

中国行业指数收益率 与人民币汇率动态联系实证分析

文/舒家先 谢远涛

摘要: 本文在控制了 Fama-French 三因素以及流动性风险因素基础上, 通过人民币汇率与股价的 Threshold-GARCH 效应检验及基于广义残差 GED 模型的建立, 从行业的角度实证分析中国股市与汇率波动的关系。实证结果表明样本期部分行业存在汇市到股市的价格溢出效应, 但价格溢出效应不能反映行业进、出口依存度等特征; 同时还检验到行业股指收益存在显著 ARCH 与 GARCH 效应, 并且具有很强的波动持久性; 而且部分行业门槛系数显著异于 0, 表明存在显著的杠杆效应。

关键词: 人民币汇率; 行业指数收益率; Threshold-GARCH 模型

一、引言

2002 年以来, 我国贸易顺差不断扩大, 外汇储备不断创历史新高, 人民币被低估的呼声不断高涨, 人民币升值压力日益强烈。于是, 2005 年 7 月 21 日人民币汇率改革正式启动, 开始实行以市场为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。自此, 在一致的、持续的升值预期推动下, 人民币呈现了单边的升值走势, 由多年基本稳定的 8.27 元/美元升值到目前的 7.20 元/美元左右, 汇改以来以累计升值 7.54%。与此同时, 持续萎靡了 3 年之久的股市亦启动了新一轮大牛市行情, 上证综指、深圳成指屡创新高。上证综指由 1000 点左右启动到突破 4000 点大关仅花了 20 个月的时间。汇市与股市趋同走势成为当前中国经济理论界和实务界关注的焦点。汇率调整与股市收益之间通过怎么的途径联动, 二者间有什么样的动态关系, 尤其是基于人民币升值预期大量流入的国际短期套利资本有没有推动股市泡沫的形成? 这些都是亟须理论界研究的重大课题。

查阅大量文献可知, 部分学者对发达市场国家汇率与股市收益之间关系分别从市场和行业层面利用不同方法进行了深入研究, 但仍没有一个统一的结论。其原因可能在于大部分采用的是单变量或双变量模型, 并且没有控制影响股市收益的其他风险因素, 导致拟合不充分, 模糊了汇率与

股市之间的关系; 尤其是基于行业层面研究汇率与股市收益关系时, 仍是利用 CAPM 模型仅剔除了 风险, 而 Fama 和 French(1992) 证明 风险并不能解释股票价格的变化。同时有关外汇市场开放多少受限的新兴市场国家二者关系研究的文献很少; 而实证研究中国市场二者关系的文献更少, 从笔者掌握的文献来看, 从行业层面考虑中国股市与外汇市场关系的文献尚且空缺。

所以本文力图从行业层面, 基于多因素资产定价模型, 在剔除 Fama 和 French(1993) 三个风险因素和流动性风险因素的基础上, 通过人民币汇率与行业股市收益的 Threshold-GARCH 效应检验及模型建立, 以期发现中国行业股市收益率与人民币汇率的动态联系, 从而弥补已有实证研究在变量选取偏少和没有控制其他风险因素的不足; 同时提供在资本市场受限条件下新兴市场国家中汇率与股市收益动态关系的来自中国市场方面的证据; 并且也为投资者控制资产组合风险、汇率风险和政府决策部门制订宏观经济调控政策提供一定的理论依据。

二、数据与研究方法

(一) 变量选取与数据来源

考虑到汇率波动对具有不同进出口依存度、面临不同国际竞争程度的行业作用强度和作用方向可能不同, 从而股市综合指数可能无法准确反映汇率波动的影响。因此, 为了分析中国汇率改革以后人民币汇率变动对股市收益的影响, 本文拟选择行业视角进行分析, 从而选择中国各行业股市收益率(y_t)作为被解释变量。行业选择依据天相证监会行业指数提供的 30 个行业划分。与已有的实证研究文献中采用有效汇率指数作为自变量(如 Aggarwal(1981) Bahmani-Oskooee(1992))相一致, 解释变量选择人民币名义有效汇率指数收益率。此外, 引入其它一些可能对因变量产生影响的因素作为控制变量。Fama 和 French(1993)实证研究提出三因素模型, 认为市场因子、规模因子和价值因子是解释股市收益变化三个风险因素; 同时 O Hara 等(1995)认为股票市场存在流动性溢价, 流动性高的股票平均收益越低。本文分析汇率对股市收益率的影响或者说股市是否对外汇风险

价了,就必须控制 Fama-French 三因素和股票流动性风险因素的影响。因此本文引入上证指数收益率 R_{SHZZ} 来表征市场因子,引入 SMB(小规模公司股票相对于大规模公司股票超额收益率)来表征规模因子,引入 HML(高净市率的股票相对于低净市率的股票超额收益率)来表征价值因子;同时引入换手率(n)变量来测度资产流动性,剔除资产的流动性溢价。

Granger 等(2000)认为日度数据更适合分析资本市场短期变化,同时考虑到中国汇率改革启动至今时间较短,因此,样本选择 2005 年 7 月 22 日至 2007 年 5 月 25 日日度数据。由于中国股市、汇市和国外股市、汇市交易日的差别,

本文按照日期匹配,并剔除缺失值,共获得样本数据 430 个。考虑到 2005 年 7 月 21 日汇改后人民币对美元汇率一次性升值 2%以上,故选择 22 日作为样本起始日;而截止 2007 年 5 月 25 日是基于数据的可得性。

文中行业指数、行业换手率数据来源于天相数据库,计算 SMB、HML 的原始数据来源于中信风格指数数据库,其他数据都来源于国泰安 CSMAR 数据库。

为了缓解股市和汇率价格波动程度,本文采用几何对数收益率,即令上证指数收盘价、证监会行业指数收盘价、人民币名义有效汇率指数 t 日的价格为 P_t , 则第 t 日的对数收益率为 $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$, 从而得出收益率样本数据 429 个。人

表 1 汇率影响显著的行业实证结果

	采掘业 (-3)	电子类 (-1)	建筑	石油 化工	金属 (-1)	运输 仓储	房地产 (-3)	金融 保险	金属制品 (-2)	木材 家具
条件均值方程										
C	0.0002	-0.0003	0.0001	0.0001	0.0000	-0.0006	0.0001	0.0002	-0.0005	-0.0003
(P)	0.3226	0.0268	0.5705	0.5262	0.7833	0.0136	0.4753	0.3860	0.0345	0.2558
R_NEER	-0.3822	-0.3192	-0.3295	0.0177	-0.2283	-0.3164	0.3879	0.2882	0.5587	1.0875
(p)	0.0183	0.0419	0.0146	0.0177	0.0887	0.0324	0.0453	0.0346	0.0216	0.0000
R_SHZZ	1.1119	1.0806	1.0749	1.0243	1.0308	0.9400	1.0945	1.1099	1.1157	0.9176
(p)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SMB	--	0.7979	0.6859	0.5899	0.1635	0.1254	0.2528	-0.5382	0.2839	0.5213
(p)	--	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
n	--	--	--	--	--	0.0002	--	--	--	--
(p)	--	--	--	--	--	0.0393	--	--	--	--
条件方差方程										
C	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
(p)	0.1838	0.0508	0.3970	0.1560	0.3719	0.0845	0.3745	0.1128	0.1729	0.0240
α_1	0.0966	0.1574	0.0939	0.0989	0.0810	0.1401	0.1062	0.1024	0.0830	--
(p)	0.0045	0.0007	0.0074	0.0057	0.0034	0.0040	0.0019	0.0094	0.0325	--
α_2	0.8983	0.7903	0.9061	0.8711	0.9550	0.8466	0.9007	0.8391	0.8813	0.9553
(p)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
α_3	--	--	--	--	-0.0797	--	--	--	--	--
(p)	--	--	--	--	0.0257	--	--	--	--	--
GED	1.4121	1.7152	1.4323	1.6530	4.7939	1.4697	1.2074	1.3977	1.4073	1.6093
(p)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.7108	0.8337	0.8218	0.8814	0.7858	0.7196	0.5504	0.7358	0.6510	0.4792
\bar{R}^2	0.7059	0.8309	0.8188	0.8794	0.7817	0.7142	0.5429	0.7314	0.6451	0.4705
DW	1.8460	1.8189	1.8336	1.9739	1.8440	1.6831	1.8407	2.0341	1.9242	1.8973
AIC	-8.1663	-8.5840	-8.5250	-9.1828	-8.5642	-8.5048	-7.4751	-8.0458	-7.6568	-7.2252
SC	-8.0902	-8.5081	-8.4492	-9.1063	-8.4789	-8.4186	-7.3990	-7.9700	-7.5808	-7.1949
F	146.73	300.84	277.30	440.77	192.16	132.83	73.11	167.46	111.64	55.33

人民币名义有效汇率指数计算采用贸易加权平均,即名义有效汇率指数

$$NEER = \prod_i \left(\frac{R_i}{R_{bi}} \right) W_i \times 100, \quad i=1,2,3,4$$

其中 R_i 为 i 国对人民币的名义汇率, R_{bi} 为 i 国货币对人民币的基期名义汇率(本文选择 2005 年 7 月 22 号为基期), W_i 为 i 国在人民币有效汇率中的权重。规模因子(SMB)、价值因子(HML)依据中信证券公司编制的中信系列风格指数收益率计算得出,即

SMB=中信小盘-中信大盘

HML=(大盘成长+中盘成长+小盘成长)/3-(大盘价值+中盘价值+小盘价值)/3。

(二) 模型选择

为了考察股指上升或下降可能引起收益率波动的非对称反应,我们选取 TGARCH(p,q) 模型来对汇率变化与股市收益动态建模。对于滞后阶数的选择,本文通过反复试算,滞后阶数为 (1,1) 时, AIC 取值最小,根据赤池信息准则(AIC)我们选择 TGARCH(1,1) 模型。TGARCH 模型最早由 Glosten 等(1993)提出,其均值方程和方差方程分别为:

$$y_t = X_t \beta + u_t$$

$$u_t = \varepsilon_t \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 u_{t-1}^2 I_{t-1}$$

$$\{\varepsilon_t\} \text{ i.i.d.}(0,1)$$

式中: X_t 为解释变量列向量, β 为系数列向量; $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, I_{t-1} 是一个哑变量:当 $u_{t-1} < 0$ 时, $I_{t-1} = 1$; 其他情况下 $I_{t-1} = 0$ 。TGARCH 模型相对 GARCH 模型,引入了项,从而股市价格下降的新息 ($u_{t-1} < 0$) 与股市价格上涨的新息 ($u_{t-1} > 0$) 会引起条件方差的变化不同。上涨时 $\alpha_3 u_{t-1}^2 I_{t-1} = 0$, 其影响程度用系数 α_1 测度; 而下跌时的影响程度用 $\alpha_1 + \alpha_3$ 表示。若显著不为 0, 则股市价格涨跌信息对未来股价波动的影响是非对称的。

另外,对所有数据进行单位根检验,发现行业收益率、市场收益率以及人民币名义有效汇率指数收益率都是平稳的,但都有尖峰厚尾的特征。考虑到数据分布本身的特点,采用广义残差分布 GED (Nelson, 1991), 建立 TGARCH 模型,部分行业因为非对称性不显著而建立 GARCH 模型。

三、实证研究结果与分析

为了研究人民币汇率与股市收益的价格和波动溢出效应,本文基于 GED-TGARCH(1,1) 模型,在控制了其他因素对股市收益的影响以后估计了汇率与股市收益之间的动态变化,利用 SAS9.1 对模型进行估计,结果如表 1 所示。其中 p 是伴随概率。另考虑到新兴资本市场有效性,本文根据数据情况对名义有效汇率指数收益率 (R_NEER) 选择不同的滞后期。

条件均值方程实证结果(表 1)显示了人民币汇率与股市收益的价格变化关系。从表 1 能清楚看到人民币汇率波动对中国行业股票收益率的影响因为行业的不同而

不同,人民币有效汇率指数收益率的变化对采掘业、电子类行业、建筑业、金属类、石油化工、运输仓储行业产生负的影响;对房地产行业、金融保险行业、金属制品、木材家具行业产生正的影响。对其他 20 个行业影响不显著。说明在控制了其他因素对行业股票收益的影响后,人民币汇率风险只在部分行业股票价格中得到反映,且价格变化方向与行业的进、出口依存度以及所面临的国际竞争水平强弱等行业特性不一致。这一结果与现金流导向模型 (Flow-oriented, Dornbusch and Fischer, 1980) 结论不相符,该模型认为币值上升会降低企业的国际竞争力从而减少产出和收入,股票价格下降。即出口导向型企业因人民币升值降低了国际竞争力,从而会导致企业基本面恶化股票价格下降;而进口导向型企业却恰好相反,会受益于人民币升值;国内市场导向型企业会因其面临国际竞争程度不足,汇率波动风险对其影响不显著。但实证结果显然与该经典理论相背离,如房地产、运输仓储和建筑行业做为典型的国内市场导向型行业,却都在 5% 显著水平下与汇率波动显著相关;而纺织服装等典型的出口导向型行业,汇率波动风险在行业收益率中却没有得到合理反映。

同时,均值方程实证结果还表明上证指数收益率在解释中国各行业指数收益率时都在 1% 水平下显著;规模因子 (SMB) 在解释行业收益时显著(采掘业除外)但价值因子 (HML) 30 个行业全部不显著。说明基于行业的资产组合收益没有检验到价值型股票(高净市率)收益高于成长型股票(低净市率)收益的效应,但检验到小规模公司比大规模公司股票具有更高的收益率。同时换手率在解释行业指数收益率时仅运输仓储、纺织服装、电器器材、公用事业、医药、制造业、其他制造和综合类 8 个行业时显著,而且其中仅有其他制造类行业换手率与收益率负相关,其余都显著正相关,这一结果显然与流动性溢价理论相背离。

条件方差方程实证结果反映了股票市场的时变波动性和波动聚集效应。从表 1 中看到,除木材家具行业 α_3 以外,其余行业 α_1 , α_2 都在 1% 显著水平下均显著异于 0, 表明样本期中国行业股市收益率序列存在显著的 ARCH 与 GARCH 效应,并且 α_1 和 α_2 之和都接近 0.99, 说明行业指数收益率存在波动的持久性。但门限系数 (α_3) 在金属、木材家具、其他制造、传播文化、有色金属等 5 个行业显著为负,在电器器材、公用事业和农林牧渔等 3 个行业显著为正,其他行业不显著。这表明中国部分行业股市价格的波动呈现非对称性,即存在杠杆效应;尤其是金属等 5 个行业杠杆系数为负,表示相同幅度的股票价格指数上涨比股票价格指数下跌带来更大的未来波动性。这一结论与“波动-反馈”假设不符,因为股市波动性增加时理性人必然要求有更高的预期股票收益,即股票价格下降而不是上升。

四、研究结论

本文基于广义误差分布(GED)的 TGARCH 模型框架,在控制了其它因素对股市收益率的影响后,实证分析了人民币汇率与中国行业股市收益之间的动态关系,得出的主要结论如下:

我国上市公司现金持有量

的时间与行业差异实证分析

文/张凤

摘要: 本文以 1994-2003 年连续 4 年以上有数据的上市公司为样本,运用描述性统计、Kruskal-Wallis 非参数检验以及 Tamhane 或 LSD 均值检验的方法,探讨公司现金持有量的时间和行业差异。发现我国上市公司现金持有存在明显的时间差异和行业差异,其中,我国上市公司现金持有的时间差异主要反映在 1999-2003 年与其他年度间的差异;现金持有行业间差异主要表现在信息技术业、房地产业与其他行业间的差异。造成时间差异的原因在于宏观经济走势和股权融资难易程度。造成行业差异的原因在于各行业现金持有影响因素及目标现金持有的调节速度存在显著差异所致。

关键词: 现金持有量;行业差异;时间差异;非参数检验;均值检验

一、引言

现金持有量是公司中流动性最强的资产,同时也是获利最低的资产。然而,世界性的大公司如福特、通用、IBM,

1994 年的现金持有量分别为 138、107、105 亿美元。我国上市公司 1994-2003 年平均现金持有量为 2.63 亿元人民币。为什么公司普遍持有大量现金呢?是否存在最优的现金持有量? Modigliani and Miller (1958) 将现金视为净现值为 0 的投资,并提出在信息对称的完美市场条件下,现金持有多少无关紧要;在非完善市场条件下,公司会根据其规模、行业、负债率等持有不同的现金量。由此,现金持有量的影响因素受到普遍关注。

然而,国内外学者对于现金持有量的时间特征以及行业差异较少做细致深入的探讨。Dittmar, Smith (2004)、Harford et al (2004) 对美国公司不同行业的现金持有量作了描述性统计分析; Ozkan A. and N. Ozkan (2004)、Jani et al (2004) 仅是在回归分析中加入行业以及时间虚拟变量,但并未报告相关的行业和时间特征;对于现金持有量的时间特征几乎没有像 Dittmar, Smith (2004) 等对行业那样的专门描述。

本文的主要目的在于: (1) 分析我国上市公司现金持有量的时间趋势以及在不同年份的现金持有量差异; (2) 分析上市公司现金持有量的行业差异以及在相同年份不同行业

(1) 人民币汇率波动对中国行业股票收益率的影响因行业的不同而不同,人民币汇率风险只在部分行业股票价格中得到反映,且价格变化方向与行业的进、出口依存度以及所面临的国际竞争水平强弱等行业特性不一致。

(2) Fama 三因素中市场因子和规模因子对中国行业股市收益有显著解释力,但价值因子不显著;换手率只能解释运输仓储等 8 个行业的收益率,并且行业换手率与行业收益率正相关,与流动性溢价理论相左。

(3) 样本期行业指数收益率波动在 1% 的水平下存在显著的 ARCH 与 GARCH 效应,且 ARCH 与 GARCH 之和接近 0.99,说明行业指数收益率存在波动的持久性。

(4) 部分行业指数收益率存在显著的 TGARCH 效应。门限系数在金属等 5 个行业显著为负,即股市价格上涨比同等幅度的股市价格下跌会引起未来股市的波动性更大;在电器器材等 3 个行业门限系数显著为正,即股市价格下跌比同等幅度的股市价格上涨会导致未来股市的波动性更

大。

参考文献:

[1] 坎贝尔、罗、麦金雷著. 金融市场计量经济学[M]. 朱平芳等译. 上海: 上海财经大学出版社, 2003.

[2] 克里斯·布鲁克斯著. 金融计量经济学导论[M]. 邹宏元主译. 成都: 西南财经大学出版社, 2005.

作者单位: 安徽财经大学经济与金融学院

中国人民大学财政金融学院/统计学院

(责任编辑: 范乔希)