银行间债券市场与交易所债券市场之间的动态相关系数进行研究。研究结果表明银行间债券市场与交易所债券市场相关系数总体为正，波动幅度小，但时变特征不明显；两市场之间的动态相关系数随着时间的推移没有显著的提高，两市场动态相关系数较低。

二是考虑了股票市场的两债市之间的关系。李合怡（2012）通过对债券子市场与股市联动的进一步分析发现股市与交易所债券市场波动的联系更加紧密，交易所市场波动影响了银行间市场，但交易所和银行间债券市场的联动明显强于各子市场与股市之间波动的溢出效应。王璐（2008）通过 VECM 模型分析交易所和银行间债券市场与股市之间的内在波动关系，发现交易所国债市场和银行间国债市场受股市影响均较小，交易所国债市场较银行间市场对股市波动影响更大。交易所国债市场受银行间国债市场短期波动较小，银行间国债市场受交易所国债市场波动较大。

三是考虑了市场内外信息的两债市关系。王茵田（2012）运用 VAR 模型研究了我国交易所和银行间国债市场的信息溢出效应，发现当新信息来源于国债市场内部时，两个国债市场会表现出差异性。当信息来源于国债市场外部时，两个国债市场之间则先表现出同质性，随后差异性占主导，两个国债市场之间发生信息负向溢出或资本的流动。同时，银行间国债市场对宏观环境的变化更为敏感。

从上述分析可以看出，部分学者认为银行间与交易所债券市场存在短期相关关系，相关性很低，但也有学者认为两债市相关性很高。部分学者认为交易所债券市场更有效更快速的反映市场变化，但也有学者认为银行间国债市场对市场变化更为敏感。由此可以看出，学术界关于银行间与交易所债券市场的联动关系问题存在着很多分歧。本文将采用最新的数据，运用 VAR 模型从债券市场本身、股市、货币政策、宏观经济环境四个角度全面地对银行间与交易所债券市场的联动关系问题进行分析 and 讨论，希望能对上述问题进行解答，并从理论和实证上对已有文献提供必要的补充和完善。

### 三、银行间与交易所国债市场联动关系实证研究

#### (一) 模型设定

模型 1: 考虑银行间与交易所国债市场的联动关系, 建立银行间与交易所国债市场的 VAR 模型。

$$\begin{pmatrix} BR_t \\ ER_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^i \varphi_i \begin{pmatrix} BR_{t-i} \\ ER_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,  $BR$  为银行间国债收益率;  $ER$  为交易所国债收益率;  $i$  为滞后阶数。

模型 2: 基于银行间与交易所国债市场的关系, 加入股票市场, 探讨股市对两国债市场之间联动关系的影响, 建立基于股票市场的银行间与交易所国债市场的 VAR 模型。

$$\begin{pmatrix} BR_t \\ ER_t \\ SR_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^i \varphi_i \begin{pmatrix} BR_{t-i} \\ ER_{t-i} \\ SR_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,  $BR$  为银行间国债收益率;  $ER$  为交易所国债收益率;  $SR$  为上海综合指数收益率;  $i$  为滞后阶数。

模型 3、4: 基于上述两个模型, 考虑从货币政策和宏观经济环境两个方向, 考察两国债市场对货币政策和宏观经济环境的反应程度及速度, 探讨两国债市场关联程度及有效性, 分别建立基于货币政策和宏观经济环境的银行间与交易所国债市场的 VAR 模型。

$$\begin{pmatrix} BR_t \\ ER_t \\ X_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^i \varphi_i \begin{pmatrix} BR_{t-i} \\ ER_{t-i} \\ X_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\begin{pmatrix} BR_t \\ ER_t \\ SR_t \\ X_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^i \varphi_i \begin{pmatrix} BR_{t-i} \\ ER_{t-i} \\ SR_{t-i} \\ X_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $BR$  代表银行间国债收益率,  $ER$  代表交易所国债收益率,  $SR$  代表上海综合指数收益率,  $X$  代表货币政策变量和宏观经济变量,  $i$  为滞后阶数。货币政策

变量为 M2 增长率 (LM2R)、一年期存款利率变化率 (LDR)、存款准备金率变化率 (LDRR), 宏观经济变量为 GDP 增长率 (LGDP)、通货膨胀增长率 (IR)。

## (二) 实证假设

假设 1: 若银行间债券市场与交易所债券市场联动性强, 两债市应表现相对一致, 则不存在套利机会。

若银行间债券市场与交易所债券市场的分割程度很小, 则两债市对市场外信息的反应应呈一致性。例如, 美国债券市场发展较为成熟, 场内和场外市场之间有高效迅速的信息和资本流通, 明显的套利机会在很短时间内迅速消失, 也不存在明显的领先和滞后<sup>[13]</sup>。因此, 若银行间债券市场与交易所债券市场联动性强, 针对宏观经济环境、货币政策、股市、债市自身等信息波动, 两债市应表现相对一致。

假设 2: 若债券市场对外部信息的变化反映快速并解释程度高, 该债券市场有效性更高。

根据有效市场假说, 有效的证券市场是其价格能够完全反映一切可获得信息的市场。若债券市场针对宏观经济环境、货币政策、股市、债市自身等信息波动, 能够迅速全面地反映, 说明该债券市场更具有有效性。

## (三) 数据来源及变量描述

1. 数据来源。本文选取中债银行间国债指数 (B)、中债交易所国债指数 (E) 和上海综合指数 (S) 指标, 选择 2002 年 1 月 4 日到 2012 年 9 月 28 日为样本区间。选取广义货币量 (M2)、一年期存款利率 (dr)、存款准备金率 (drr) 指标为货币政策考察指标, 选取实际国内生产总值 (GDP)、通货膨胀率 (ir) 指标为宏观经济环境考察指标, 选择 2002 年 1 月到 2012 年 9 月为样本区间。所有数据均来源于锐思数据库。

2. 变量描述。对中债银行间国债指数 (B)、中债交易所国债指数 (E) 和上海综合指数 (S)、广义货币量 (M2)、一年期存款利率 (dr)、存款准备金率 (drr)、实际国内生产总值 (GDP) 进行对数除法调整, 方法如下:

$$R_{t+1} = \ln\left(\frac{X_{t+1}}{X_t}\right)$$

针对模型 1、2, 对银行间国债收益率 (BR), 交易所国债收益率 (ER), 上海综合指数收益率 (SR), 进行日数据描述性统计 (见表 1)。针对模型 3、4, 银行间国债收益率 (BR), 交易所国债收益率 (ER), 上海综合指数收益

率 (SR), 货币政策变量为 M2 增长率 (LM2R)、一年期存款利率变化率 (LDR)、存款准备金率变化率 (LDRR), 宏观经济变量为实际 GDP 增长率 (LGDPGR)、通货膨胀率 (IR) 进行月度数据描述性统计 (见表 2)。可以看出股市的波动比债券市场波动更剧烈, 两债券市场波动程度相当。实际 GDP 增长率在放缓, 广义货币供应量增长率在不断升高。

**表 1 变量日数据的描述统计**

	BR	ER	SR
Mean	0.0001	0.0001	0.0002
Median	0.0001	0.0001	0.0005
Maximum	0.0182	0.0117	0.0946
Minimum	-0.0183	-0.0152	-0.0884
Std. Dev.	0.0029	0.0017	0.0169
Skewness	-0.0178	-0.4600	-0.0130
Kurtosis	11.0189	14.3070	6.6537
Jarque-Bera	6 974.2360	13 958.0300	1 447.9360
Sum	0.3659	0.3475	0.6278
Sum Sq. Dev.	0.0216	0.0071	0.7393
Observations	2 603	2 603	2 603

**表 2 变量月数据的描述统计**

	BR	ER	SR	IR	LDR	LDRR	LGDPGR	LM2R
Mean	0.0028	0.0027	0.0020	0.0000	0.0022	0.0093	-0.0001	0.0138
Median	0.0033	0.0020	0.0072	0.0020	0.0000	0.0000	-0.0003	0.0137
Maximum	0.0462	0.0336	0.2425	0.0138	0.1278	0.1542	0.0163	0.0461
Minimum	-0.0266	-0.0654	-0.2828	-0.0322	-0.3567	-0.0606	-0.0174	-0.0102
Std. Dev.	0.0100	0.0117	0.0853	0.0077	0.0474	0.0240	0.0039	0.0100
Skewness	0.5240	-1.3572	-0.5144	-1.2467	-3.0616	2.1275	-0.4018	0.5812
Kurtosis	6.0185	10.9175	4.2555	5.7007	28.2521	12.7738	9.6517	3.6225
Jarque-Bera	54.8763	376.5478	14.1629	72.6241	3 628.9850	610.7780	241.2863	9.3443
Sum	0.3659	0.3475	0.2582	0.0064	0.2878	1.2042	-0.0076	1.7853
Sum Sq. Dev.	0.0128	0.0176	0.9314	0.0076	0.2882	0.0734	0.0019	0.0129
Observations	129	129	129	129	129	129	129	129

#### (四) 平稳性检验

为避免伪回归, 针对模型 1、2, 对银行间国债收益率 (BR), 交易所国债收益率 (ER), 上海综合指数收益率 (SR), 进行 ADF 平稳性检验, 变量均平稳。针对模型 3、4, 银行间国债收益率 (BR), 交易所国债收益率 (ER), 上海综合指数收益率 (SR), 货币政策变量为 M2 增长率 (LM2R)、一年期存款利率变化率 (LDR)、存款准备金率变化率 (LDRR), 宏观经济变量为 GDP 增长率 (LGDPG)、通货膨胀率 (IR) 进行 ADF 平稳性检验, 均为平稳。

#### (五) 模型估计与分析

##### 1. 银行间与交易所国债市场联动模型。

(1) 格兰杰因果检验。通过 VAR 模型的多准则联合确定滞后阶数法, 确定本模型滞后 12 阶。对其进行格兰杰因果检验 (见表 3), 结果显示银行间与交易所国债收益率存在格兰杰因果关系。

**表 3** 格兰杰检验

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ER does not Granger Cause BR	2 591	19. 473	0
BR does not Granger Cause ER		2. 23558	0. 0084

(2) VAR 模型估计及检验。进行 VAR 模型估计, 估计结果 (见表 4) 可以看出 AIC、SC 很小, 分别为 -19. 13641 和 -19. 02333, 对数似然函数值很大, 为 24 841. 22, 同时残差的协方差为 0, 模型估计效果很好。对 VAR 模型进行平稳性检验及残差检验, 可以看出 VAR 模型是稳定的, 同时不存在交叉相关性。

**表 4** 模型整体估计结果

Log likelihood	24 841. 22
Akaike information criterion	- 19. 13641
Schwarz criterion	- 19. 02333

(3) 脉冲响应及方差结构分析。当银行间债券市场发生一个标准差的冲

击，银行间债券市场马上产生正向 0.0025 的波动，第二天产生负向 0.001 的波动。交易所债券市场开始没有反应，第二天产生正向 0.0006 的波动。随后两市场小幅反向波动或者交易所债券市场反映相对银行间债券市场滞后 1 天左右，直到 20 天左右平稳。交易所债券市场可以解释波动的 5.7%。

当交易所国债市场发生一个标准差的冲击，交易所债券市场马上产生正向 0.0015 的波动，在 5 天内，银行间债券市场产生与交易所债券市场产生同向的波动，之后产生小幅反向波动，整体来说呈同向波动。银行间债券市场可以解释波动的 8.51%。说明银行间债券市场能够更快更有效的反映交易所债券市场的波动，而交易所债券市场不能有效快速的反映银行间债券市场的波动（见图 1）。

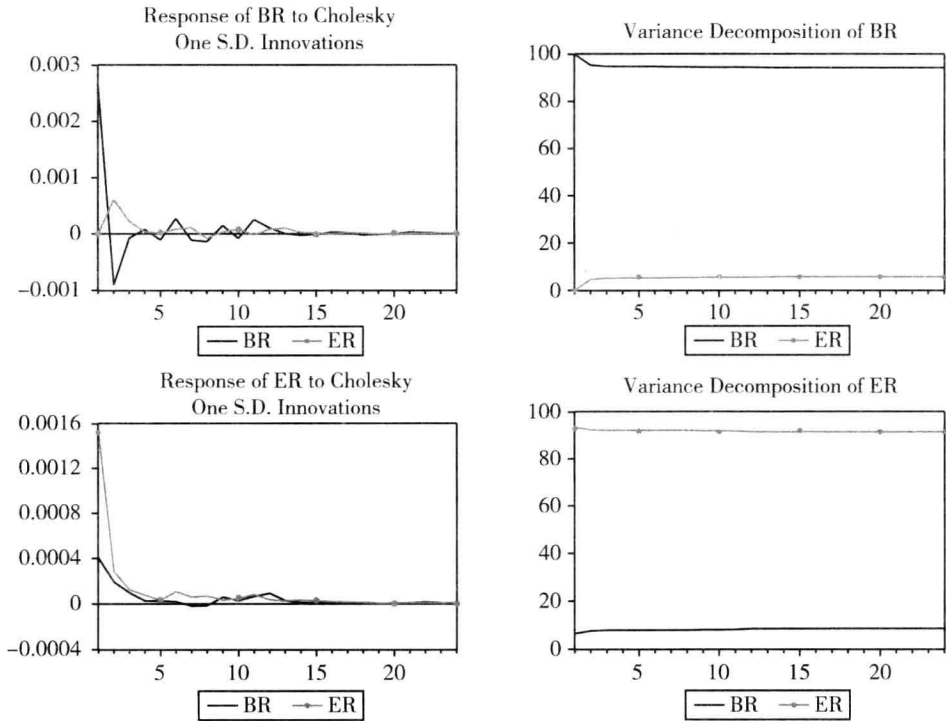


图 1 脉冲响应及方差结构

2. 基于股市的两国债市场联动模型。

(1) 格兰杰因果检验。通过 VAR 模型的多准则联合确定滞后阶数法，确定本模型滞后 5 阶。对其进行格兰杰因果检验（见表 4），结果显示银行间与交易所国债收益率存在格兰杰因果关系，上海综合指数收益率与银行间国债收益率存在单向的格兰杰原因，而上海综合指数收益率与交易所国债收益率不存在格兰杰因果关系，但由于已有文献将股市加入模型并作为基础模型，因此不

将股市剔除。

**表 5** 格兰杰因果检验

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ER does not Granger Cause BR	2 598	46. 9425	0
BR does not Granger Cause ER		3. 15423	0. 0077
SR does not Granger Cause BR	2 598	3. 05138	0. 0095
BR does not Granger Cause SR		0. 30335	0. 9111
SR does not Granger Cause ER	2 598	1. 24095	0. 2872
ER does not Granger Cause SR		0. 50746	0. 7708

(2) VAR 模型估计及检验。进行 VAR 模型估计, 估计结果 (见表 6) 可以看出 AIC、SC 很小, 为  $-24.46$  和  $-24.35$ , 对数似然函数值很大, 为  $31\ 817.96$ , 同时残差的协方差为 0, 模型估计效果很好。对 VAR 模型进行平稳性检验及残差检验, 可以看出 VAR 模型是稳定的, 同时存在交叉相关性。

**表 6** 模型整体估计结果

Log likelihood	31 817. 96
Akaike information criterion	- 24. 4573
Schwarz criterion	- 24. 3489

(3) 脉冲响应及方差结构分析。当银行间债券市场发生一个标准差的冲击, 银行间债券市场马上产生正向  $0.0025$  的波动, 第二天产生负向  $0.001$  的波动。交易所债券市场开始没有反应, 第二天产生正向  $0.0006$  的波动。而股市对此冲击的反应很小, 10 天左右平稳。交易所债券市场和股市分别可以解释波动的  $5.46\%$  和  $0.39\%$ 。

当交易所国债市场发生一个标准差的冲击, 交易所债券市场马上产生正向  $0.0015$  的波动, 银行间债券市场产生与交易所债券市场产生同向的波动。股市对此冲击的反应很小, 且与两债券市场呈反向关系, 10 天左右平稳。银行间债券市场和股市分别可以解释波动的  $8.30\%$  和  $0.22\%$ 。当股市发生一个标准差的冲击, 交易所债券市场与银行间债券市场对此反应很小, 几乎为 0。说明交易所银行间债券市场的波动和股市的波动关联度很小, 相对来说, 银行间债券市场对其解释程度高一些 (见图 2)。

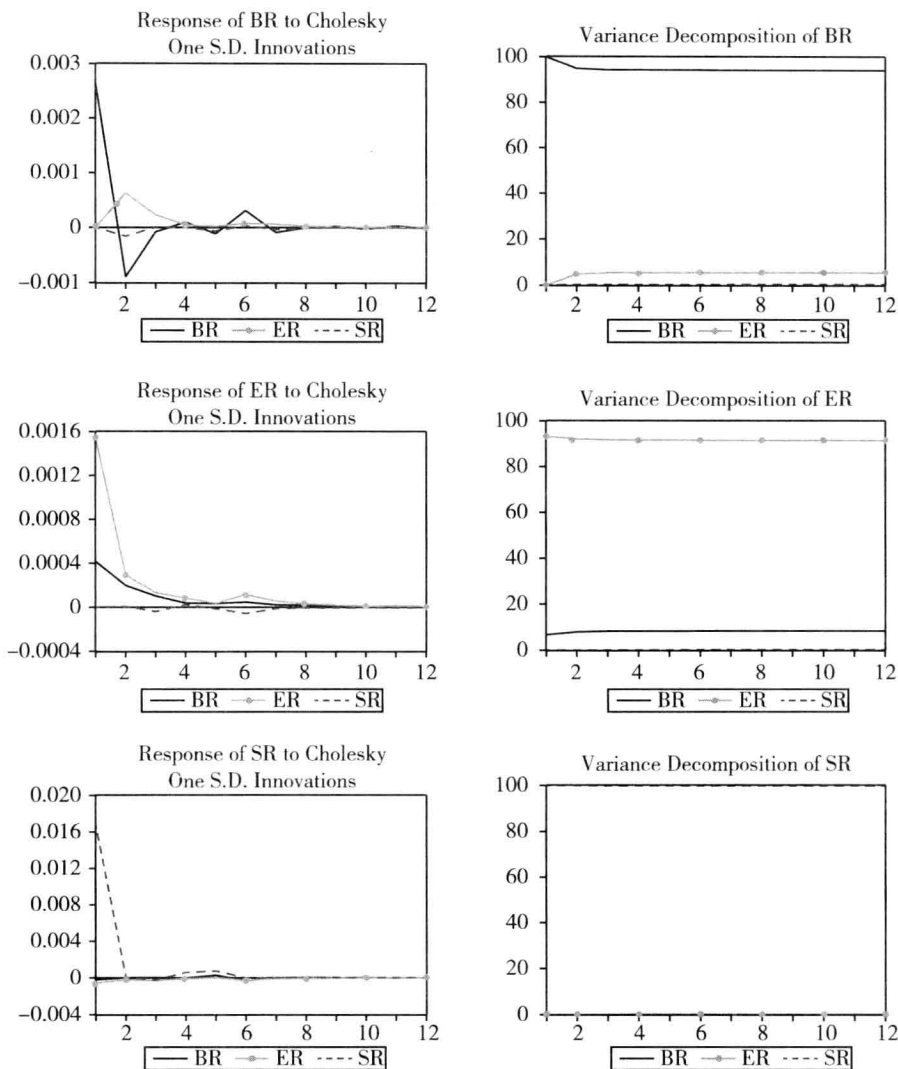


图2 脉冲响应及方差结构

3. 基于货币政策的两国债市场联动模型。

(1) 不含股市的两国债市场联动模型。与前述两个模型方法一致，通过VAR模型的多准则联合确定滞后阶数法确定模型滞后阶数，广义货币供应量模型、存款准备金率模型、一年期存款利率模型分别为4阶、1阶、4阶。格兰杰因果检验结果显示：在考虑了货币政策的情况下，银行间与交易所国债收益率存在单向格兰杰因果关系，广义货币供应量增长率、存款准备金变化率、一年期存款利率变化率和银行间与交易所国债收益率均存在单向的格兰杰因果关系（见表7）。



表 7 格兰杰因果检验

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ER does not Granger Cause BR	125	3.0490	0.0198	ER does not Granger Cause BR	128	4.9040	0.0286	ER does not Granger Cause BR	125	3.0490	0.0198
BR does not Granger Cause ER	Granger Cause	1.1755	0.3253	BR does not Granger Cause ER	Granger Cause	1.7696	0.1859	BR does not Granger Cause ER	Granger Cause	1.1755	0.3253
LM2R does not Granger Cause BR	125	0.2832	0.8884	LDRR does not Granger Cause BR	128	0.0736	0.7866	LDR does not Granger Cause BR	125	2.0991	0.0854
BR does not Granger Cause LM2R	Granger Cause	5.1803	0.0007	BR does not Granger Cause LDRR	Granger Cause	11.2840	0.0010	BR does not Granger Cause LDR	Granger Cause	7.4963	0.0000
LM2R does not Granger Cause ER	125	0.6976	0.5951	LDRR does not Granger Cause ER	128	0.1325	0.7164	LDR does not Granger Cause ER	125	0.6338	0.6394
ER does not Granger Cause LM2R	Granger Cause	2.4949	0.0467	ER does not Granger Cause LDRR	Granger Cause	20.7936	0.0000	ER does not Granger Cause LDR	Granger Cause	2.3480	0.0585