

# 国际投机资本流动与金融风险传染相关性分析

柏宝春

(中南财经政法大学金融学院, 湖北 武汉 430073)

[摘 要] 随着经济贸易的日益全球化,我国经济与世界经济的联系越来越密切,资本项目可兑换程度日益提高,由此带来具有高风险性、投机性和超短期性特征的国际投机资本在我国大规模频繁流动和炒作,给我国的金融市场与实体经济正常运行带来不利影响并引致一定的金融风险。对我国而言,当前迫切需要加强对短期投机资金流动的监管,加快构建开放条件下我国金融风险预警指标体系,谨慎稳妥地推进资本账户开放,采取各种措施预防和减弱国际金融危机传染。

[关键词] 国际投机资本;金融风险传染;预警指标体系;内外均衡

[中图分类号]F831 [文献标识码]A [文章编号]2095-3410(2013)03-0096-08

## 一、引言

20 世纪 90 年代以来,随着国际资本流动自由化程度的提高,金融风险跨国传染性日益增强,与此同时接连爆发了 1992 年欧洲货币危机,1994-1995 年墨西哥金融危机,1997-1998 年亚洲金融危机,1998 年俄罗斯金融危机,1998-1999 年巴西金融危机,2001 年阿根廷金融危机,2008 年全球金融危机和 2010 年欧债危机,学者们普遍认为国际投机资本跨境流动自由化程度的提高与金融风险传染之间存在直接的因果关系,并就这一问题展开深入的分析研究。

Stiglitz(1998)从金融自由化角度出发,认为如果时机尚不成熟或者条件尚不具备时就进行金融自由化,会增加整个金融体系的风险,加剧银行体系的脆弱性,严重时会导致金融危机爆发<sup>[1]</sup>。2004 年以来,Copula 函数、GARCH 模型等非线性研究方法被提出并应用到金融风险传染分析中,Edwards(2005)运用 Copula 函数,分析一国经济增长与国际投机资本流动的关系,发现资本账户开放程度高的国家面临的外源性风险更大,受金融风险传染的概率也越高<sup>[2]</sup>。Edwards(2009)运用多国数据的面板 probit

模型,分析国际收支账户开放程度(包括资本账户开放和贸易开放)的提高会不会增加一国受到外部金融风险传染的可能性,结果表明开放程度和受风险传染可能性之间存在明显正相关性<sup>[3]</sup>。

自 20 世纪 90 年代以来,国内学者在国外经典模型的基础上,结合中国实际情况,对国际投机资本流动与金融风险传染关系进行研究,提出一些适合我国国情的指标体系来构建中国的金融风险预警系统,防范跨境资本流动对国内宏观经济所带来的冲击。

夏凡生,李勋(1999)基于 KLR 法,构建金融风险传染预警系统结构模型,结合中国的实际数据进行了实证分析<sup>[4]</sup>;姜波克(2002)按跨境资本流动与金融风险传染相关性设计了一套系统性与非系统性的金融风险预警指标体系,分析了资本高度流动下投机冲击的“放大效应”及政策防范<sup>[5]</sup>;钟伟,巴曙松等(2004)借鉴在国际上影响广泛的 STV 横截面回归模型和 KLR 信号分析法对中国发生金融危机的可能性进行实证分析<sup>[6]</sup>;张礼卿(2004)从宏观经济和金融部门两个层面考察了资本账户开放过程中的资本过度流入对金融不稳定的影响和作用过

[基金项目] 本文是国家社会科学基金项目“防范和化解金融风险问题研究”(项目编号:10CJY040)的阶段性成果。

[作者简介] 柏宝春(1971-),男,山东烟台人,中南财经政法大学金融学院博士研究生。主要研究方向:金融机构与金融风险管

程<sup>[7]</sup>。

在分析国际投机资本流动对国内实体经济和金融影响方面,刘惠好,闻婷(2005)分析了国际短期资本流入的影响因素及对我国的影响,并提出相关政策建议<sup>[8]</sup>;李剑峰,蓝发钦(2007)对发展中国家资本账户开放与金融风险传染之间的关系进行了实证研究<sup>[9]</sup>;裴平,方先明(2007)对中国的短期国际资本流入及其动机进行分析<sup>[10]</sup>;尹宇明,倪克勤等(2009)在梳理金融风险预警相关研究成果的基础上,首先提出一套具有强警戒功能的金融风险评价指标体系,从宏观、中观和微观 3 个层面上考虑<sup>[11]</sup>;王雪标(2009)基于 Panel Logit 模型实证分析了资本流动控制与抑制金融风险、货币危机的关系<sup>[12]</sup>;马勇,陈雨露(2010)分析了资本账户开放与系统性金融危机之间的关系<sup>[13]</sup>;娄伶俐,钱铭(2011)从法规标准和事实变量的角度,对国内外资本账户开放的主要测量指标和方法进行了归纳和比较,对构建一个全面衡量一国资本账户开放度的综合指标模式进行了展望<sup>[14]</sup>。田拓(2011)分析了金融危机后 IMF 提出的关于管理资本流入的政策框架的背景及主要内容,并对我国管理跨境资本流入提出相应的政策建议<sup>[15]</sup>。

已有研究表明,国际投机资本流动的经济效应一直为国内外学术界所关注,总的来讲,对投机资本流动与金融风险传染相关路径的分析,不同学者有不同的见解,针对资本跨境流动与金融风险传染相关性所展开的量化分析,亦是智仁互见。本文运用 2007—2011 年的宏观经济月度数据,量化分析投机资本流动与金融风险传染之间的相关性,以掌握两者之间存在的关联性规律,为我国更好地把握资本账户开放进度,构建金融风险预警指标体系,应对金融风险传染冲击提供有效的理论和实证依据。

## 二、投机资本流动引致我国金融风险实证分析

如上所述,学界系统研究跨境资本流动与金融风险传染机制始于 1992 年欧洲货币危机,此后 1997 东南亚金融危机、2008 年美国次贷危机所表现出的较强传染性也为相关研究提供了很好的样本。这些研究通过热钱流入对汇率、经常账户、国内信贷、金融体系等的实证分析,大都得出了国际投机资本的大量流入会恶化金融环境、实际汇率升值、增加

通胀压力,从而影响实体经济的结论。

近年来,随着我国经济、金融国际化程度的不断提高,国际投机资本引致金融风险的问题日益引起人们的关注,国内学者对于这方面的研究很多,但仍存在较多争论和分歧。

结合上文对国际投机资本与金融风险传染机制的分析以及我国的具体情况,本文认为投机资本通过影响货币市场、资本市场、房地产市场和大宗商品市场,进而对我国实体经济产生实质影响,其作用机制可简单描述为:投机资本大量流入→引起货币市场、资本市场、房地产市场和大宗商品市场的剧烈波动,产生市场资产泡沫→使得资产价格偏离自身实际价值,投机资本外逃→引起泡沫破灭、资产价格大幅下降→导致市场剧烈波动→银行不良资产增加→对实体经济产生影响。

### (一) 变量选择及样本描述

#### 1. 变量选择

本文选取六个变量,即国际投机资本(X)股票价格指数(SI)、房地产价格指数(HI)、货币供应量(M2)、国内生产总值(GDP)和汇率(ER)。样本选取区间为 2007 年 7 月至 2011 年 12 月的月度数据,样本数据来源于中国宏观经济数据库、中国国家统计局数据库、和讯网等。

#### 2. 样本描述

##### (1) 国际投机资本(X)

由于国际投机资本规模本身估计比较困难,本文采用以下计算方法,即国际投机资本 = 外汇储备增量 - (外商直接投资 + 贸易顺差),其中,外汇储备增量 = 当月外汇储备总量 - 上月外汇储备总量,贸易顺差 = 出口总额 - 进口总额。由我国月度外汇储备增量(WH)、外商直接投资(FDI)和贸易顺差(TR)的数据,可得其走势图(如图 1)所示:

从图 1 可以看出,自 2007 年 1 月至 2011 年 12 月以来,我国的外商直接投资的变化趋势比较稳定,平均每月为 67.74 亿美元;图中对外进出口差额(除 2010 年 3 月外)均为正值,表明近年来我国的对外贸易以顺差为主,但是 2009 年以后我国对外贸易顺差迅速减小,这与全球经济受危机影响严重下滑有关。2008 年底以来,我国外汇储备增量变化幅度较大,无论流入流出都远远超过以前年份。

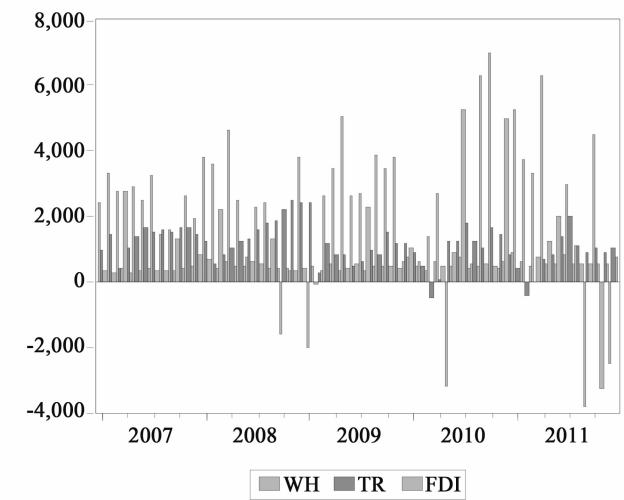


图 1 外汇储备增量(WH)、外商直接投资(FDI)、贸易顺差(TR)

我国国际投机资本规模的变化如图 2 所示。从图中我们可以看出 2007 年之前流入我国的国际投机资本规模的波动幅度较小,而 2007 年之后国际投机资本波动较大,这说明我国的国际投机资本由于国际经济形势动荡流入流出更加频繁。

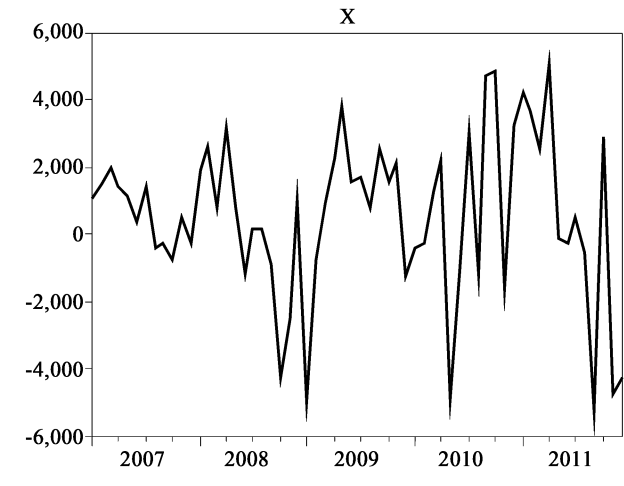


图 2 我国国际投机资本(X)规模

(2) 股票价格指数(SI)

考虑到国际投机资本的投机特点,对于股票市场,选用上证综合指数的最高股价指数来表示,具体的走势见图 3。

从图中可见上证综指的走势呈现下跌形态,2007 年 10 月达到最高点位 6429.680 点,以后急速下降,2011 年底上证指数年终报收 2179 点,年跌幅 21.7%。

(3) 房地产价格指数(HI)

房地产市场的价格走势用房地产销售价格指数

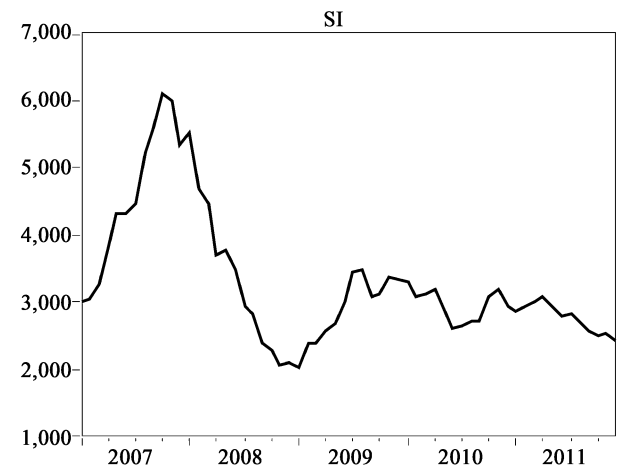


图 3 股票市场价格走势图

来表示,如图 4 所示。由其走势可以看出,我国房价 2005 年 7 月到 2007 年 10 月,房屋销售价格指数呈现快速上涨趋势,但在 2007 年 10 月后这种上涨趋势明显减弱,这可能由于全球金融危机开始显现,拖累了我国的房地产价格。而 2008 年下半年开始为应对全球金融危机,我国政府采取积极的财政和货币政策,在 4 万亿经济刺激计划和放松房贷等政策刺激下,我国的房价在这段时间有了小幅度的上升趋势。2010 年初我国先后出台了一系列房贷调控政策,使得房价上涨趋势趋缓。

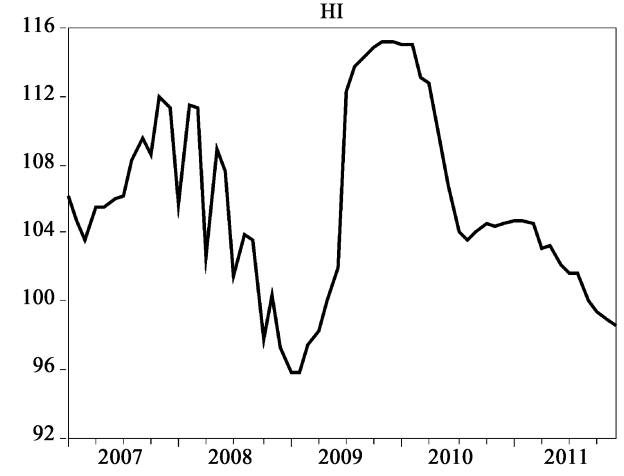


图 4 房地产市场价格走势图

(4) 货币供应量 M2

货币供应量的走势如图 5 所示。由图 5 的走势可以看出近年来我国通货 M2 呈现持续上升的趋势。其中,2005 年 7 月到 2008 年 11 月间通货的增长趋势相对稳定,但 2008 年 12 月以后通货迅速增加,这与中央政府出台的四万亿经济刺激方案和施行适度宽松的货币政策有关。

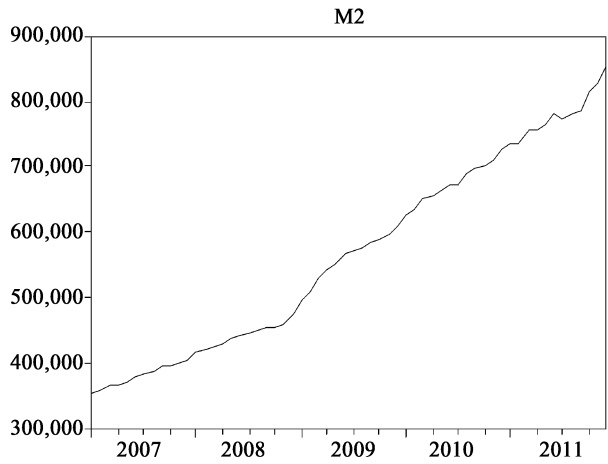


图5 货币供给量的走势图

(5)国内生产总值(GDP)

图6描述了国内生产总值的月度走势情况,可见2007-2011年我国GDP上下虽有所波动,但总体呈现上升趋势。

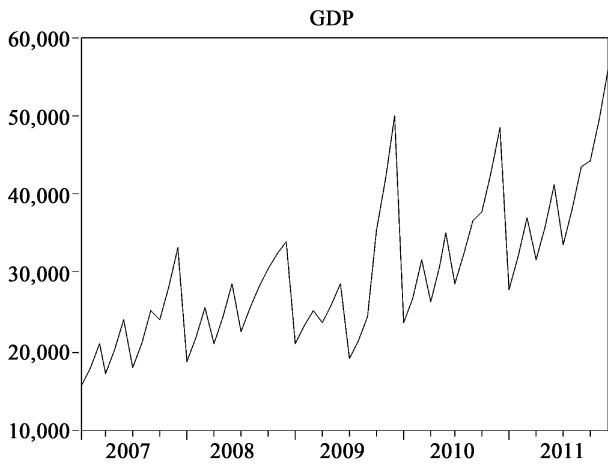


图6 国内生产总值GDP的走势

(6)汇率(ER)

汇率的描述选取美元兑人民币的名义汇率,如图7所示。2007年7月到2008年6月人民币对美元不断升值,而2008年6月到2010年上半年,人民币对美元的汇率保持相对稳定,2010年下半年人民币又呈小幅升值的走势。人民币升值预期是国际投机资本进入我国境内寻找套汇机会,从而导致流入国内的跨境投机资本增加的主要原因之一。

(二)国际投机资本对我国资本市场和房地产市场影响的实证分析

根据理论分析并结合我国实际情况,可以认为国际投机资本主要影响我国股票市场和房地产市场的稳定性。但是由于现实中很难区分出股票市场和

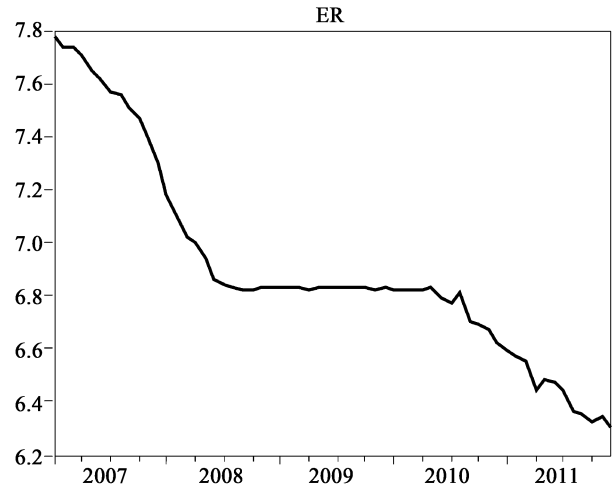


图7 美元/人民币汇率走势图

房地产市场中的热钱,因此,本文将上证综合指数和房屋销售价格指数合成一个指标,记为Y,权重各取其1/2。由于国际投机资本(X)对汇率(ER)和货币供应量(M2)影响很大,并且股票市场和房地产市场对其很敏感,因此在研究这两个市场总的影响时需要加入汇率和货币供应量这两个变量。下面通过构建向量自回归模型VAR和GARCH模型,来分析变量之间的因果关系以及国际投机资本、汇率、货币供应量对合成指标的影响情况。

1. ADF 单位根检验

先对变量进行平稳性检验,检验结果如下:合成指标一阶单整,国际投机资本平稳,汇率二阶单整,货币供应量一阶单整。具体结果如下表所示:

表 1 合成指标一阶差分的单位根检验			
		t 统计量	P 值
ADF 检验统计值		-3.457828	0.0008
检验临界值	1% 水平	-2.606163	
	5% 水平	-1.946654	
	10% 水平	-1.613122	

表 2 国际投机资本的单位根检验			
		t 统计量	P 值
ADF 检验统计值		-5.711379	0.0001
检验临界值	1% 水平	-4.121203	
	5% 水平	-3.487845	
	10% 水平	-3.172314	

2. 对主要变量构建向量自回归模型 VAR 并进行 Granger 因果关系检验

(1)国际投机资本与汇率

建立汇率二阶差分与国际投机资本的 VAR 模型,根据 AIC 准则,取滞后 4 阶的向量自回归模型,基于 Granger 因果关系检验来解释两者的关系。

表 3 汇率二阶差分的单位根检验			
		t 统计量	P 值
ADF 检验统计值		-7.603647	0.0000
检验临界值	1% 水平	-4.133838	
	5% 水平	-3.493692	
	10% 水平	-3.175693	

表 4 货币供应量一阶差分的单位根检验			
		t 统计量	P 值
ADF 检验统计值		-7.691499	0.0000
检验临界值	1% 水平	-4.124265	
	5% 水平	-3.489228	
	10% 水平	-3.173114	

表 5 变量的 Granger 因果关系检验			
原假设	F 统计量	df	Prob
国际投机资本对人民币升值非 Granger 因果关系	2.55008	4	0.0523
人民币升值对国际投机资本非 Granger 因果关系	1.21017	4	0.3201

Granger 因果关系检验结果显示:人民币汇率升值会引起国际投机资本流入,同时国际投机资本流入也会对人民币升值产生影响。

(2)合成指标、货币供应量与国际投机资本三者的关系

考虑平稳性,我们建立合成指标(Y)的一阶差分、货币供应量(M2)的一阶差分和国际投机资本(X)的 VAR 模型,根据 AIC 准则,确定取滞后 1 阶的向量自回归模型,基于 Granger 检验来解释两者的关系。

表 6 变量的 Granger 因果关系检验			
原假设	F 统计量	df	Prob
合成指标对货币供应量非 Granger 因果关系	0.25307	1	0.6170
货币供应量对合成指标非 Granger 因果关系	1.30723	1	0.2579
国际投机资本对货币供应量非 Granger 因果关系	0.07108	1	0.7908
货币供应量对国际投机资本非 Granger 因果关系	0.01332	1	0.9086
国际投机资本对合成指标非 Granger 因果关系	0.68304	1	0.4122
合成指标对国际投机资本非 Granger 因果关系	0.12653	1	0.7234

基于 Granger 因果关系检验结果表明,如表 6

所示:只有国际投机资本对货币和标准货币存在较弱 Granger 因果关系,其他变量之间都不存在 Granger 因果关系。可见国际资本的流入会引起国内的货币发行量增加,而通货增加又会引起通货膨胀压力增大等一系列问题。

(3)国际投机资本与合成指标的趋势成分的关系

运用 HP 滤波方法将合成指标中的长期趋势部分分离出来,剩下的为波动部分,从而来考察国际投机资本对合成指标的趋势部分的影响。合成指标经过 HP 滤波方法后得到结果如图 8 所示的趋势部分和波动部分:

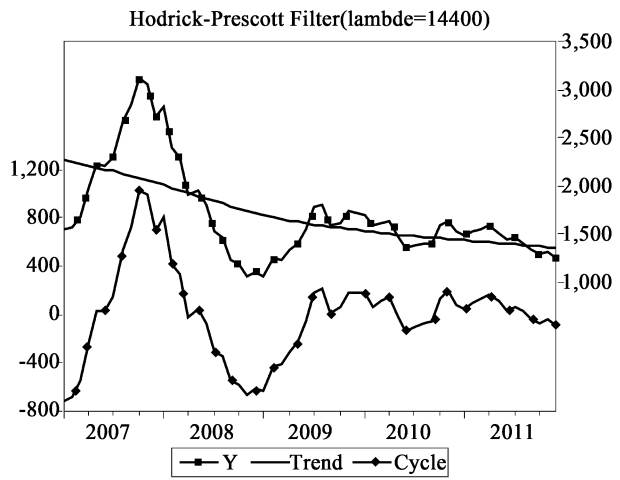


图 8 合成指标经过 HP 滤波

对合成指标的趋势部分进行单位根检验得出,其为一阶单整,从而建立合成指标趋势部分的一阶差分与国际投机资本的 VAR 模型,根据 AIC 准则确定滞后阶数为 1,Granger 因果关系检验见下表:

表 7 变量的 Granger 因果关系检验			
原假设	F 统计量	df	Prob
合成指标趋势部分上升对国际投机资本流入非 Granger 因果关系	31.7754	1	6.E-07
国际投机资本流入对合成指标趋势部分上升非 Granger 因果关系	884.414	1	4.E-35

基于 Granger 因果关系检验结果表明,国际投机资本对合成指标的趋势部分存在较强的 Granger 因果关系,同时,合成指标的趋势部分对国际投机资本也存在较强的 Granger 因果关系,即国际投机资本的流入会引起合成指标长期趋势的上升,反之亦然,这进一步说明了热钱对我国证券市场和房地产市场存在着一定程度的影响。

(4) 国际投机资本与房地产价格指数的关系

同样运用 HP 滤波方法将房地产价格指数中的长期趋势部分分离出来,从而考察国际投机资本对房地产价格指数趋势部分的影响。房地产价格指数经过 HP 滤波后得到如图所示的趋势部分和波动部分:

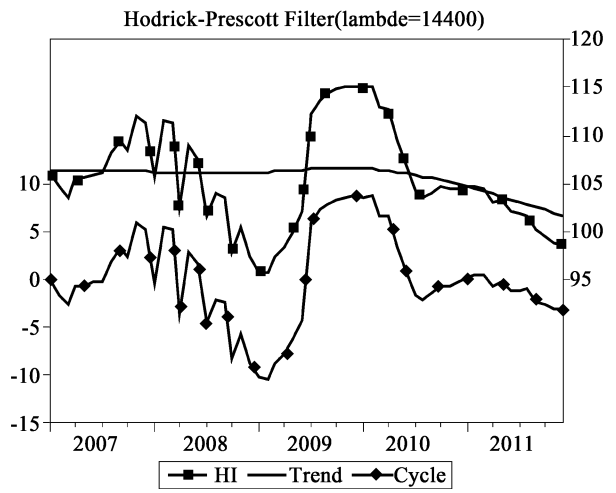


图9 房地产价格指数经过 HP 滤波

滞后一阶的 Granger 因果关系检验结果表明,房地产价格指数的趋势部分对国际投机资本不存在显著的 Granger 因果关系,而国际投机资本对房地产价格指数的趋势部分存在着显著的 Granger 因果关系,即国际投机资本的流入会引起房地产销售价格长期趋势的上涨,这也是我国房地产市场出现泡沫的原因之一。

表8 变量的 Granger 因果关系检验

原假设	F 统计量	df	Prob
国际投机资本流入对房地产价格指数的趋势部分非 Granger 因果关系	9.87763	1	0.0027
房地产价格指数的趋势部分对国际投机资本流入非 Granger 因果关系	0.38535	1	0.5373

3. 协整分析

结合上述分析可知,人民币升值、房地产价格上涨会促使跨境投机资本的流入,而投机资本流入反过来又会进一步促使房地产价格、股票价格和国内货币发行量的增加,进而带来经济、金融运行风险。以下从三个方面分析国际投机资本对资本市场和通货的影响:首先分析投机资本对合成资本的影响;其次研究投机资本对合成指标收益的影响;最后研究投机资本对通货的影响。

(1) 国际投机资本与合成指标

建立 GARCH 模型,经比较选择 GARCH(2,1)

的各系数较显著,拟合结果如下表:

表9 模型的拟合结果

	GAECH(2,1)
C(均值方程)	-3913.057
X	1.528415
ER	289.8846
M2	0.001784
C(方差方程)	92354.06
$\sigma^2_{t-1}$	-0.856230
$\varepsilon^2_{t-1}$	0.601415
$\varepsilon^2_{t-2}$	0.511772

经比较最终选择 GARCH(2,1) 的各系数均很显著,残差项不存在条件异方差(如表9所示):

$$Y = -3913.057 + 1.5284X + 289.8846ER + 0.0018M_2 + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\sigma^2_t = 92354.06 + 0.6014\varepsilon^2_{t-1} + 0.5118\varepsilon^2_{t-2} - 0.8562\sigma^2_{t-1} \tag{2}$$

从上述模型可以看出,投机资本对合成指标的影响为正。可见投机资本流入会引起合成指标上涨,相反,投机资本流出又会引起合成指标下降。大规模投机资本的流入流出将会造成金融市场巨大波动,导致金融风险。

(2) 国际投机资本与合成指标收益

考虑建立合成指标的收益模型,即研究国际投机资本(X)、货币和标准货币(M2)、汇率(ER)对合成指标收益(ln y)的影响。通过 Johansen 检验可知上述变量存在协整关系,用最小二乘法对模型进行回归,模型拟合如表10所示:

表10 模型的拟合结果

	模型1拟合结果	模型2拟合结果	模型3拟合结果	模型4拟合结果
C	3.314303 ***			
X	0.000873 **	0.000771 *	0.006230 ***	0.005978 ***
ER	0.277139	0.714153 ***	0.178395	
M2		1.23E-06 **	2.06E-06 ***	-1.01E-06
AR(1)	0.002505	0.002504	0.972566 ***	0.967958 ***
MR(1)	0.002504	0.002503		

注:上标\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%,5%,1%的显著水平下通过检验。

通过对比可以看出模型4的所有解释变量的参数估计都显著,建立如下模型

$$\ln Y_t = 0.005978X_t + 0.967958\varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

其中 R - squared = 0.926648,说明模型拟合性较高。

可以看出国际投机资本对合成指标收益为正向影响,即投机资本流入会促使合成指标收益的增加,同样,国际投机资本的流出也会引起合成指标收益的减少。

(3) 国际投机资本对货币政策的影响

考虑国际投机资本和汇率对货币供给量(M2)的影响,利用 Johansen 检验判断变量的协整关系,并用最小二乘法估计模型后的残差,建立 GARCH 模型,根据 AIC 准则和显著性检验结果最后选用最优模型 GARCH(1,1),拟合结果如表 11:

表 11	模型的拟合结果
	GAECH(1,1)
C(均值方程)	1144667
X	-545.8881
ER	49704.27
C(方差方程)	1.61E+09
$\sigma_{t-1}^2$	-1.008723
$\varepsilon_{t-1}^2$	1.843560

$$M2 = 1144667 - 545.8881X + 49704.27ER + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = 1610000000 + 1.8436\varepsilon_{t-1}^2 - 1.0087\sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

其中 R - squared = 0.883774,说明模型拟合性较高。

从上述模型可以看出,国际投机资本对通货的影响为正,但汇率对通货的影响为负。可见国际投机资本的流入会引起通货 M2 的增加,而国际投机资本的流出又会引起通货 M2 的减少。在我国实行有管制的外汇制度的情况下,当有大规模的国际投机资本的流入时将会对我国政府的货币政策产生不利影响,虚增了我国的外汇储备,增加了通胀压力。

4. 国际投机资本对我国实体经济的影响

下面将从量化角度分析国际投机资本(X)对我国资本市场的冲击,进而对实体经济产生影响。

建立结构模型,考虑国际投机资本(X)对股票市场( $Y_1$ )、房地产市场( $Y_2$ )的影响,进而通过这两个市场来影响一国的国内生产总值 GDP。假定在理论模型中,股票价格受国际投机资本、GDP 和前

一期股票价格的影响,房地产价格受国际投机资本、GDP 和前一期房价的影响。即有:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= C_1 + \alpha_1 X_t + \beta_1 GDP_t + \theta_1 Y_{1(t-1)} \\ Y_{2t} &= C_2 + \alpha_2 X_t + \beta_2 GDP_t + \theta_2 Y_{2(t-1)} \\ GDP_t &= C_3 + \alpha_3 Y_{1t} + \beta_3 Y_{2t} + \theta_3 GDP_{t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

式中, $\alpha_1, \alpha_2$  表示 X 的系数, $\alpha_3$  表示  $Y_{1t}$  的系数, $\beta_1, \beta_2$  表示  $GDP_t$  的系数, $\beta_3$  表示  $Y_{2t}$  的系数, $\theta_1$  表示  $Y_{1(t-1)}$  的系数, $\theta_2$  表示  $Y_{2(t-1)}$  的系数, $\theta_3$  表示  $GDP_{t-1}$  的系数。

通过联立方程模型的秩条件可得该模型可识别,并用两阶段最小二乘法进行估计,由实证结果得到最终模型为:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= -271.1461 + 0.1148X_t + 1.0201Y_{1(t-1)} \\ Y_{2t} &= -13.1923 + 0.0002X_t + 1.1207Y_{2(t-1)} \\ GDP_t &= -16426.33 + 0.2865Y_{1t} + 88.1548Y_{2t} + 1.2328GDP_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

从所得模型中可以看出,国际投机资本对股票市场和房地产市场均为正向影响,股票市场和房地产市场对 GDP 的影响也是正向的,因此投机资本对 GDP 的影响是正向的。这说明国际投机资本的动荡变化将引起我国实体经济和金融市场的动荡变化。

三、结论与启示

随着我国资本账户开放进程的推进,外部金融风险对我国的传染效应日趋增强,采取措施有效预防金融风险传染极为重要。国际金融风险传染机制的理论和实证研究,为我国预防危机传染提供了以下启示。

首先,从短期看,在应对金融风险传染方面,各国均实行了资本暂时性管制或有限度的资本金融账户开放等措施,以避免因资产负债表传染机制导致金融机构之间的危机传染,因此我国应合理运用相关的资本管理临时措施,采取灵活手段对易变性资本进行监控,一旦发现有大规模的资本波动可能对国内经济带来不利影响时,可适当采取一定的管制措施,以防范国际短期投机资本流动对国内经济的冲击。

其次,合理有序地推进我国资本账户开放。后金融危机时代,我国资本账户开放的动态条件已基本满足,按照国际货币基金组织的四大类 34 个资本

交易项目的划分标准,我国大部分资本账户已经部分开放。《金融业发展和改革十二五规划》指出,“十二五”期间我国将稳步放宽资本交易限制,在风险可控的基础上,逐步实现人民币资本项目可兑换<sup>[16]</sup>。下一步如何趋利避害地逐步实施,开放次序的恰当选择是关键。在遵循资本账户一般开放次序的同时,我国资本账户开放次序的选择还应充分考虑国内利率市场化的完成程度、人民币汇率形成机制改革进程、经济发展的稳健状态等现实因素。

第三,资本项目开放后,我国金融体系与国际金融体系的一体化程度将越来越高,因此需要建立强有力的金融宏观调控和监管体系,建立统一的应急领导机构,可借鉴英国、澳大利亚、日本、韩国等国家的做法,建立一个超越目前几大分业监管的机构,以实现金融监管各组成部分之间的有效链接与沟通,实现信息共享与政策协调。此外应综合利用利率、汇率政策及其他经济政策,协调资本在国内和国际市场的有序流动,尽量实现经济的内外均衡。

最后,资本账户开放的国际经验表明,强大的金融监管体系是维持资本账户开放后金融体系稳定的保障,国际金融监管合作是应对国际危机传染的重要措施。2009年G20伦敦峰会和匹兹堡峰会上,有关国家提出了改革国际货币金融体系、加强国际金融监管合作等措施来阻隔或预防金融危机在全球的传染。鉴于后金融危机时代经济发展的复杂性和不确定性,我国应加强与世界各国的金融监管信息共享和监管合作,同时加快构建我国的金融安全预警体系,完善防御金融危机传染的机制。

[5]姜波克. 资本高度流动下投机冲击的“放大效应”及政策防范[J]. 复旦学报(社会科学版),2002,(04):1-7.

[6]钟伟,巴曙松,高辉清等. 中国金融风险评估报告[J]. 中国改革,2004,(03):6-10.

[7]张礼卿. 资本账户开放与金融不稳定:基于发展中国家(地区)相关经验的研究[M]. 北京:北京大学出版社,2004:53-54.

[8]刘惠好,闻婷. 国际短期资本流入:影响因素及政策建议[J]. 中南财经政法大学学报,2005,(06):122-144.

[9]李剑峰,蓝发钦. 发展中国家的资本账户开放与货币危机实证研究[J]. 财经问题研究,2007,(07):21-25.

[10]裴平,方先明. 中国的短期国际资本流入及其动机[J]. 国际金融研究,2007,(09):41-52.

[11]尹宇明,倪克勤,李亚平. 国际游资对中国经济影响的实证研究[J]. 当代财经,2009,(05):13-18.

[12]王雪标. 资本流动控制可以抑制货币危机吗——基于 Panel Logit 模型的实证分析[J]. 财经问题研究,2009,(03):21-24.

[13]马勇,陈雨露. 资本账户开放与系统性金融危机[J]. 当代经济科学,2010,(07):12-16.

[14]姜伶俐,钱铭. 资本账户开放测度方法:比较与综合[J]. 国际金融研究,2011,(08):41-49.

[15]田拓. 后危机时代对跨境资金流动管理的思考[J]. 国际金融研究,2011,(08):50-55.

[16]中国人民银行. 金融业发展和改革十二五规划. 2012,(11):10-12.

(责任编辑:郝 涛)

#### 参考文献:

[1]Stiglitz, J. E., Financial Market Liberalization, Economic Growth, and Instability, *World Development* Vol. 22, No. 3, 1998: 67-87.

[2]Edwards, S. and Rigobon, R., Capital controls: exchange rate volatility and external vulnerability, *Journal of International Economics*, 2005: 256-267.

[3]Edwards, S. Sequencing of Reforms, Financial Globalization, and Macroeconomic Vulnerability. *Journal of the Japanese and International Economics*, 2009: 131-148.

[4]夏凡生,李勋. 论金融风险成因、危害及其防范[J]. 金融科学,1999,(01):1-4.

