

北京金融评论

BEIJING JINRONG PINGLUN

《北京金融评论》编辑部 编

2012年第3辑

北京金融评论

BEIJING JINRONG PINGLUN

《北京金融评论》编辑部 编

2012年第3辑

 中国金融出版社

责任编辑：张翠华

责任校对：孙蕊

责任印制：丁淮宾

图书在版编目 (CIP) 数据

北京金融评论 (Beijing Jinrong Pinglun). 2012 年第 3 辑/《北京金融评论》编辑部编. —北京：中国金融出版社，2012. 10

ISBN 978-7-5049-6593-6

I. ①北… II. ①北… III. ①金融—文集 IV. ①F83-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2012) 第 227250 号

出版 **中国金融出版社**

发行

社址 北京市丰台区益泽路 2 号

市场开发部 (010)63266347, 63805472, 63439533 (传真)

网上书店 <http://www.chinafph.com>

(010)63286832, 63365686 (传真)

读者服务部 (010)66070833, 62568380

邮编 100071

经销 新华书店

印刷 保利达印务有限公司

尺寸 185 毫米 × 260 毫米

印张 15.75

字数 275 千

版次 2012 年 10 月第 1 版

印次 2012 年 10 月第 1 次印刷

定价 38.00 元

ISBN 978-7-5049-6593-6/F. 6153

如出现印装错误本社负责调换 联系电话 (010)63263947

目 录

Contents

学术探索

动态视角下发达经济体利率与汇率相互影响机制研究	陈福中 陈 诚 (3)
中国的金融发展与经济增长关系的实证研究	刘艳梅 王丽媛 (19)
基于弹性假说的中国上市公司最优股利支付率的实证研究	史梦雯 (27)
基于期权理论的养老保险定价研究	李亚敏 (38)
ST 股 5% 涨跌幅限制对其波动性影响的实证分析	杨亚明 (48)

分析研究

影响金价走势因素分析	杨 蓉 (57)
第三方支付反洗钱监管风险不容忽视	文 京 (77)
事后监督视角下强化 TCBS 风险控制的探讨	周庆河 李才智 (82)
探索建立农业发展银行业务经营问题管理长效机制的思考	杨建军 (89)
法律服务应用价值链分析理论的实证研究	陈 璐 朱笑颜 (95)
国际碳关税发展概况与中国的应对思路	马 冰 (100)
小微金融服务实体经济的创新路径分析	刘 伦 唐若蓝 (107)

银行服务

银行服务收费与经营转型研讨会综述	宋晓源 (117)
银行服务收费与经营转型	雷 杨 (123)
商业银行开展小微企业信贷的策略选择	陆 丰 (127)

- 人民币国际化趋势下的商业银行国际化 姜 茜 (137)
- 我国银行业履行社会责任的几点思考 祁绍斌 (141)

外汇管理

- 国际资本流动对经济增长影响实证研究及政策建议 侯晓霞 (151)
- 开放我国境内个人境外直接投资外汇管理政策的研究 张流泉 (161)

保险论坛

- 北京地区保险合同纠纷诉调对接机制在化解矛盾纠纷中
发挥重要作用 芮 楠 (171)
- 欺骗投保人行为认定的法律分析 吴昕凌 (175)

学习借鉴

- 对金融监管机制改革与防范金融事件的思考 李 红 (181)
- 英国银行个人金融服务流程与我国同业之比较及借鉴 颜 畅 (186)
- 欧洲主权债务危机：产生、成因和未来走势 胡逸群 (191)
- 日本预付卡法律制度及对我国的借鉴意义 杜晓宇 (204)
- 韩国利率市场化改革及其对我国的启示 任军伟 (211)
- 解析跨国粮商在华战略推进 李 刚 (216)

农村金融

- 解决农村金融服务缺失 促进城乡统筹和谐发展 张君生 (227)
- 对我国村镇银行实现可持续发展问题的探讨 王晓勇 (236)



学术探索

动态视角下发达经济体利率与汇率相互影响机制研究^①

——基于美国和日本 2000 ~ 2010 年月度数据的证据

陈福中 陈 诚^②

摘要：发达经济体在国际经济活动中扮演着重要角色，对国际金融危机冲击的传导与扩大起着巨大作用。在非抛补利率平价理论框架基础上，本文以美国和日本为例，对发达经济体利率与汇率相互影响的动态机制进行了分析。研究发现，在美日利率与汇率相互影响体系内：变量间存在长期的均衡协整关系；变量间具有较为密切的相互作用；变量对自身的作用及其在模拟中所产生的误差可由自身所解释的部分均比另外两个变量大，并可持续到第 6 期左右。最后，结合研究结论，对今后中国的利率与汇率政策提出了战略定位。

关键词：利率与汇率 发达经济体 利率平价 国际金融危机 向量自回归模型

一、问题的提出

自 2008 年以来，国际金融危机为世界各国经济发展带来了巨大影响。此次危机较历次经济与金融危机表现出新的特点，遭受冲击的领域逐步由虚拟经济部门向实体经济部门延伸（谷克鉴，2009）。为迅速帮助经济复苏，各国竞相采用货币政策或财政政策，特别是以美国为代表的发达经济体，先后采取了量化宽松（Quantitative Easing, QE）的货币政策（如 QE1 和 QE2 等）以及扩大政府公共支出的财政政策。然而，在迅速谋求本国经济恢复与发展的同时，发达经济体却面临日渐严重的内外部债务危机。2011 年 4 月 IMF 发布的《财政监控报告》预测数据显示，2011

① 基金项目：本研究受中国人民大学研究生科学研究基金项目资助，项目编号：11XNH159。

② 作者简介：陈福中、陈诚，中国人民大学商学院博士研究生；研究方向：对外贸易与稿件产业化。

年发达经济体的国债占 GDP 的比重水平将在第二次世界大战后首次超过 100%，而对应的融资需求也将达到历史最高水平^①。此报告还特别强调了以美国为首发达经济体的债务问题，并要求其尽快实行财政重振政策，削减赤字和政府债务负担；要求日本在确定震后救灾与重建支出费用之后，将中长期的重建和财政调整二者相结合。进入 2011 年 7 月至 8 月间，美国债务危机的加剧更引发新一轮的全球经济不景气向深层次恶化。特别是 2011 年 8 月初，美国标准普尔宣布将美国信用评级从最高级别的 AAA 下调至 AA+，并将其评级前景定为“负面”，更为全球经济带来巨大震荡。与此同时，葡萄牙、西班牙、意大利以及德国等欧元区经济体也面临着十分严重的债务危机。因此，探讨经济体间，特别是发达经济体之间经济震荡的国际传导机制，可为剖析国际金融危机和由此而引致的当前债务危机的发生、发展及扩大的内源性成因提供清晰脉络。

经济体间相互作用的国际传导机制，通常经由国与国之间的各种经济活动（如进口、出口以及国际直接与间接投资等）引致外部冲击内部化（Ratts 和 Torvik, 1998）。同时，来自经济体外部的冲击，其影响还常表现出长期性的特征（谷克鉴和陈福中，2012）。而汇率作为影响国家之间货币相对价格的最为重要的因素之一，它的变化除可对贸易条件产生影响外，还可改变国际投资的成本，从而成为左右国际经济发展的重要杠杆（Hodrick 和 Vassalou, 2002）。在此轮国际金融危机中，发达经济体所遭受的影响远甚于新兴经济体，如 2008 年美国、欧元区国家以及德国在金融危机前后的产出增长率分别为 0.4% 和 -2.4%、0.6% 和 -4.1% 以及 1.2% 和 -4.9%；中国和印度的产出增长率则由 2008 年的 9.6% 和 6.4% 下降到 2009 年的 9.1% 和 5.7%^②。由此可见，发达经济体更容易受到金融危机的冲击，并引致国民经济系统内部产生一系列连锁反应，从而导致其产出的受影响程度更甚于发展中国家。由于经济规模、发展阶段以及增长质量的影响，发达经济体经济增长对汇率的影响较新兴经济体更为显著（赵志君和陈增敬，2009）。此外，在金融开放程度较高的发达经济体间，汇率、利率以及逃离资本流动的联系更为密切（张宗新，2006）。利率与汇率越来越多地成为影响发达经济体经济发展的重要因素，同时它们在国际资本跨国流动以及经济波动传导过程中起到了明显的桥梁作用。因此，分析发达经济体间利率以及汇率之间的相互影响与作用机制，对于理解发达经济体之间金融危机的传导途径以及减轻国际金融危机的冲击，具有重要的现实与政策指导

① 资料搜集整理自 2011 年 4 月 11 日，IMF 发布的财政监控报告（*Fiscal Monitor: Shifting Gears Tackling Challenges on the Road to Fiscal Adjustment*）。

② 数据搜集整理于 2010 年 7 月 IMF 网站公布的《世界经济展望》，网址：<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2010/update/02/>。

意义。

本文以发达经济体的典型代表——美国和日本为例,构建向量自回归模型,探究发达经济体间利率与汇率互动影响模型内部变量间的动态影响机制。本文的主要贡献在于从动态的视角,构建发达经济体间利率与汇率相互影响模型系统,并对系统内部变量间的动态作用机制以及不可观测的系统内部扰动因素对系统内部变量的相对作用机制分别进行分析。本文主要结构如下:第二部分在已有研究基础上,构建本研究的理论框架,并对计量分析模型进行设定;第三部分对数据的统计性特征以及平稳性进行说明;第四部分构建并检验向量自回归模型,明确利率与汇率作用系统内部变量间的相互关系,并从动态视角对该系统内部作用机制进行分析;最后,对本文的研究结论、政策含义进行归纳总结。

二、理论与模型设定

(一) 利率平价理论

对利率与汇率关系的探讨,主要集中于购买力平价(Purchasing Power Parity, PPP)、利率平价(Interest - rate Parity, IP)以及在此基础上发展起来的黏性价格(Sticky Price)汇率分析模型(Dornbusch, 1976)等几个方面,特别是利率平价理论更被人们广泛接受和应用(Chinn 和 Meredith, 2004)。在不考虑交易成本,并不对套利资金及资本流动进行限制的条件下^①,远期和即期汇率的变动率等于使用各自货币所表示的具有相似特征的资产的利率差异(Chinn 和 Meredith, 2004)。因循利率平价理论的一般分析框架,分为抛补利率平价(Covered Interest Parity, CIP)和非抛补利率平价(Uncovered Interest Parity, UIP)。假定 ER_t 为单位本币在第 t 期的外币价格, $FER_{t,t+k}$ 表示从第 t 期开始到第 $t+k$ 期结束时的远期汇率合约价值。对应地, $DIR_{t,k}$ 和 $FIR_{t,k}$ 分别表示本国和外国单位货币从第 t 期到第 $t+k$ 期的利息收入,抛补利率平价可表示为

$$FER_{t,t+k}/ER_t = DIR_{t,k}/FIR_{t,k} \quad (1)$$

分别对方程(1)两边取对数,则式(1)可重新表达为

$$fer_{t,t+k} - er_t = dir_{t,k} - fir_{t,k} \quad (2)$$

在不考虑投资者偏好的前提下,方程(2)反映了无风险套利成立的条件。进一步地,若投资者是风险厌恶型的,那么远期汇率可表示为预期的第 k 期的即期汇

^① 即满足无风险套利的条件。

率和可观测的本国相对于外国资产的风险及风险补偿溢价的差异,亦即

$$fer_{t,t+k} = er_{t,t+k}^e - r \cdot p_{t,t+k} \quad (3)$$

其中, $er_{t,t+k}^e$ 表示预期的第 k 期的即期汇率, r 为可观测到的不同国家间资产的风险, 而 $p_{t,t+k}$ 则表示单位资产风险的补偿溢价。因此, 将方程 (3) 代入方程 (2), 可得到汇率从第 t 期到第 $t+k$ 期的预期变动与各国利率差异及风险溢价的函数

$$\begin{aligned} F(er, t) &= er_{t,t+k}^e - er_t \\ &= (dir_{t,k} - fir_{r,k}) + r \cdot p_{t,t+k} \end{aligned} \quad (4)$$

在非抛补利率平价分析框架下, 风险溢价为零 (亦即风险中性条件成立) 时, 汇率变动等于当前利率的差异。

(二) 模型设定

尽管建立在利率平价理论分析框架下, 对利率与汇率关系探讨的研究很多, 但由于数据的局限^①, 已有文献更偏向于非抛补利率平价的验证, 并得到支持该理论的实证证据 (Bilson, 1981; Froot 和 Thaler, 1990; Chinn 和 Meredith, 2004 等)。特别在 Chinn 和 Meredith (2004) 的研究中, 他们发现非抛补利率平价理论对于解释国际金融剧烈波动时期的利率与汇率关系较之平稳时期更为有效。在开放经济条件下, 发达经济体多采用浮动汇率制度, 国际经济与金融的波动更易于通过汇率进行传导。因此, 分析发达经济体内部利率与汇率的相互影响, 特别是肇始于 2008 年的国际金融危机及由此而引发的一系列债务危机背景下的利率与汇率作用机制, 为应用非抛补利率平价理论构建分析系统提供了经济背景支持。

尽管非抛补利率平价理论为分析利率与汇率关系提供了静态视角的分析框架, 但这并不足以反映当前复杂且波动频繁的国际金融环境下利率与汇率的相互作用关系。为此, 本文遵循非抛补利率平价理论的分析框架, 在向量自回归模型 (Vector Auto-Regression, VAR) 基础上进一步构建动态视角下的利率与汇率相互影响关系模型。同时, 本文借助非限制性协整秩检验确定所构建模型是否具有长期稳定性, 并进一步使用 Granger 和 Block Exogeneity Wald 因果关系检验对模型系统内部变量的内生性设定进行说明, 从而构建以美日为代表的发达经济体利率与汇率相互影响模型系统。

① 风险及单位风险的远期溢价水平很难观测。

三、数据描述及平稳性检验

(一) 变量说明

一个国家的实际汇率 (Real Exchange Rate, REX) 可由本国产出的相对购买力水平来表示。根据实际汇率的定义, 它表示非可贸易 (Non-tradable) 商品与可贸易 (Tradable) 商品间价格的比例, 那么当可贸易商品相对于非可贸易商品价格上涨时, 实际汇率贬值 (Henry 和 Longmore, 2003)。但在实际计量分析中, 可贸易和非可贸易商品很难区分, 因此常采用实际汇率 (Real Exchange Rate, RER) 作为计量分析的代理变量 (Kenen, 1985)。假定名义汇率与实际汇率分别用 ER 和 RER 表示, p_f 和 p_d 分别表示外国和本国消费者物价指数, 那么实际汇率可表示为

$$RER = \frac{ER \cdot p_f}{p_d} \quad (5)$$

本文选取美国和日本作为研究对象, 主要基于其为发达经济体的代表, 研究它们之间利率与汇率的动态影响关系具有典型意义。国家之间货币相对价格的信号传递一般通过对应的利率调整完成, 因此, 美国和日本的利率分别使用两国的名义利率表示。同时为统一并便于比较, 采用两国货币在伦敦银行间同业拆借利率 (LIBOR) 表示。本文研究数据来源于 DataStream 数据库, 美日利率与汇率数据均为月度数据 (见表 1), 且汇率为即期数据。同时, 为更好地观测进入 21 世纪之后发达经济体之间利率与汇率的动态影响及作用机制, 本文将研究数据区间设定为 2000 年 1 月至 2010 年 12 月。其中, 实际汇率计算所涉及的美日两国的居民消费品价格指数 CPI 来源于经济与合作发展组织 (OECD) 统计数据库^①。

表 1 变量描述性统计结果

变量	名义汇率 (ER)	实际汇率 (RER)	美国利率 ($Libor_USA$)	日本利率 ($Libor_JPN$)
最大值	134.5900	131.1667	6.8625	1.0263
最小值	80.3950	88.1931	0.2491	0.0459
平均值	109.6893	108.7153	2.9777	0.3090
标准差	11.8829	9.7135	2.0339	0.3083

注: 表中各变量数据区间为 2000 年 1 月至 2010 年 12 月, 共得到 132 个观察值。

① 美日两国 CPI 分别均以 2005 年为基期 (=100), OECD 统计数据库网址: <http://stats.oecd.org/>。

(二) 数据平稳性分析

根据数据平稳性检验结果 (见表 2), 美国和日本对应的利率与实际汇率代理变量序列在水平 (Level) 未进行差分时均不平稳。然而, 它们的一阶差分序列则在 1% 的显著性水平上拒绝存在单位根的零假设。同时, 各单位根检验方程的 DW 统计量在 2 左右, 不存在自相关的情形。根据上述分析, 可得到美日利率与汇率各代理变量序列在一阶差分时平稳的结论, 这与 Sander 和 Kleimeier (2004) 对欧元区利率时间序列分析所表现出来特征一致。因此, 在建立向量自回归模型之前需对原始变量序列进行差分处理, 以保证变量序列的平稳性以及模型的稳定性 (Reinsel 和 Ahn, 1992)^①。

表 2 单位根检验结构

变量	检验形式 (C, T, N)	ADF 统计量	AIC 统计量	SIC 统计量	DW 统计量
ER	(1, 0, 0)	-2.1802	5.1191	5.1628	1.8007
DRER	(1, 0, 0)	-10.6275 ***	5.1504	5.1941	1.9832
Libor_ USA	(1, 1, 1)	-1.2690	0.3201	0.4075	2.0592
DLibor_ USA	(1, 1, 0)	-8.3232 ***	0.3175	0.3830	2.0501
Libor_ JPN	(1, 1, 2)	-1.5303	-2.9517	-2.8425	2.1203
DLibor_ JPN	(1, 1, 1)	-5.9737 ***	-2.9485	-2.8612	2.1050

注: ① *** 表示 1% 的显著性水平; ② D 表示差分算子, AIC 和 SIC 分别表示对应信息准则的统计量值, DW 表示 ADF 单位根检验方程的 Durbin - Watson 统计量; ③ C, T 和 N 分别表示截距项, 时间趋势和滞后阶数, 其中 N 根据 SIC 信息准则自动选取; ④ ADF 单位根检验采用单边 P 值标准 (One - Sided P - values), 检验的零假设为: 被测变量序列具有单位根, 即原序列不平稳。

四、美日利率和汇率影响机制的实证分析

(一) 向量自回归模型及其稳定性检验

在构建向量自回归模型对美国和日本利率与汇率影响机制进行分析前, 需确定模型的滞后阶数。研究表明, AIC 信息准则一般给出最大的滞后阶数, 而 SC 信息准则给出的一般则是最小的滞后阶数 (Lutkepohl, 2005)。选择合适的滞后阶数,

① 根据 Reinsel 和 Ahn (1992) 的研究, 当数据序列属于 $I(1)$ 情形时, 也可构建向量误差修正模型 (VECM)。

可消除估计过程中由于严重自相关而带来的估计不一致的情况（王爱俭和林楠，2007）。模型滞后阶数选择对应检验结果表明，在滞后 4 阶时，LR、FPE 及 AIC 统计量在 5% 显著性水平下显著（见表 3）。因此，综合考虑 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 统计量的性质及对应统计分析结果，本文选取 4 作为构建向量自回归模型的滞后长度。

表 3 向量自回归模型滞后阶数选择结果

滞后阶数	Log L 值	LR 统计量	FPE 统计量	AIC 统计量	SC 统计量	HQ 统计量
0	-154.8844	NA	0.0022	2.3922	2.4577 *	2.4188 *
1	-144.7742	19.6077	0.0022	2.3754	2.6374	2.4819
2	-136.7033	15.2858	0.0022	2.3894	2.8481	2.5758
3	-126.4743	18.9080	0.0022	2.3708	3.0260	2.6371
4	-115.4974	19.7918 *	0.0021 *	2.3409 *	3.1926	2.6870
5	-108.0175	13.1464	0.0021	2.3639	3.4122	2.7899
6	-103.5001	7.7345	0.0023	2.4318	3.6767	2.9377

注：①*表示在 5% 的显著性水平下选择对应统计量下的滞后阶数；②Log L 表示对数似然值，LR 表示序贯修正的似然比检验（Likelihood Ratio Test）下的统计量，FPE 表示最终预测误差统计量，AIC、SC 和 HQ 分别表示 Akaike、Schwarz 和 Hannan - Quinn 信息准则统计量。

依据上述模型滞后长度的选择结果，构建基于美国和日本的利率与汇率的向量自回归模型（见表 4）。分别以实际汇率（DRER）、美国利率（DLibor_ USA）和日本利率（DLibor_ JPN）为因变量以及上述三个变量的 1~4 阶滞后项为自变量，采用非限制的向量自回归（Unrestricted Vector Regression）进行估计，拟合优度分别为 0.1053、0.2318 和 0.2252。同时，从所构建模型的多项式特征根的检验角度看，所有特征根模的倒数都在单位圆内，因此可初步断定研究所建立的模型是平稳的（Lütkepohl，2007）。

表 4 向量自回归模型估计结果

自变量 \ 因变量	DRER	DLibor_ USA	DLibor_ JPN
DRER (-1)	0.0431	0.0134	-0.0006
	(-0.0954)	(-0.0082)	(-0.0016)
DRER (-2)	0.0340	0.0155	0.0030
	(-0.0923)	(-0.0079)	(-0.0015)
DRER (-3)	0.1160	-0.0079	-0.0014
	(-0.0942)	(-0.0081)	(-0.0016)
DRER (-4)	-0.1097	-0.0059	0.0011
	(-0.0940)	(-0.0081)	(-0.0016)

续表

自变量 \ 因变量	DRER	DLabor_ USA	DLabor_ JPN
DLabor_ USA (- 1)	0. 0051	0. 2683	0. 0299
	(- 1. 1128)	(- 0. 0956)	(- 0. 0185)
DLabor_ USA (- 2)	- 0. 3785	0. 0412	0. 0147
	(- 1. 1309)	(- 0. 0971)	(- 0. 0188)
DLabor_ USA (- 3)	- 3. 0582	0. 0447	0. 0175
	(- 1. 1230)	(- 0. 0964)	(- 0. 0187)
DLabor_ USA (- 4)	0. 3539	0. 2414	- 0. 0198
	(- 1. 1367)	(- 0. 0976)	(- 0. 0189)
DLabor_ JPN (- 1)	- 4. 4585	- 0. 2179	0. 0744
	(- 5. 5099)	(- 0. 4732)	(- 0. 0916)
DLabor_ JPN (- 2)	3. 9799	- 0. 1040	0. 1998
	(- 5. 5087)	(- 0. 4731)	(- 0. 0916)
DLabor_ JPN (- 3)	11. 1966	0. 6994	0. 1864
	(- 5. 4182)	(- 0. 4653)	(- 0. 0900)
DLabor_ JPN (- 4)	- 1. 1896	- 1. 4595	- 0. 1656
	(- 5. 4786)	(- 0. 4705)	(- 0. 0910)
C	- 0. 0994	- 0. 0174	0. 0023
	(- 0. 2818)	(- 0. 0242)	(- 0. 0047)
R - squared	0. 1053	0. 2318	0. 2252
模型的对数似然值	- 330. 8842	- 6. 8494	209. 9527
模型的 AIC 值	5. 2104	0. 3007	- 2. 9841
模型的 SC 值	5. 4943	0. 5847	- 2. 7002

注：①括号内的数据为对应系数的标准误差；②此模型的特征多项式根（Root of Characteristic Polynomial）平稳性条件检验（Stability Condition Check）结果显示，所有根的模（Module）的倒数都在单位圆内，模型满足平稳性条件，其中根的最大和最小模的倒数分别为 0. 7797 与 0. 5895。

为进一步验证研究所建立模型的长期均衡性，需对模型变量间是否存在协整关系进行检验（见表 5）。基于非限制性协整秩检验（Unrestricted Cointegration Rank Test）的角度，迹统计量和最大特征值统计量均拒绝存在最多 2 个协整向量的假设，亦即研究所构建的向量自回归模型存在 3 个协整方程。由此可以得到结论，模型变量间存在长期的均衡协整关系。结合前文对滞后阶数选择以及特征多项式根检验的结果，可以保证所构建模型的稳定性及模型变量间的长期协整均衡性（Saikkonen 和 Lutkepohl, 2000）。

表 5 非限制性协整秩检验的结果

协整方程的个数	特征值	迹统计量	最大特征值统计量
最多 0 个	0. 2665	74. 7797 ***	40. 9054 ***
最多 1 个	0. 1570	33. 8743 ***	22. 5455 ***
最多 2 个	0. 0822	11. 3288 ***	11. 3288 ***

注：① *** 表示 1% 的显著性水平；②检验假设存在线性决定趋势（Linear Deterministic Trend）；③在一阶差分情况下，滞后间距选择从 1 到 4 阶。

（二）利率与汇率相互影响关系分析

为探求美国和日本利率与汇率间的相互影响关系，在构建模型的基础上对变量间所存在的内生性及 Granger 因果关系进行验证（见表 6）。根据 Granger 因果及批量外生性 Wald 检验的结果，美国的利率（DLibor_ USA）的滞后项在 10% 显著性水平条件下能够很好地对美日汇率（DRER）变动进行解释；日本利率（DLibor_ JPN）的滞后项在 5% 显著性水平条件下可对美国利率变动进行解释，同时在综合考虑汇率及日本利率时，它们的滞后项也可在 5% 显著性水平条件下对美国利率变化进行解释。但是，美日汇率以及美国利率的滞后项对日本利率的解释力度明显不足，综合显著性水平为 11. 57%。

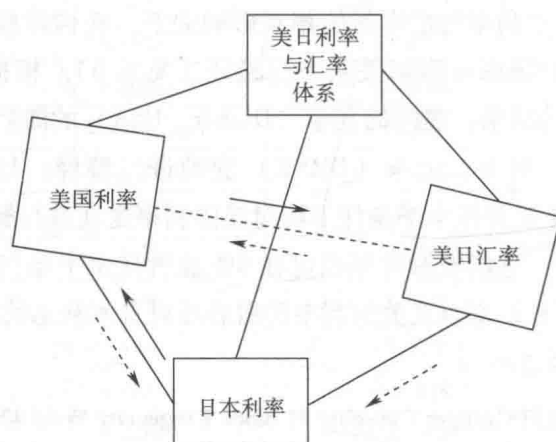
表 6 向量自回归 Granger Causality 与 Block Exogeneity Wald 检验结果

因变量	自变量	卡方统计量	自由度	概率值
DRER	DLibor_ USA	8. 4605 *	4	0. 0761
	DLibor_ JPN	5. 1924	4	0. 2681
	All	11. 1190	8	0. 1950
DLibor_ USA	DRER	7. 5329	4	0. 1103
	DLibor_ JPN	12. 2951 **	4	0. 0153
	All	18. 6902 **	8	0. 0166
DLibor_ JPN	DRER	5. 1296	4	0. 2743
	DLibor_ USA	5. 9637	4	0. 2019
	All	12. 8888	8	0. 1157

注：① *、** 分别表示 10%、5% 的显著性水平；②检验的零假设：因变量是自变量的 Granger 因果关系（Toda 和 Phillips，1993）。

基于上述 Granger 因果及批量外生性 Wald 检验的结果，研究发现，美国利率的滞后项是美日汇率的 Granger 原因，而日本利率的滞后项也可很好地解释美国利率的变动。若进一步放宽显著性水平（例如 15%）及考虑所构建模型中所有自变量的滞后项对因变量的解释力度，那么美日汇率的滞后项可在一定程度上对美国和日本

利率进行解释,同时美国利率滞后项也可对日本利率进行某种水平的解释。本文将这种视角考察的相互影响关系界定为准 Granger 因果关系 (Quasi - Granger Causality)。事实上,若单纯考虑序列间的 Granger 因果关系,美日汇率在 8 阶滞后的情况下,拒绝与美国利率存在 Granger 因果关系检验零假设的显著性水平为 0.1122;美日汇率以及美国利率分别在 2 阶滞后时拒绝与日本利率存在 Granger 因果关系检验零假设的显著性水平分别为 0.0554 和 0.0138。这可在一定程度上支持上文对显著性水平进行放松的准 Granger 因果关系分析。综合上述分析,可构建美日利率与汇率的相互影响模型(见图 1)。



注：图中实线箭头表示箭头始端变量滞后项可对箭头指向变量进行解释，即存在 Granger 因果关系；而虚线箭头则表示这种对应两个变量之间存在准 Granger 因果关系。

图 1 美日利率与汇率的相互影响模型系统

(三) 利率与汇率系统内部动态作用机制分析

为进一步探求所构建的美日利率与汇率相互影响模型系统内部变量的相互作用及动态影响关系,本文采用脉冲相应函数在控制系统内部其他变量在 t 时期及以前各期不变的情况下,模拟某个特定变量,以一个 Cholesky 标准差信息冲击对利率与汇率系统进行冲击的响应作用过程及动态影响路径。模拟过程设定脉冲响应函数追踪期数为 12 (个月)^①,同时为便于对照比较,采用美日利率与汇率三变量的合成图 (Combined Graphs) 进行分析 (见图 2)。

美日汇率 (DRER) 对自身的一个标准差信息有较强反应 (约增加 3.1255),

^① 本研究采用利率与汇率的月度数据,故 12 期对应于一年的 12 个月。