

证券市场流动性和宏观经济的实证研究

汤旻琦 刘锦

(厦门大学金融系, 福建 厦门 361005)

【摘要】本文收集了2001年1月到2012年6月间的季度数据对我国证券市场流动性和宏观经济之间的关系进行实证分析,发现两者间存在正的相关关系,并且这种关系在深圳市场中表现的尤为明显。结果表明,宏观经济决定了股市流动性的趋势成分,但不决定股市流动性的波动成分。股市的流动性包含了宏观经济变化的信息,能在一定程度上预示宏观经济走向。

【关键词】流动性 HP 滤波法 单位根检验

一、引言

2007年,美国次贷危机发生后开始在全球范围内迅速蔓延,并逐渐演化金融危机,对许多国家和地区的证券市场流动性造成了极大的冲击。此轮危机中,我们发现美国股市的流动性与宏观经济之间存在着密切的联系,实体经济下滑之前,证券市场就已经开始出现流动性紧缩的状况,股市“晴雨表”的功能得到体现。这种联系在我国的证券市场中是否也存在呢?本文试图通过对沪深两市流动性指标与宏观经济变量的季度数据进行实证分析,来探究我国证券市场流动性与宏观经济的关系以及内在机制。

二、文献综述和理论基础

目前,国外文献中关于证券市场流动性与宏观经济关系的研究主要从两个角度出发。一些学者从经济变化影响股市流动性的角度出发来探求两者的关系。Longstaff (2004)认为投资者预测经济状况将发生变化时,他们会调整自己的资产组合来应对经济形势的改变(流动性资产转移效应, flight to liquidity),当这一行为被大多数投资者采用时会导致市场流动性变化。Brunnermeier (2009)认为危机发生时,市场流动性和资金流动性的相互强化机制导致流动性螺旋式下降,金融机构将资金转移到低保证金的金融资产上去,进一步改变了股市流动性。另一些学者从证券市场流动性影响宏观经济的角度来研究两者的关系,其中研究证券市场流动性与经济增长关系的文献占了绝大多数。如Levine (1991)构建的内生经济增长模型,股市风险改变了投资者激励,并通过效率和资源改变了稳态的经济增长率。Kyle (1984)、Holmstrom (1985)则认为证券市场机制增强了公司治理,对实体经济产生正面影响。

国内学者在这一领域的研究多集中在研究证券市场流动性特征或证券市场与宏观经济关系上。刘勇 (2004)研究表明股价指数和居民消费价格指数之间存在一种正相关关系,和货币供应量、利率之间存在一种负相关关系。陈梦根 (2005)认为沪深两市股价变动与宏观经济变量之间并未表现出协整性特征,在样本期内,中国证券市场与国民经济之间尚未呈现稳定的长期均衡关系。马进、关伟 (2006)通过协整分析和Granger因果检验指出我国股票市场与宏观经济存在着联系,但是这种关系很弱且相互影响的程度还不明显。

三、样本选择和实证分析

(一) 变量选择和数据收集

考虑我国证券市场的市场特征和数据可得性,本文选择换手率和Illiquidity非流动性指标(ILR)来衡量我国股市的流动性。换手率从市场深度(depth)对流动性进行度量的, Illiquidity从市场深度和市场宽度两个维度对流动性进行度量。

换手率: $H_{i,T} = \frac{V_{i,T}}{M_{i,T}}$, 其中 $V_{i,T}$ 为第*i*只股票在T期内的交易

量, $M_{i,T}$ 第*i*只股票的流通总股数。换手率越大,表明证券持有时间越短,流动性越大;反之,则流动性越小。

Illiquidity: $ILR_{i,T} = \frac{|r_{i,T}|}{S_{i,T}}$, 其中 $ILR_{i,T}$ 表示第*i*只股票或指数在T期的非流动性比率; $r_{i,T}$ 表示第*i*只股票或指数在T期的收益率; $S_{i,T}$ 表示第*i*只股票或指数在T期的交易金额。ILR衡量了一定交易量引起价格变动幅度的大小, ILR越大说明流动性越差。

本文选择上证综指和深圳成指作为沪深两市的代表,分别计算两种指数的换手率和非流动性比率。为了便于数据处理,计算出的非流动性比率ILR统一乘以 10^{13} 。宏观经济变量包括真实GDP, 真实消费(CONS), 真实投资(INV)和利率,其中真实投资用经价格调整的全社会固定资产投资代替,真实消费用经价格调整的社会消费品零售总额代替,利率选择目前市场化程度较高的全国银行间同业拆借利率(7天年化利率)代替。本文数据主要来自于Wind数据库、国家统计局和中国人民银行网站,样本区间为2001年第一季度到2012年第二季度的季度数据,使用Excel和Eviews6.0beta进行数据处理和实证分析。

(二) 实证分析

第一步,通过X-12-AA法对时间序列进行调整以消除季节性影响,得到调整后的序列再取一阶差分,得到dGDPSA、dCONSSA、dINVSA。对以上序列进行单位根检验,结果如表1所示,可见dGDPSA、dCONSSA和dINVSA是平稳的。

表1 单位根检验

		t-Statistic	Prob.*
D(GDPSA)	ADF test statistic	-4.291233	0.0016
Test critical values;	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	
D(CONSSA)	ADF test statistic	-10.07286	0.0000
Test critical values;	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	
D(INVSA)	ADF test statistic	-2.815358	0.0670
Test critical values;	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

第二步,对证券市场流动性数据进行处理。由于外汇占款等原因,导致我国基础货币投放相对于实体经济而言是过量的,因此文章使用HP滤波法将我国证券市场流动性分解为两个部分,一部分是与经济发展相适应的趋势成分,另一部分是受心理预期、短期政策等因素影响较大的波动成分,原理如下:

假设换手率 $\{h_t\}$ 包含趋势成分和波动成分, $\{h_t^T\}$ 是其中含有的趋势成分, $\{h_t^C\}$ 是其中含有的波动成分。

$$h_t = h_t^T + h_t^C, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

换手率 $\{h_t\}$ 的 HP 滤波分解问题就是使下面损失函数最小, 即:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (h_t - h_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(h_{t+1}^T - h_t^T) - (h_t^T - h_{t-1}^T)]^2 \right\}$$

由于本文所选取的是季度数据, 所以 λ 取值为 1600。用软件处理得到换手率趋势成分 $\{h_t^T\}$ 和波动成分 $\{h_t^C\}$, 并对非流动性比率 ILR 采取相同的处理方式。

第三步, 进行回归分析。本文的基本模型如下:

$$y_{t+1} = \alpha + \gamma \cdot y_t + \beta_1 \cdot x_t^T + \beta_2 \cdot x_t^C + \beta_3 \cdot r_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

被解释变量 y_{t+1} 为 $t+1$ 期宏观经济变量, 分别用 d GDP, d CONS, d INV 代入; y_t 为 t 期的宏观经济变量; x_t^T 为 t 期的流动性指标, 其中 x_t^T 为流动性指标的趋势部分, x_t^C 为流动性指标的波动部分, 分别将换手率 h 和非流动性比率 ILR 代入; r_{t+1} 为 $t+1$ 期的利率。文章使用 OLS 法估计上述模型。

表 2 给出了宏观经济变量对换手率的回归结果。 h_t^T h_t^C (沪市) 和 $h2_t^T$ $h2_t^C$ (深市) 的系数基本上为正数, 可见换手率与宏观经济变量之间存在正相关关系, 即当证券市场流动性较好的时候, 意味着良好的宏观经济形势。从系数和显著性对比来看, 深市与宏观经济之间的联系更为密切。

表 2 模型的回归结果 (换手率指标)

y_{t+1}	<i>const</i>	y_t	h_t^T	h_t^C	r_t	R^2	\bar{R}^2
dGDPSA	3560.69*** (4.82)	0.05 (0.34)	12.15 (0.87)	34.24* (1.97)	-1302.76*** (-4.53)	0.47	0.40
dCONSSA	1521.02** (2.58)	-0.55** (-3.67)	3.94 (0.34)	22.21 (1.08)	-558.63** (-2.35)	0.34	0.26
dINVSA	1613.66 (0.87)	-0.45** (-2.89)	0.358 (0.01)	70.06** (2.03)	-320.17 (-0.43)	0.23	0.14
y_{t+1}	<i>const</i>	y_t	$h2_t^T$	$h2_t^C$	r_t	R^2	\bar{R}^2
dGDPSA	3590.19*** (4.79)	0.06 (0.42)	18.562* (1.98)	30.39** (2.15)	-1318.29*** (-4.56)	0.46	0.40
dCONSSA	1504.71** (2.53)	-0.55** (-3.76)	-1.26 (-1.08)	33.55** (2.16)	-556.33** (-2.35)	0.34	0.26
dINVSA	1738.90 (0.94)	-0.46** (-2.91)	52.47 (1.08)	73.78** (2.10)	-353.69 (-0.48)	0.23	0.14

表 3 给出了宏观经济变量对非流动性比率 ILR 的估计结果。沪深两市 ILR 指标的系数基本上为负数, 意味着股市的流动性与宏观经济之间存在着正向关系, 验证了上表结论。

表 3 模型的回归结果 (非流动性比率指标)

y_{t+1}	<i>const</i>	y_t	$ILR1_t^T$	$ILR1_t^C$	r_t	R^2	\bar{R}^2
dGDPSA	3140.27*** (4.25)	0.12 (0.84)	-2.80* (-1.69)	-1.97* (-1.85)	-1307.98*** (-4.49)	0.45	0.38
dCONSSA	1677.75** (2.77)	-0.55*** (-3.82)	-1.35 (-0.39)	0.61 (0.31)	-554.63** (-2.35)	0.34	0.26
dINVSA	1951.06 (1.02)	-0.46*** (-2.92)	-0.92 (-0.08)	-0.42 (-0.079)	-433.14 (-0.58)	0.21	0.11
y_{t+1}	<i>const</i>	y_t	$ILR2_t^T$	$ILR2_t^C$	r_t	R^2	\bar{R}^2
dGDPSA	3135.23*** (4.15)	0.11 (0.74)	-1.69* (-1.73)	-2.15 (-1.08)	-1308.48*** (-4.44)	0.44	0.37
dCONSSA	1690.34*** (2.77)	-0.54*** (-3.74)	-9.77* (-1.84)	-1.09 (-0.74)	-551.38** (-2.35)	0.35	0.28
dINVSA	1928.34 (1.00)	-0.46*** (-2.91)	-1.41* (1.76)	-1.28** (-2.16)	-430.69 (-0.58)	0.21	0.11

为了进一步理解宏观经济变量与股市流动性之间的引导关系, 文章使用格兰杰因果检验进行分析, 滞后阶数根据 AIC 和 SC 信息准则确定, H1、H2 分别为沪、深市场的换手率, HPTRENDH1、HPTRENDH2 为趋势成分, CH1、CH2 为波动

成分。结果显示换手率趋势成分和 GDP 的 Granger 因果关系在沪深市场中都较为显著, 验证了经济发展决定股市流动性长期趋势的理论; 而换手率、波动成分与 GDP 的 Granger 因果关系在沪深两市截然不同, 表明深市与宏观经济的联系更为密切。

表4 格兰杰因果检验结果

双向 Granger 因果检验			滞后期: 3
原假设 H0	F 统计量	概率值 (P)	因果关系
GDP does not Granger Cause H1	2.73641	0.16091	否
H1 does not Granger Cause GDP	0.81926	0.49347	否
GDP does not Granger Cause HPTRENDH1	4.07660**	0.02530	是
HPTRENDH1 does not Granger Cause GDP	4.87882***	0.00702	是
GDP does not Granger Cause CH1	0.60617	0.61615	否
CH1 does not Granger Cause GDP	1.37320	0.26990	否
GDP does not Granger Cause H2	0.72893	0.54281	否
H2 does not Granger Cause GDP	4.07807**	0.01528	是
GDP does not Granger Cause HPTRENDH2	3.68173**	0.02276	是
HPTRENDH2 does not Granger Cause GDP	4.13782**	0.01440	是
GDP does not Granger Cause CH2	0.61689	0.60835	否
CH2 does not Granger Cause GDP	3.77183**	0.02077	是

四、结论

本文收集了2001年1月到2012年6月间的季度数据对我国证券市场流动性和宏观经济之间的关系进行实证分析,得到以下结论:首先,我国证券市场流动性与宏观经济间存在着密切的正相关关系;其次,深市流动性要大于沪市,与宏观经济间的联系也更为紧密;最后,宏观经济形势决定了证券市场流动性的基本趋势。可见随着我国证券市场的市场化进程,其与实体经济的联系也越来越紧密,股市“晴雨表”功能开始发挥效力,宏观经济变化通过上市公司、投资者行为、监管层政策在股市中得到体现。本文的研究成果也在一定程度证明了我国证券市场 and 宏观经济之间的信息传导机制是有效的,可以从证券市场流动性变化中捕捉宏观经济的走势。

参考文献

[1]Ran Lu and John Glascock. Macroeconomic Effects on Stock Liquidity [J]. Journal of Financial Economics, 2010.

[2]Randi Næs, Johannes Skjeltorp, Bernt Arne Ødegaard. Stock Market Liquidity and the Business Cycle [J]. Journal of Financial Economics, 2009.

[3]陈梦根. 中国证券市场价格波动与宏观经济协同性的实证研究 [J]. 经济管理, 2005 (16).

[4]刘勇. 我国股票市场和宏观经济变量关系的经验研究 [J]. 财贸经济, 2004 (04).

[5]马进, 关伟. 我国股票市场与宏观经济关系的实证分析 [J]. 财经问题研究, 2006 (08).

[6]俞琳. 中国股票市场流动性实证研究 [D]. 厦门大学, 2005.

作者简介:汤旻场(1987-),女,汉,浙江台州人,厦门大学金融系研究生,研究方向:金融市场与机构投资者;刘锦(1988-),男,汉,湖北武汉人,厦门大学金融系研究生,研究方向:金融市场与机构投资者。

(责任编辑:刘影)

(上接第245页)

的医疗保障,但是现在在一个地区所施行的合作医疗制度比较单一,没有根据农民的不同层次来进行具体的划分,无法满足不同农民的不同等级、不同层次的医疗保障需求,所以,要针对不同的消费群体来建立不同等级的医疗保险制度,这样才能达到不同层次的医疗保障水平对全体农民的支持,实现合作医疗制度的意义,提高农民的生活水平和健康状况,才能促进农业经济的发展,实现农村的和谐发展。

四、总结

经过全方位的实例调查研究表明,我国的合作医疗制度整体上为农民的医疗保障方面发挥了重要作用,农民从中受益,但是,由于制度的不健全以及管理机制的不完善,在具体的运行中仍然存在很多问题,通过采取科学的措施,针对具体的问题研究对应的解决方案,政府和集体要加大资金投入力度,通过完善补偿模式来调节基金的基本分配,让农民得到更多的实惠,实现农村合作医疗基金制度实施的意义。

参考文献

[1]纪爱卿. 试论新型农村合作医疗试点工作中的几个关系 [J]. 中国初级卫生保健, 2006(1):12-13.

[2]谭湘渝,樊国昌. 新型农村合作医疗保险制度补偿模式研究——兼与质疑“大病统筹”模式者商榷 [J]. 经济体制改革, 2007(04):152-155.

[3]葛延风,贡森. 中国医改:问题·根源·出路 [M]. 北京:中国发展出版社, 2007:134.

[4]韩俊,罗丹. 中国农村卫生调查 [M]. 上海:上海远东出版社, 2006:140.

[5]王枝茂. 新型农村合作医疗制度模式选择——以山西为例的实证分析 [J]. 中国流通经济, 2007 (2): 43-47.

(责任编辑:刘影)