

中日两国汇率与股价指数的联动性分析

庞晓波^A 李艳会^B

(A 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

(B 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

【摘要】随着汇率限制和资本流动障碍的解除,一国的汇率与股市价格之间呈现出一种联动性。在对以利率为核心中介要素的传导机制进行理论分析的基础上,运用计量方法进行实证检验发现,外汇汇率与股市价格之间存在长期负相关关系。在长期内,我国上证综指是汇率变动的Granger原因。借鉴日本经验,我们不仅要看到人民币温和升值对股票市场价格的积极效应,同时更要重视股市泡沫破灭后的严重后果。中国可以采取循序渐进的汇率改革方式,坚持汇改的主动性、可控性以及渐进性,根据国际国内经济情况的变化适时、适度、逐步完善汇率机制,严控异常国际资本的流入,同时加强股市监管,努力营造公开、公正、透明的证券市场,为人民币将来的完全国际化提供一个市场制度基础。

【关键词】汇率; 股价指数; Johansen协整检验; VEC模型; Granger因果关系

【中图分类号】 F833.313

【文献标识码】 A

doi:10.3969/j.issn.1000-355X.2010.02.004

【文章编号】 1000-355X(2010)02-0021-07

【收稿日期】 2009-11-09

【基金项目】 985工程项目 吉林大学“经济分析与预测哲学社会科学创新基地”(985CXJD006)

教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“金融变迁中经济稳定增长与和谐发展条件识别和风险预警”(06JJD790012)

【作者简介】 庞晓波(1955-)男,吉林省榆树市人,经济学博士,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师。

李艳会(1981-)男,吉林省农安县人,吉林大学商学院博士研究生。

外汇市场和证券市场是金融市场的两个重要组成部分,汇率和股价指数则是这两个市场的核心价格形式。汇率是一国货币的价格表现形式,汇率变动反映其货币的国际购买力的变化。股价指数是动态的反映某个时期一国股市总价格水平的相对指标,股价指数的变动是国民经济情况的“晴雨表”。两者分别存在于不同的经济领域并具有相对独立的价格机制,但共同影响若干中间经济变量以优化资源的配置,进而影响相应市场的供需从而形成均衡价格。随着浮动汇率制度的确立及证券市场国际化程度的加深,以汇率为中心的货币价格形成机制及以股价指数为中心的证券价格形成机制联动性显著增强。

布雷顿森林体系的解体标志着各国开始采取有管理的浮动汇率制度,汇率限制和资本流动障

碍的解除导致汇率波动更加频繁且幅度增大,逐利性质的国际游资一旦发现有利可图,立即进入目标国家的股票市场和房地产市场,1980年代中期日本的泡沫经济正是这一现象的典型案列。日本在二战结束后经历了20多年的蛰伏发展时期,经济实力的增强给日元带来了巨大的升值压力和空间,^[1]布雷顿森林体系的解体使日本进入有管理的浮动汇率制度时期,从1973年2月到1995年4月,日元经历了3次大幅升值,大量国际游资涌入股票市场和房地产市场,导致日元升值的同时不断推高日经指数,3个日元升值周期日经指数分别累计上涨128.48%、204.53%、197.09%,大量的泡沫在资本市场堆积。^[2]随着日本当局紧缩性货币政策的推出,资本市场泡沫迅速破灭,日本经济步入了长达10多年的低迷期。

我国自改革开放以来的情况与日本相似。快速增长的经济发展速度和大量的贸易顺差导致人民币升值的压力和空间越来越大。形成更具弹性的汇率制度并逐步实现资本项目下的自由兑换是我国汇改的最终目标,借鉴日本的经验,日元 3 次升值过程导致股票市场经历了暴涨暴跌的洗礼,大量经济发展的成果被国际游资洗劫,如何从自身发展与日本历史中找到相似点和差别,使管理当局能够在明确汇率与股市之间关系的基础上,准确预测本国经济发展动向,及时运用宏观调控手段纠正经济发展过程中出现的各种问题,具有重要意义。

一、汇率与股市价格联动的传导机制

汇率^①与股价指数的联动机制存在正反两个方向:汇率变动引起股价指数变动被称为传统机制,股价指数变动引起汇率变动被称为资产组合机制。^[3]正反两个机制均以利率为核心变量,通过短期套利、资产组合、产出及利率粘性等 4 个传导路径连接汇率与股价指数,共同作用形成汇率与股价指数联动的传导机制^②。

(一)短期套利模型

如果两国之间在同一时期内存在利率差额,投资者就可以根据自己对未来汇率变动的预期进行赚取差价的套利行为,或者运用远期外汇交易进行风险规避操作,两国的双边汇率将因为资金流动和短期套利而产生波动,直至套利的空间消失,资本流入流出重新回到均衡状态。

利率平价理论的非抛补利率平价公式可以表示为:

$$1 + i = (1 + \bar{i}) \times E^e E^{-1} \quad (1)$$

其中: i 表示以本币计价的资产收益率,即本国利率, \bar{i} 表示以外币计价的相同或相似资产平均收益率,即外国利率, E 表示直接标价法下的即期汇率, E^e 表示预期在将来某个时点上的即期汇率。

国内股票市场的股票市场价格、股息年增长率与预期基期股息之间的关系可以用戈登模型简单概括如下:

$$P = D_0 (1 + g) (r - g)^{-1} \quad (2)$$

其中: P 为股价指数, D_0 为初期支付的股息, r 为股票市场的贴现率, g 为股息年增长率。可以将股票市场贴现率进一步分解成货币市场利率和股票的风险报酬率之和以引入货币市场分析,戈登模型可以重新表述成如下形式:

$$P = D_0 (1 + g) (i + i - g)^{-1} \quad (3)$$

将 (1) 式转化成 $i = (1 + \bar{i}) \times E^e E^{-1} - 1$ 并代入 (3) 式,得到短期套利公式如下:

$$P = D_0 (1 + g) [(1 + \bar{i}) \times E^e E^{-1} + \bar{i} + i - g - 1]^{-1} \quad (4)$$

在其他条件不变的前提下,股价指数 P 与本币的即期汇率 E 成反比,也就是说:股价指数上升时,伴随着本币即期汇率的下降,即本币的升值;股价指数下降时,伴随着本币即期汇率的上升,即本币贬值。戈登模型与非抛补利率平价理论共同将股票市场与货币市场连接起来,^[4]从短期套利角度揭示了汇率与股价指数之间的联动关系。

(二)通过资产组合调整的传导途径

资产组合调整角度的汇率与股价指数传导机制存在以下 3 个前提假设:第一,本国利率变动不会引起国外利率变动,即将本国抽象成开放经济下的一个较小的经济体;第二,本国居民持有资产的形式分别为本国货币 (M)、本国发行的以本币计价的股票 (D) 以及以外币计价的外国股票 (F),外国股票的供给在短期内视为恒定,其本币价值为 EF 其中 E 为直接标价法下的本币汇率;第三,本国的货币供给量视为固定不变。因此,以本币表示的本国资产总额可以表示为:

$$W = M + D + EF \quad (5)$$

在短期内,本币汇率 E 由资本市场的供求状况决定,在本国货币供给量视为固定不变的前提下,本国股价指数上涨将导致本国居民将货币投入本国股市,外国股票持有量相对减少,货币需求增加,国际资本市场上对本币的需求随之增加,本国利率上升,本国货币存在升值压力。^[5]通过资产组合调整的传导机制缺点在于前提假设过多,且整个分析过程属于短期分析,近似于一种理想状态下的一般均衡分析,但仔细分析 3 个前提假设,我们发现其与现实情况并不脱节,传导路径中的各环节可能存在敏感性问题,但传导路径是真实存在的。随着国际经济一体化程度的提高,国家间资本流动将更加频繁,资产组合调整传导机制的影响性将更加突出。

(三)通过产出机制的传导途径

本国股价指数上升可以通过财富效应、流动性效应及经常账户余额效应等 3 个渠道影响本国利率,进而影响汇率水平。此处只给出财富效应角度

的分析。马歇尔、庇古等提出的剑桥方程式如下:

$$M = KPY \quad (6)$$

产出增加将导致本币需求增加^⑤, 在本币供给量不变的前提下, 产出增加意味着本币需求大于本币供给, 本国利率上升。根据抛补利率平价公式:

$$\rho = i - \dot{i} \quad (7)$$

其中: ρ 为即期汇率与远期汇率的升(贴)水率^⑥, 和 \dot{i} 分别表示本国和外国货币市场利率。本国利率上升必然带来本币远期升值, 本币汇率上升, 本币存在远期升值预期。综上所述, 本国股价指数上升导致本国居民毕生财富的增加, 消费者支出必然随之增加, 本国货币需求增加, 在本币供给不变的前提下本国利率提高、本币升值。通过产出机制的传导途径可以表示如下:

本国股价指数上升 → 本国居民毕生财富增加
→ 本国居民消费支出增加 → 本国产出增加 → 本币需求增加 → 本国利率上升 → 本币升值

(四) 通过利率粘性的传导途径

本币升值将会导致进口商品价格的下降, 从而带来国内物价水平的下降, 国内实际利率水平随之提高。对于资金供给方来说, 实际利率上升意味着货币供给的价格提高从而增加货币供给, 而对于资金需求方来说, 实际利率上升将导致资金需求的减少, 资金供需的调整导致名义利率及名义汇率下降, 更多资金流入股市, 股价指数上升。^[6] 通过利率粘性的传导过程如下:

本币升值 → 进口商品价格下降 → 实际利率上升 → 名义利率下降 → 股价指数上升

综上所述, 理论分析结论表明汇率变动与股票市场价格变动之间存在一定程度的联动性, 利率作为两种价格关联的核心中介要素通过短期套利、资产组合调整、产出、利率粘性等传导途径发挥作用。现实世界情况是否能够支持理论分析的结论? 接下来本文将通过中日两国具体实践的对比分析, 对汇率与股价指数关联的存在性进行实证检验。

二、模型与数据

(一) 研究方法

本文采用 VAR 方法对 VAR 各定义变量中存在的协整向量个数进行识别, 同时检验因果关系的影响方向。对股价指数与汇率建立回归模型如下:

$$P_t = a + bE_t + \mu_t \quad (8)$$

其中 a 和 b 为待估计参数, μ 为非均衡误差项。首先对变量进行平稳性检验, 之后根据进行协整关系检验。在对变量进行 Johansen 协整关系检验的过程中, 首先建立最大滞后 3 期的无约束 VAR 模型, 根据 AIC 和 SC 最小信息准则确定模型的最优滞后阶数 p 并将 $p-1$ 作为 Johansen 协整检验的滞后阶数。其次确定模型是否包含趋势项和截距项, 对 5 种可能的模型形式进行检验, 最优检验形式则需要根据 AIC 和 SC 准则由相应的误差修正模型 (VECM) 确定:

$$\Delta P_{t-1} = \alpha ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta P_{t-i} + \mu_t \quad (9)$$

误差修正项 $ECM_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ 反映变量之间的长期均衡关系, 系数向量 α 反映变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的调整速度。误差修正模型的滞后阶数和具体形式与 Johansen 协整关系检验的最优形式相同。^[7] 最后, 再基于最优形式的误差修正模型进行短期和长期的 Granger 因果关系检验。其中短期 Granger 因果关系检验通过对各 VEC 模型的自变量滞后项进行弱外生性 Wald 检验实现, 长期 Granger 因果关系检验通过对各 VEC 模型的误差修正项与自变量滞后项进行 Wald 联合检验实现。

(二) 数据选取及处理

数据选取应以汇率与股价指数联动的现实背景为依据。20 世纪 70 年代以后, 日本经济高速增长, 随之而来的便是日元升值给其宏观经济带来的困扰, 特别是对股票市场的影响。布雷顿森林体系解体之后, 日本推行了有管理的浮动汇率制度, 自此以后, 日元经历了漫长的升值周期。1973 年 2 月到 3 月仅仅 1 个月期间, 日元对美元汇率累计升值 37.48%。石油危机结束后的 1975 年到 1978 年, 日元对美元汇率累计升值 66.43%。广场协议后的日元对美元汇率与股价指数走势如图 1 所示。1985 年到 1988 年间, 日元对美元累计升值 110.73%; 1990 年 5 月至 1995 年 4 月间, 日元对美元的汇率出现了一个有史以来最长的升值周期, 累计升值幅度达到 89.34%。^[8] 与此同时, 日元的持续、大幅升值吸引了大量国际游资进入股票市场和房地产市场, 日经指数在日元升值的 3 个周期中累计涨幅分别达到了 128.48%、204.53%、197.09%。日本股市到 1989 年达到

了最高点, 38 957. 44 点的日经指数代表了股市泡沫的膨胀程度, 250 倍的股价平均市盈率让日本

当局意识到紧缩性货币政策的必要性, 泡沫破灭后, 日本经济进入了长达 10 年的低迷期。^[9]

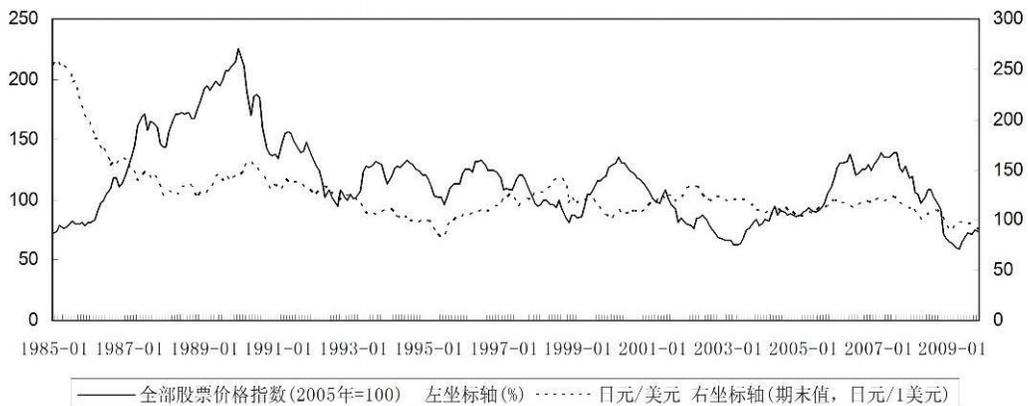


图 1 日元对美元汇率与股价指数走势(广场协议后)

中国自改革开放以来的情况与日本十分相似。^[10]经济高速增长, 贸易顺差逐渐增加, 外汇储备快速增长, 人民币升值的压力越来越大。面对各界对于人民币升值的要求, 2005 年 7 月 21 日中国人民银行宣布自此我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。以此为契机, 人民币拉开了温和升值

的序幕, 同时也带来了与日元升值期间国际游资大量涌入的同一问题。至 2009 年 9 月末, 人民币对美元汇率达到了 1: 6 829 累计升值 18. 69%。温和升值的人民币给股票市场带来机遇, 大量国际游资涌入中国股票市场, 至 2009 年 9 月 30 日上证综指收盘 2 779. 43 点, 与汇改日的 1 020. 63 点相比, 累计涨幅达到 172. 32%。^[11]



图 2 人民币对美元汇率与股价指数走势(汇改后)

从数据上看, 汇率变化与股价指数变化呈现出一定程度的联动迹象, 本币对美元汇率上升即本币贬值的过程中, 股价指数多在下降, 而本币对美元汇率下降即本币升值的过程中, 多数则伴随着股价指数的上升。以现实背景为数据选取的依据, 人民币对美元汇率及我国上证综指的数据区间选取 2005 年 7 月 ~2009 年 9 月, 即汇改后的月度数据, 日元对美元汇率及日经 225 指数的数据区间选取 1985 年 5 月 ~2009 年 9 月, 即广场协议后的月度数据。分别定义 E_t 、 E_t^* 为用直接标价法表

示的人民币和日元对美元的以 2005 年为基期的实际汇率, P_t 、 P_t^* 为上证综合指数与日经 225 指数。人民币对美元汇率和上证综合指数数据来源于中国经济信息网 (<http://www.cej.gov.cn>), 日元对美元汇率和日经 225 指数来源于国际货币基金组织 IFS 数据库 (<http://www.imfstatistics.org/inf/>)。根据汇率与股价指数联动的现实背景选取数据区间, 变量均取对数, 以消除异方差, 将指数趋势转换为线性趋势, 便于弹性分析, 且这种变换不影响变量之间的长期稳定关系和调整效应。

三、实证分析结果

(一) ADF 单位根检验

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式	统计量	P 值	结论	变量	检验形式	统计量	P 值	结论
$\ln E_{ct}$	($\tau, 0, 0$)	-1.1533**	0.7714	非平稳	$\Delta \ln E_{ct}$	($\tau, 0, 0$)	-3.0571**	0.0001	I(1)
$\ln E_{jt}$	($\tau, 0, 0$)	-0.6938*	0.8903	非平稳	$\Delta \ln E_{jt}$	($\tau, 0, 0$)	-2.7943*	0.0001	I(1)
$\ln P_{ct}$	($\tau, 0, 0$)	-1.2576*	0.6357	非平稳	$\Delta \ln P_{ct}$	($\tau, 0, 0$)	-2.9152*	0.0000	I(1)
$\ln P_{jt}$	($\tau, 0, 0$)	-1.0064**	0.8447	非平稳	$\Delta \ln P_{jt}$	($\tau, 0, 0$)	-3.1047**	0.0000	I(1)

注: 检验形式分别代表截距项、趋势项和滞后阶数, 存在截距项或趋势项分别记为 τ 和 t , 否则为 0; * 表示在 10% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设, ** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。

(二) Johansen 协整关系检验与误差修正模型

如果两个序列满足同阶单整且存在协整关系, 则这两个非平稳序列之间就存在长期稳定关系, 从而可以有效避免伪回归问题。为确定最优模型形式, 笔者按照可能存在协整关系的 5 种检验形式分别建立相应的 VEC 模型, 根据无约束 VAR 模型确定模型的最优滞后阶数为 3 最终确定协整最优滞后区间为 (1, 2) 对不同 VEC 模型进行整体评价, 根据最小 AIC 和 SC 信息准则, 最优形式确定为“序列和协整方程有二次趋势”。

Johansen 协整检验结果如表 2 及表 3 所示。各组数据迹检验和最大特征值似然比检验都在 1% 显著水平下拒绝原假设, 协整参数矩阵的秩小于等于 0 在 1% 水平下接受了协整参数矩阵的秩近似等于 1 的原假设。

表 2 $\ln E_{ct}$ 和 $\ln P_{ct}$ 的 Johansen 协整检验结果

零假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$H_0: r \leq 0$ **	0.9031	58.2165	21.8452	25.1705
$H_1: r \leq 1$	0.0693	1.8343	3.7573	6.3817

迹检验显示在 1% 显著水平下存在一个协整关系

零假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$H_0: r \leq 0$ **	0.9031	46.5132	19.7539	21.8254
$H_1: r \leq 1$	0.0693	1.8343	3.7573	6.3817

最大特征值检验显示在 1% 显著水平下存在一个协整关系

注: ** 表示在 1% 显著水平下拒绝原假设

表 3 $\ln E_{jt}$ 和 $\ln P_{jt}$ 的 Johansen 协整检验结果

零假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$H_0: r \leq 0$ **	0.8741	41.8713	19.3734	22.0951
$H_1: r \leq 1$	0.1072	1.9045	3.5706	6.1614

迹检验显示在 1% 显著水平下存在一个协整关系

零假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$H_0: r \leq 0$ **	0.8741	37.6843	18.3527	19.9407
$H_1: r \leq 1$	0.1072	1.9045	3.5706	6.1614

最大特征值检验显示在 1% 显著水平下存在一个协整关系

注: ** 表示在 1% 显著水平下拒绝原假设

对各变量进行 ADF 单位根检验。根据表 1 检验的结果, 原始序列为非平稳序列, 一阶差分序列为平稳序列。

协整检验结果表明, 股价指数与本币对美元汇率之间存在长期协整关系, 股价指数上升时, 会伴随着本币对美元汇率的下降, 即本币升值; 股价指数下跌时, 会伴随着本币对美元汇率的上升, 即本币贬值。这与我们前面的理论分析及现实数据考察的结论是一致的。两个模型的协整误差波动程度均呈现逐渐降低趋势, 汇率与股价指数呈较为稳定的相关性。我们还需要考察两个变量在变化过程中的因果关系方向, 鉴于此, 接下来我们通过汇率与股价指数之间的 VEC 模型对两个变量之间的动态关系分别进行短期和长期 Granger 因果关系检验。

(三) 短期因果关系检验

基于无约束 VAR 模型的 Grange 因果关系检验要求变量均为平稳序列, 由于本研究的原始变量均是非平稳变量, 因此短期和长期的 Granger 因果关系检验均应基于 VEC 模型进行, 需要对滞后项进行 Wald 弱外生性检验, 表 4 及表 5 给出了 χ^2 统计量及其伴随概率。

表 4 $\Delta \ln P_{ct}$ 、 $\Delta \ln E_{ct}$ 短期 Grange 因果关系检验结果

零假设	χ^2 统计量	P 值	结论
$\Delta \ln P_{ct}$ 不是 $\Delta \ln E_{ct}$ 的格兰杰因	0.6249	0.7125	接受
$\Delta \ln E_{ct}$ 不是 $\Delta \ln P_{ct}$ 的格兰杰因	2.1764	0.2817	接受

表 5 $\Delta \ln P_{jt}$ 、 $\Delta \ln E_{jt}$ 短期 Grange 因果关系检验结果

零假设	χ^2 统计量	P 值	结论
$\Delta \ln P_{jt}$ 不是 $\Delta \ln E_{jt}$ 的格兰杰因	12.3751**	0.0031	拒绝
$\Delta \ln E_{jt}$ 不是 $\Delta \ln P_{jt}$ 的格兰杰因	3.1018	0.2104	接受

注: ** 表示 χ^2 统计量在 5% 以下水平显著。

首先, 在自变量为 $\Delta \ln P_{ct}$ 、 $\Delta \ln E_{ct}$ 及 $\Delta \ln E_{jt}$ 的模型中, 在 5% 显著水平下, 原假设均被接受。在自变量为 $\Delta \ln P_{jt}$ 的模型中, 在 5% 显著水平下, $\Delta \ln P_{jt}$ 不是 $\Delta \ln E_{jt}$ 短期 Granger 原因的原假设被拒绝, 通过观察该 VEC 模型滞后项的系数并结合 $\Delta \ln E_{jt}$ 对

$\Delta \ln P_{jt}$ 一个标准差信息冲击的脉冲响应函数可做出如下判断: 日经指数变动 $\Delta \ln P_{jt}$ 对日元对美元的汇率变动 $\Delta \ln E_{jt}$ 具有负效应, 在短期内, 日经指数的变动会带来日元对美元汇率的反方向变动, 即: 日经指数 $\ln P_{jt}$ 上升, 会带来日元对美元汇率 $\ln E_{jt}$ 的下降, 也就是日元的升值; 反之, 日经指数 $\ln P_{jt}$ 下降, 会带来日元对美元汇率 $\ln E_{jt}$ 的上升, 也就是日元的贬值。

考察各向量之间的长期 Grange 因果关系, 需要对 VEC模型的 ECM项与自变量滞后项的联合显著性进行 Wald检验, 检验结果如表 6及表 7所示。

表 6 $\Delta \ln P_{ct}$ $\Delta \ln E_{ct}$ 长期因果关系检验结果

自变量	因变量	$\Delta \ln P_{ct}$		$\Delta \ln E_{ct}$	
		F统计量	P值	F统计量	P值
ECM $\Delta \ln P_{ct}$		—	—	4.5137**	0.0136
ECM $\Delta \ln E_{ct}$		1.6305	0.2064	—	—

注: **表示 F统计量在 5%以下水平显著。

表 7 $\Delta \ln P_{jt}$ $\Delta \ln E_{jt}$ 长期因果关系检验结果

自变量	因变量	$\Delta \ln P_{jt}$		$\Delta \ln E_{jt}$	
		F统计量	P值	F统计量	P值
ECM $\Delta \ln P_{jt}$		—	—	4.9152**	0.0098
ECM $\Delta \ln E_{jt}$		1.9381	0.1517	—	—

注: **表示 F统计量在 5%以下水平显著。

首先, 在因变量为 $\Delta \ln E_{ct}$ 的模型中, 在 5%显著水平下, $\Delta \ln P_{ct}$ 不是 $\Delta \ln E_{ct}$ 长期 Grange 原因的原假设被拒绝。通过观察该 VEC模型滞后项的系数并结合 $\Delta \ln E_{ct}$ 对 $\Delta \ln P_{ct}$ 一个标准差信息冲击的脉冲响应函数可做出如下判断: 上证综指变动 $\Delta \ln P_{ct}$ 对人民币对美元汇率变动 $\Delta \ln E_{ct}$ 具有显著负效应, 即: 上证综指 $\ln P_{ct}$ 上升, 会带来人民币对美元汇率 $\ln E_{ct}$ 的下降, 也就是人民币升值; 反之, 上证综指 $\ln P_{ct}$ 下降, 会带来人民币对美元汇率 $\ln E_{ct}$ 的上升, 也就是人民币的贬值。其次, 在因变量为 $\Delta \ln E_{jt}$ 的模型中, 在 5%显著水平下, $\Delta \ln P_{jt}$ 不是 $\Delta \ln E_{jt}$ 长期 Grange 原因的原假设被拒绝。通过观察该 VEC模型滞后项的系数并结合 $\Delta \ln E_{jt}$ 对 $\Delta \ln P_{jt}$ 一个标准差信息冲击的脉冲响应函数可做出如下判断: 日经指数变动 $\Delta \ln P_{jt}$ 对日元对美元的汇率变动 $\Delta \ln E_{jt}$ 具有显著负效应, 即: 日经指数 $\ln P_{jt}$ 上升, 会带来日元对美元汇率 $\ln E_{jt}$ 的下降, 也就是日元升值; 反之, 日经指数 $\ln P_{jt}$ 下降, 会带来日元对美元汇率 $\ln E_{jt}$ 的上升, 也就是日元的贬值。

四、结论与启示

为了分析汇率与股价指数的联动性, 本文在理论分析的基础上, 运用协整分析、VEC模型、Grange 因果关系检验等方法进行实证检验, 对比中日两国的现实背景及实证结果, 基本结论与启示如下:

第一, 汇率变动引起股价指数变动的传统机制在实证结果中未得到体现, 无论在短期和长期, 汇率的变动不会引起股价指数的变动。股价指数变动通过短期套利、产出及资产组合途径引起汇率变动的传导机制在实证结果中得到了验证: 在短期, 日经指数的变动会带来日元对美元汇率的反方向变动, 即日经指数上升会带来日元的升值, 日经指数下降会带来日元的贬值; 在长期, 日经指数的变动会带来日元对美元汇率的反方向变动, 上证综指的变动会带来人民币对美元汇率的反方向变动。

第二, 在资本项目没有实现自由兑换的前提下, 人民币升值对股市的影响必然会受到一定程度的限制, 这可能跟我国股票市场正处于成长完善期有关, 许多方面如体制、结构等均没有达到日本等发达国家的水平。然而未雨绸缪是十分必要的, 人民币温和升值的积极效应并不显著, 但股市泡沫破灭的严重后果是可以预料的, 提前采取措施减轻人民币升值对股票市场的负面影响是十分必要的。

第三, 在本币升值以前, 中日两国都采取了出口导向型的发展战略, 我国经济经历了若干年的快速发展, 外汇储备大量累积, 在经济实力大幅增强的同时本币面临着巨大的升值压力, 各方面对于本国货币升值存在一定的心理预期, 大量国际游资在高额利润的驱使下纷纷涌入国内股票市场, 股市泡沫逐渐形成。在这种背景下, 政府必须积极疏导流动性, 对跨境短期资本流动给予及时、必要的监控, 外汇监管当局要严控异常国际资本的流入。同时, 加大力度规范上市公司行为, 加强股市的监管, 努力营造公开、公正、透明的证券市场。

第四, 在长期内, 我国上证综指是人民币对美元汇率变动的 Grange 原因。日元在布雷顿森林体系解体后的升值是被动升值, 我国的汇率改革可以看作是主动升值, 虽然方式不同, 但同是为了扭转国际收支顺差过大的不利局面。然而, 货币

升值的效果却并不明显。由于我国贸易结构的特殊性, 在人民币温和升值的过程中贸易顺差并未减少。鉴于此, 必须采取循序渐进的汇率改革方式, 坚持汇改的主动性、可控性以及渐进性。根据国际国内经济情况的变化适时、适度、逐步完善汇率机制, 伴随着资本项目的开放不断推进人民币汇率的浮动, 为人民币将来的完全国际化提供一个市场制度基础。

注释:

- ① 如无特殊说明, 文中理论分析过程中的汇率均为实际汇率。
- ② 在以下的传导机制分析中, 如无特殊说明, 汇率均是在直接标价法下标明的汇率。
- ③ 财富效应的一个基本前提假设是消费的生命周期理论, 即消费者会按时间均匀的对其消费支出进行安排。金融财富增加所带来的毕生财富的增加是居民整体消费支出增加的决定性因素, 从而导致本币需求增加。
- ④ $\rho = (f - e) e^{-1}$, 伪远期汇率。

参考文献:

- [1] 李蕊. 日本企业应对日元升值的策略研究 [J]. 东北亚论坛, 2008 (1): 102—106
- [2] 高培道, 张婧. 日本泡沫经济与金融监管 [J]. 现代日本经济, 2009 (2): 18—25

- [3] Abdalla I SA, Murinde V. Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines [J]. Applied Financial Economics, 1997 (7): 25—35
- [4] 宗毅君. 人民币汇率形成机制改革对中日贸易利益格局的影响 [J]. 东北亚论坛, 2007 (3): 32—37
- [5] 洪宇, 郑琼洁. 经济发展模式路径依赖与日本经济长期萧条——基于日元实际汇率正反馈效应的解释 [J]. 现代日本经济, 2009 (6): 30—34
- [6] 刘纪显, 吕江林. 人民币名义升值是否“人民币升值” [J]. 数量经济技术经济研究, 2008 (4): 3—16
- [7] 吕江林, 李明生, 石劲. 人民币升值对中国股市影响的实证分析 [J]. 金融研究, 2006 (6): 13—18
- [8] 宋建军, 林翔. 关于日元国际地位影响因素的实证分析 [J]. 现代日本经济, 2009 (4): 11—17
- [9] 张兵, 封思贤, 李心丹, 汪慧建. 汇率与股价变动关系: 基于汇改后数据的实证研究 [J]. 经济研究, 2008 (9): 70—81
- [10] 孙少岩. 日元升值与人民币升值的比较分析 [J]. 现代日本经济, 2008 (6): 16—20
- [11] 平力群, 刘轩. 从战后日本经济波动解读日本经济体制的变迁 [J]. 现代日本经济, 2009 (3): 1—9

责任编辑 刘歌与

Analysis of Comovements between Exchange Rates and Stock Prices The case of China and Japan

PANG Xiao-bo^A LI Yan-hui^B

(A) Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun, Jilin 130012, China

(B) Business School of Jilin University, Changchun, Jilin 130012, China

Abstract: Deregulation in exchange rates and international capital flow may generate a comovement between exchange rates and stock prices of a country. This study conducts a theoretical analysis of the transmission mechanism with interest rates as the intermediate variable. Empirical results show a significant long-run negative association between foreign exchange rates and stock prices. For China, the long-run Granger causality runs from Shanghai Stock Index to RMB rates. The lessons of Japan suggest that positive effects of RMB appreciation on share prices can be followed with serious consequences upon the burst of stock market bubble. A gradual approach may ensure the initially controllability and graduality of the exchange rate reforms. China should control the pace of the reform progress according to the changing international and domestic economic situations, tighten restrictions on abnormal capital inflow and strengthen the market supervision in order to build an open, fair and transparent securities market as well as the institutional fundamentals for RMB internationalization.

Key Words: Exchange Rates; Stock Prices; Johansen Cointegration Test; Vector Error Correction Model; Granger Causality