

# 金砖国家外汇储备波动的协同性及其影响因素<sup>\*</sup>

汤凌霄 欧阳晓 皮飞兵

波动与储备增长率存在长期稳定关系。本文结论凸显出新兴大国加强外汇储备合作的战略意义,也为各国实施差异化国内政策提供依据。

**关键词:**金砖国家 外汇储备 协同性 因子分析

## 一、引言与文献综述

当前国际金融领域一个突出现象是发展中国家外汇储备的持续大幅增长,而这些外汇储备的66.7%集中在金砖国家。<sup>①</sup>传统国际储备理论表明,国际储备需求与汇率制度弹性程度、国际金融市场应急资金筹措能力负相关。1973年布雷顿森林体系崩溃后进入浮动汇率时期,而随着金融全球化推进发展中国家尤其是金砖国家国际筹资能力迅速增强,根据该理论预测它们的外汇储备需求将显著降低。然而,统计资料显示1999—2012年底全球外汇储备增长5.1倍,发展中国家同期增长10倍,金砖国家同期增长达18倍,全球占比高达42%。<sup>②</sup>与理论预期相背离的发展中国家大量增持外汇储备现象,激发起人们研究的兴趣,研究主要从需求角度、持有外汇储备动机来解释增持外汇储备的合理性、成本、适度或最优规模、运作管理等问题。

早期从宏观、需求角度解释持有储备的行为主要有两派观点,凯恩斯学派认为外汇储备需求是由外部交易,即贸易规模(Triffin,1947)和贸易可变性(Heller,1968)决定;而货币学派则认为是对本币的过量需求或供给引起(Johnson,1965),被称为“全球货币主义”或“国际数量论”(Black,1985)。随后,Olivera(1969)仍从需求角度、但开始从微观层面探索持有储备行为,他认为一国国际储备需求与个人对现金的交易需求无异,将Baumol(1952)存货理论运用于分析储备交易需求;Frenkel(1974)也将储备需求视为存货控制问题,认为关键在于持有储备的机会成本与

<sup>\*</sup> 汤凌霄、皮飞兵,长沙理工大学经济与管理学院,邮政编码:410114,电子信箱:lingxiaotang@gmail.com, jiong01jun02@163.com;欧阳晓(通讯作者),湖南商学院大国经济研究中心,邮政编码:410205,电子信箱:ouyangyao008@163.com。本文为国家自然科学基金项目“金砖国家外汇储备合意规模测度:多重动机、大国模型与合作调整”(13BGJ039)、国家自然科学基金项目“基于规模优势的大国经济增长模型与实证研究”(71373075)的阶段性成果。作者感谢美国斯坦福大学经济系麦金农教授、浙江工业大学经贸学院陈昆亭教授和两位匿名审稿人提出的意见和建议,文责自负。

<sup>①</sup> 本文视新兴大国、金砖国家为同一概念,具体指除南非外的金砖四国。新兴大国一般指具有经济增速快、市场机制不健全、人口多、国土面积大、自然资源丰富等“新兴+大国”特征的国家。2001年美国高盛公司首次提出金砖四国概念,包括中国、印度、巴西和俄罗斯,2010年底南非加入,金砖四国演变为金砖五国。鉴于南非外汇储备仅412.80亿美元,人口、国土面积、国内市场等均未达大国指标,不宜归入新兴大国范畴。截至2012年底,四国外汇储备占发展中国家总额的66.7%。

<sup>②</sup> 根据国际金融统计(IFS)数据计算得出。

因持有储备而减少了无储备情况下的调整成本所获潜在收益之间权衡,预期 MPI(边际进口倾向)与国际储备需求相关;Frenkel et al. (1981)构建 FJ 模型证明最优储备将随储备易变性增加而增长。20 世纪 90 年代以来发展中国家外汇储备呈加速增长趋势,以上存货模型的实证检验仅能解释一国持有储备行为的 10%—15% (Mendoza, 2004),大量未被解释的储备行为促使理论界寻求新的解释。新研究仍从需求角度沿两条线索展开,一是现代重商主义视角 (Dooley et al., 2005; Wyplosz, 2007; 陈奉先等, 2012),将储备视为一国鼓励 FDI 的抵押品,持有储备构成外向型发展战略的有机部分,通过低估实际汇率维护贸易部门竞争力以促进经济增长;另一线索是自我保险或预防需求视角 (Ben-Bassat et al., 1992; Ruiz-Arranz et al., 2008),将国际储备当作产出稳定器,减少资本外逃或资本流入骤停引致产出下降的可能性。Mendoza (2010)对 51 个新兴市场国家储备累积的实证检验显示谨慎性预防动机起主导作用,国内学者也主要从该角度解释储备剧增现象 (李巍等, 2009)。以上研究尽管涉及多国,已观察到储备增长是群体性现象,但本质上是单个国家为研究对象探寻一国持有储备行为的普遍规律,提出的对策往往着眼于国内储备政策调整 (Agarwal et al., 2004),尚未研究国家间外汇储备波动的协调性。本文认为外汇储备本质上反映的是全球经济不平衡问题,单纯从一国角度寻求储备积累原因或者进行储备调整可能无助于解释和缓解全球巨额储备的群体性增长问题,还须充分考虑储备高度集中国家间经济联系和储备波动的协调性。

既有文献主要采用三种方法研究协调性的存在性。第一,图谱分析法。彭斯达、陈继勇 (2009)运用工农业与服务业产值等 7 组 13 个时间序列数据研究中美经济周期协调性,运用 HP 滤波方法从时间序列中分离出趋势项和波动项,分析输出的波动项图谱以判断协调性。该方法简单易行,但仅能对协调性是否存在作定性判断。第二,静态相关系数法。Giovanni et al. (2010)采用大量有关制造业生产和贸易的跨国工业面板数据研究贸易、垂直分工与经济周期协调性关系时,用相关系数来代表协调性,结果显示双边贸易越多则经济周期协调性越强。任志祥 (2004)研究中国与世界经济周期协调性时也采用此法。它计算简便,对数据自相关、异方差等要求低,不仅能判断协调性存在与否,且能衡量协调性大小,但不能显示协调性变化过程。第三,动态相关系数法。它具体又分为两类:一类是用 DCC-MVGARCH 动态因素、DSTCC-CARR 等计量模型估计相关系数,如 Erdogan et al. (2013)用 DCC-MVGARCH 模型衡量美国股票市场和海事市场的协调性,姬强等 (2010)用它估计中美股票市场协调性,该方法特点在于要求时间序列无自相关性和异方差性,仅适用于衡量高频时间序列,着重刻画短期协调性;另一类是通过同步化指数或滚动相关系数公式直接计算相关系数以衡量协调性,Gruben (2002)等通过计算实际 GDP、工业生产指数、总就业率等经济变量的相关系数来反映经济周期协调性,程惠芳等 (2010)选用实际 GDP 和总就业指标构建同步化指数,计算中国与其贸易国经济周期协调性。该方法适应于分析低频宏观经济变量的协调性,既能衡量协调性大小,亦能动态反映协调性变化过程与趋势。

关于协调性决定或影响因素的理论探讨,由于协调性最早应用于对各经济体之间经济波动的相互影响的刻画,现已扩展到房地产周期 (Voigtlander et al., 2012)、金融市场波动 (Mashal et al., 2002)、通货膨胀周期 (Gerard, 2012; 张兵, 2011)等领域,但仍集中于国际经济周期协调性研究 (Croux et al., 2001; Alexe et al., 2012; Yavuz et al., 2013),因此,我们着重分析国际经济周期协调性的决定因素。现有文献主要沿三条渠道展开:一是贸易渠道,指出两国双边贸易联系越强则经济周期相关性越高 (Frankel et al., 1998; Baxter et al., 2005),更深入的研究则区分双边贸易的互补品和替代品性质,指出替代品贸易对经济周期协调性的影响为负 (Backus et al., 1992)而互补品贸易影响为正 (Eric et al., 2010),其他研究表明产业内贸易也对引起 GDP

协动性效果显著(Cortinhas, 2005);二是产业结构渠道,认为产业结构是导致经济周期协动性的原因,产业结构越相似的国家其协动性越强(Imbs, 2003);三是金融渠道,主要涉及金融一体化对经济周期协动性的影响问题,部分学者认为金融一体化趋势增强导致国家间经济周期同步性增强(Kose et al., 2003),而部分学者实证结果相反,指出当美国和 OECD 国家金融一体化增加时两者相关性却减少(Heathcote et al., 2004)。可见,现有文献主要从贸易、产业结构或金融的某一角度,实证检验导致国际经济周期协动性的影响因素,缺乏统一分析框架进行协动性成因探讨。

协动性的经验检验大多以发达国家为研究对象,而以金砖国家为研究对象文献极少,<sup>①</sup>Croux et al. (2001)研究欧美国家、Alexe et al. (2012)研究欧盟、Bagliano(2010)考察 G7 经济周期协动性, Gerard(2012)研究 G7 国家通货膨胀的协动性,大量研究表明发达国家经济周期波动高度相关,发展中国家之间的波动相关性受全球化影响较小(Kose et al., 2003);国内学者重点考察改革开放以来中国与美、日等发达国家经济周期的协动性,发现中国与世界经济协动性逐步增强(陈昆亭等, 2004)。金砖国家作为发展中国家的杰出代表,1990 年之前曾处于外汇储备短缺状态,近年来储备剧增,而外汇储备群体性大幅增减关乎全球经济平衡和金砖国家经济的可持续发展,其外汇储备波动究竟是偶然重合还是具有协动性?其协动性大小如何,影响因素有哪些,是否与金砖国家新兴大国身份特征有关?这些都需要进一步的理论分析和实证检验。鉴于此,本文研究金砖国家外汇储备波动是否具有协动性及其成因,引入滚动相关系数分析法对其储备协动性及其变化趋势进行客观描述;借鉴危机国际传染理论框架对其协动性原因展开系统分析;运用因子分析和协整分析实证检验导致协动性的原因,最后得出结论和政策启示。

## 二、金砖国家外汇储备波动的协动性描述

如前所述,目前主要采用三种方法判断协动性的存在性。相比图谱分析法,相关系数法能精确度量协动性大小,故本文先采用该方法。四国外汇储备波动时间序列数据是经 HP 滤波后取波动部分获得,选择 2001 年 1 月至 2012 年 6 月时间段月度外汇储备数据主要考虑以下因素:一是数据的可得性,巴西央行或 IMF 均无巴西 2001 年之前的外汇储备月度数据;二是 2001 年高盛公司首次提出金砖四国概念,之前四国处于储备短缺状态,之后储备快速增长,选择该时段便于观察协动性现象。

由于各国外汇储备规模不一,如 2012 年底中、俄储备分别为 33115 亿美元和 2620 亿美元,前者是后者的 12.6 倍,即使通过 HP 滤波去掉趋势项后,波动项规模差距仍很大,很难在统一图形框架中直观地画出四国外汇储备波动曲线图。通过观察 2001 年 1 月至 2012 年 6 月四国外汇储备波动组图(图 1),<sup>②</sup>整个样本期间出现 2008 年、2011 年两大波峰和 2006 年、2009 年两大波谷,由于存在时滞效应,各国达到波峰、波谷的具体月度并非完全一致,但仍可清晰辨别出升降阶段持续时间基本重叠,如 2004—2006 年,2006—2009 年,2009—2010 年,2010—2012 年等,初步判断四国外汇储备波动存在协动性。图 1 显示 2006 年后四国储备波幅大,之前较小,主要是受欧美金融危机影响,投资者为避险从金砖国家撤资,一俟其经济复苏后又迅速回流所致。从总体看,四国储备波动协动性较高,但波幅有差异,这是因为四国的经济发展、政策、外部环境等具有较大相似性,但资本

<sup>①</sup> 笔者仅见到两篇文献,一是 Cakir et al. (2013)研究金砖国家经济周期协动性,运用动态因子模型,采用 1995 年第二季度至 2009 年第四季度 307 个宏观经济序列,发现南非与金砖四国的经济周期尽管程度不同,但均具有明显协动性,除与印度同步外,其他国家领先于南非;二是张兵、李翠莲(2011)采用 Spearman、Pearson 相关系数证明金砖国家通货膨胀周期具有协动性,并用因子分析法探索其原因。

<sup>②</sup> 数据来源:巴西、印度、俄罗斯的数据来源于各国的中央银行数据库,中国的数据来源于中国外汇管理局。

管制和监管程度、政策执行效率等方面差异显著,故面临外部冲击时,即使宏观上趋于一致,投资者预期在程度上和具体时点上会有差异,从而导致储备波幅的差异性。如果面临共同外部冲击,四国内部状况又完全一致,则储备波动应同步且波幅相同。

进一步,计算四国外汇储备波动的相关系数以精确反映其协动性大小(见表1)。鉴于相关系数的显著性可能受样本中异常数据影响,我们同时计算 Pearson 和 Spearman 相关系数。表1显示四国之间 Pearson 相关系数在1%的置信度(双侧)水平上均具显著性,除中俄相关系数略小于0.5外其他均大于0.5;Spearman 相关系数在1%的置信度(双侧)水平上也具显著性,其相关系数基本大于0.6。据此可得:所选时段内四国外汇储备变化总体上协动性较强。从 Spearman 相关系数看,巴俄间相关性最大,为0.809,中俄间相关性最小,为0.559;从 Pearson 相关系数看,巴俄间相关性也最大,为0.767,中俄间相关性也最小,为0.449,说明巴俄协动性大于中俄。

表1反映四国间外汇储备波动的协动性,但尚未揭示其动态过程,因此,我们设计一种固定长度为5年<sup>①</sup>的滚动相关系数(见表2)。其计算公式为:

$$\rho_{k,t} = \frac{COV(Y_{k,t}^1, Y_{k,t}^2)}{\sqrt{var(Y_{k,t}^1) * var(Y_{k,t}^2)}}$$

其中  $K = M, \dots, T; T = M - K + 1, \dots, M; M$  为固定长度5年,  $T$  为总样本长度11年。

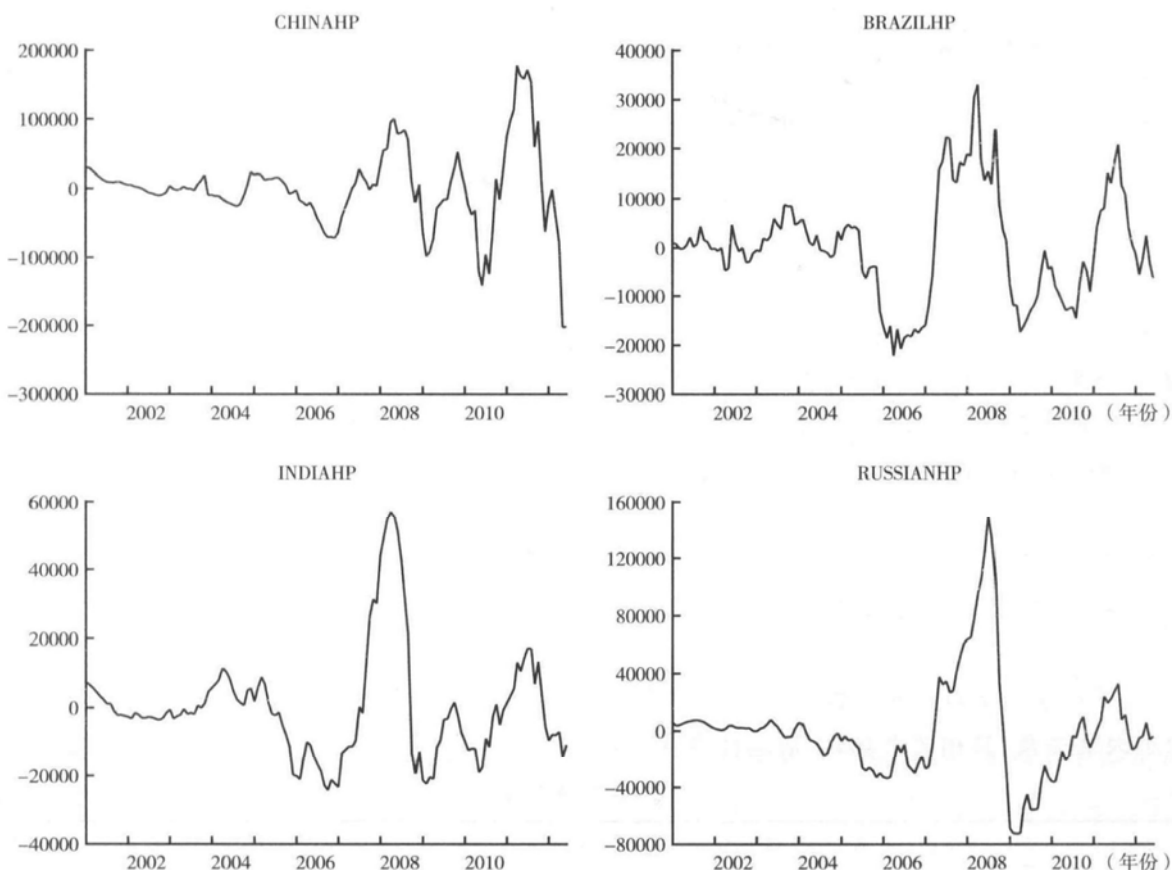


图1 金砖国家外汇储备波动曲线

<sup>①</sup> 设为5年是因为中国在金砖四国经济周期协动性中起核心作用(贺书锋,2010),而中国经济波动周期一般为5年(刘金全等,2005),这与中国政府在经济中发挥重要作用而政府制定国民经济和社会发展“五年规划”密切相关。

表 1 2001 年 1 月至 2012 年 6 月金砖国家外汇储备波动的相关系数

	相关系数	中国	巴西	印度	俄罗斯
中国	Pearson 相关系数	1	0.625 **	0.586 **	0.499 **
	Spearman 相关系数	1	0.677 **	0.730 **	0.559 **
巴西	Pearson 相关系数	0.625 **	1	0.679 **	0.767 **
	Spearman 相关系数	0.677 **	1	0.722 **	0.809 **
印度	Pearson 相关系数	0.586 **	0.679 **	1	0.651 **
	Spearman 相关系数	0.730 **	0.722 **	1	0.609 **
俄罗斯	Pearson 相关系数	0.499 **	0.767 **	0.651 **	1
	Spearman 相关系数	0.559 **	0.809 **	0.609 **	1

注: \*\* 表示在置信度(双侧)为 1% 时,相关性是显著性的。

表 2 2001 年 1 月至 2011 年 12 月金砖国家外汇储备波动的滚动相关系数

时间	中巴		中印		中俄		巴印		巴俄		印俄	
	P	S	P	S	P	S	P	S	P	S	P	S
2001—2005 年	0.144	0.158	0.083	0.134	0.142	0.162	0.531	0.462	0.482	0.291	0.347	0.034
2002—2006 年	0.679	0.512	0.627	0.370	0.374	0.258	0.851	0.744	0.686	0.606	0.639	0.376
2003—2007 年	0.700	0.645	0.582	0.475	0.426	0.429	0.733	0.669	0.821	0.838	0.671	0.581
2004—2008 年	0.773	0.758	0.810	0.697	0.796	0.627	0.783	0.760	0.777	0.873	0.831	0.763
2005—2009 年	0.755	0.782	0.813	0.855	0.761	0.624	0.782	0.768	0.804	0.745	0.814	0.622
2006—2010 年	0.728	0.762	0.716	0.805	0.698	0.559	0.674	0.740	0.810	0.677	0.662	0.576
2007—2011 年	0.684	0.733	0.596	0.798	0.538	0.614	0.653	0.720	0.812	0.865	0.640	0.716

注:P 表示 Pearson 相关系数,S 表示 Spearman 相关系数,2001—2005 年除巴印 P 和 S 相关系数在 1% 的置信水平下是显著的,巴俄 P 相关系数在 1% 的置信水平下是显著的,巴俄 S 相关系数在 5% 的置信水平下是显著的外,其他系数都不显著,其他时间段的所有相关系数在 1% 的置信水平下是显著的。

表 2 显示 2001—2008 年四国外汇储备 Pearson 和 Spearman 滚动相关系数均逐步增大、在 2008—2009 年间达到峰值后下降的动态过程,这可能是受欧美危机影响而各国应对危机能力不同所致。

为避免伪相关问题,我们再运用格兰杰因果法检验上述结果,仍然采用金砖国家 2001 年 1 月至 2012 年 6 月间外汇储备数据,经 HP 滤波后取波动部分,中、巴、印、俄外汇储备波动分别记为 FERCHI、FERBRA、FERIND、FERRU。对各变量平稳性检验表明(见表 3),巴西在 5%、其它国家在 1% 的显著性水平下具有平稳性,符合格兰杰因果检验条件。检验结果显示金砖国家储备波动互为格兰杰因果关系,其相关性真实,协动性存在。

表 3 变量平稳性检验

变量	检验类型(C, T, K)	ADF 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结果
FERCHI	(N, N, 0)	-5.4968	-2.5827	-1.9433	-1.6151	平稳
FERBRA	(N, N, 0)	-2.2834	-2.5820	-1.9432	-1.6152	平稳
FERIND	(N, N, 0)	-3.5359	-2.5821	-1.9432	-1.6152	平稳
FERRU	(N, N, 0)	-3.3736	-2.5821	-1.9432	-1.6152	平稳

注:检验类型中的 C、T、K 分别表示单位根检验中的常数项、时间趋势项和滞后阶数;N 表示不包括 C 或 T。

### 三、金砖国家外汇储备协调性的理论分析

目前学界通常认为国际经济周期协调性的核心是经济波动的国际传导,表现为一国家或地区宏观经济波动对其它国家或地区宏观经济的影响(刘崇仪,2006)。同理,外汇储备波动的协调性是储备波动的国际传导,我们借鉴危机国际传染理论对金砖国家储备波动的协调性原因展开分析。该理论表明,危机通过接触式与非接触式(或纯粹性)两种途径传染:一是由于危机源国与被传染国存在贸易、投资、资金往来等联系,通过产业联动、贸易溢出、资本流动效应传播危机;二是危机源国与被传染国之间无须任何联系,仅通过投资者预期经心理渠道便可实现危机传染。现代危机更可能发生非接触式传染,其形成关键是投资者认为危机源国与被传染国存在某种诸如经济基本面、发展战略或发展史、政治文化、法律制度、汇率制度等相似性。

考察金砖国家外汇储备波动协调性存在的两大前提,即其经贸联系以及相似性状况,可以发现:第一,金砖国家间经贸联系增强。(1)相互贸易猛增且互补性强。2001—2011年金砖国家间贸易年均增速达20%,增长16倍,截至2011年末中国已成为巴西第一出口、第二进口市场,俄罗斯第三进出口市场,印度第五进口、第四出口市场;同时,印、俄、巴分别成为中国第二、第八、第九进出口市场,<sup>①</sup>且其贸易互补性强,巴俄可为中印提供铁矿石、石油等原材料,中印则为巴俄提供制成品和服务。(2)相互投资有限但潜力大。2012年金砖国家对外投资全球占比10%,而中俄两国在四国中占比94%。除中国已成为巴西FDI最大国外,金砖国家间尚未互为主要投资者,但考虑到经济互补性及政府政策支持,投资合作潜力大。(3)相互间资金流动日趋活跃。由相互贸易、投资剧增引起资金在金砖区内频繁流动;金砖国家金融机构之间互为代理、互设分支机构以及边境地区银行之间的合作,金融机构对当地企业提供信贷、项目融资、贸易融资、结算等金融业务,也引起资金相互流动;金砖国家央行货币互换、外汇储备库等安全网的构建,将进一步活跃资金在金砖区的流动。

第二,金砖国家由共同的新兴大国身份产生某些相似性,即市场、资源和人口规模,市场体制与经济结构,工业化发展程度等具有一些相似的结构特征。(1)经济基本面相似性。金砖国家经济增速明显快于世界平均水平,对世界经济增长贡献率逐步攀升,据IMF统计目前已超过50%;它们国民收入和人均国民收入均不断增长,按PPP方法测算四国约占全球国民收入的1/4,人均国民收入按Atlas方法计算除印度外均超过3000美元,达中等发达国家水平;<sup>②</sup>快速发展中普遍面临高于世界平均水平的通胀压力。(2)发展战略相似性。四国均实行出口导向型发展战略,2011年巴、中、印、俄贸易开放度分别达24.4%、55.7%、61.4%、53.5%;<sup>③</sup>四国投资率高,尤其是中印实施以投资驱动的经济增长模式,导致经济增长质量不高和国民幸福指数非均衡增长,也引起经济发展与资源环境矛盾加剧。(3)汇率制度相似性。不同于一般发展中国家和发达国家,金砖国家由于持续经济增长形成与发达国家较大利差而吸引大量资金流动,对汇率产生大幅波动的压力;另一方面由于它们普遍缺乏产品定价权、利润空间小,金融市场不健全,对汇率变动的承受能力弱。这两方面特征使其货币政策受制于汇率的影响,均选择“有管理”的浮动汇率制,即一般不设定固定汇率目标或预先承诺目标或区间,主要由市场供求决定汇率,但如果和当有必要(即汇率过度波动)之时赋予政府干预市场的权力。鉴于其成长性阶段特征,金砖国家干预外汇市场主要着眼于缓解长期汇率升值压力。(4)国际地位与利益诉求相似性。金砖国家面临不合理的国际货币体系和金融秩序,处于国际分工价值链低端,以劳动力成本和资源优势出口换回巨额外汇再投入欧美金融市

① 资料来源于《金砖国家联合统计手册》的统计数据。

② 数据来源于世界银行数据库。

③ 外贸开放度的计算公式为:进出口贸易总额/GDP \* 100%,根据WTO和IMF提供的数据计算而成。

场,次贷危机中蒙受巨大损失。金砖国家在应对金融危机冲击、G20 峰会进程、粮食安全、气候变化等重大问题上立场一致,在改善国际分工体系地位、谋求国际货币和金融领域话语权方面具有共同利益诉求。

对于发展中国家,国际冲击可区分为好、坏两种冲击,前者如一项新技术发明、新经济刺激方案,使一国储备增长;后者如战争、危机、自然灾害等,消耗外汇储备。金砖国家储备持续增长,其外部冲击可归结为全球产业转移和美元实际有效汇率变动两方面。20 世纪 90 年代起全球出现第四次国际产业转移浪潮,美、日等国大力发展新材料、新能源等高新技术产业,使产业结构高技术化、信息化和服务化,将劳动、资本密集型产业和部分低附加值技术密集型产业转移至具有劳动力、资源或政策优势的金砖国和东盟等国,如全球制造业链条向中国东南沿海大转移,引起金砖国 FDI 及贸易扩大,使其国际收支顺差不断累积;美元汇率变动是导致金砖国家储备波动的另一国际冲击,其货币升值压力迫使政府投入大量本币干预市场,形成巨额外汇储备。

在共同的国际冲击下,具有较强经贸联系的金砖国家通过增加相互投资、贸易和信贷等接触式渠道产生储备协同性增长。以中国外汇储备激增情形为例,(1)投资渠道。中国将多余储备直接用于对其他金砖国的投资,<sup>①</sup>导致其 FDI 上升;投资形成的生产能力既能提升出口竞争力,投资产生的半成品或制成品出口后亦能增加其贸易顺差,使其外汇储备随中国储备增长而增长。(2)贸易渠道。中国将多余储备直接用于对其他金砖国的进口,拉动其出口增长;中国由于持有巨额储备而产生人民币升值压力,为维护本国出口竞争力,政府干预外汇市场、投入大量本币而引发通货膨胀风险,使其他金砖国同类商品相对价格降低从而增加其出口竞争力,从而使其他金砖国贸易顺差上升而导致储备协同性增长。(3)信贷渠道。中国将多余储备向其他金砖国提供贷款,一方面其他金砖国资本账户盈余增加,另一方面若贷款投向出口部门而生成出口能力将使其经常账户顺差亦随之增加。通过以上三个渠道将中国外汇储备增长“传染”至其他金砖国家。

正如现代危机传染更重要的是非接触式传染一样,导致金砖国家储备协同性更重要的是非接触式渠道。金砖国家通过投资者心理预期吸引了远高于一般发展中国家的资金,使资本帐户对国际收支从而对汇率和储备协同性起决定性作用。其作用机理可描述为:相似性→心理预期→资本流动→汇率变动压力→相似的政府干预→外汇储备增长协同性。金砖国家具有良好经济基本面以及在发展战略、汇率制度、国际地位与利益诉求等方面的诸多相似性,尤其是 2001 年金砖概念提出以来金砖国业已形成以首脑峰会为核心,以高级事务代表、部长和驻多边机构代表会晤为辅助,以智库、工商界、银行界等务实合作为支撑的合作机制和框架,这些相似性和合作态势使投资者心理上已将其视为一整体。它们经济持续增长所形成的与发达国家较大的利差以及投资者对其汇率基本稳定的预期,使大量资金从发达国家涌入,如 2007 年印度成为新兴市场国家(EMEs)最大引资国,净资本流动额高达 980 亿美元,俄、巴、中则分别为 960 亿、880 亿、700 亿美元(Mohan & Kapur, 2009)。这些资金数额巨大,不仅使经常账户顺差国(如中国)出现双顺差,更使经常账户逆差国(如印度)反而转变为顺差国。

由于该数额远超过经常账户赤字额而使其国际收支总体也呈现顺差状态,从而使资本帐户对国际收支状况起决定性作用并由此决定汇率变动,导致自我实现式的升值压力。<sup>②</sup> 麦金农的“高储

<sup>①</sup> 巴西工业联盟主席韦伯·巴哈尔表示:“巴西经济能够平稳地度过金融危机,不仅得益于内需驱动经济增长,也得益于中国在巴西的大量投资。”据巴中企业家理事会统计,目前中国在巴西实施的投资项目 39 个,投资总额为 244 亿美元。引自《人民日报》2013 年 3 月 22 日第 23 版。

<sup>②</sup> Mohan & Kapur(2009)实证检验表明 36 个经常项目赤字的样本国的名义和实际汇率出现升值,因此他们对泰勒(Taylor, 2008)贸易赤字增加将导致货币贬值的观点提出质疑,认为开放的资本账户、快速的资金流动对经常账户赤字起决定性影响,并决定汇率变动。

蓄两难论”指出对不成熟的债权国而言,任由汇率升值将导致螺旋式升值预期,损害该国出口竞争力,最终将出现“日元升值综合征”,陷入衰退、泡沫和信贷危机并存的通货紧缩困境(麦金农,2006;McKinnon,2013)。尤其对于像印度这样本身已是经常帐户赤字国,因资金流入才出现国际收支顺差的国家,升值将严重损害其国际竞争力和经济增长。相反,一旦遭遇危机,出于避险目的大量资金从新兴大国撤离而流向发达国家。如2008年俄罗斯成为EMEs最大资金流出国,高达1360亿美元;印度净资本流动2007—2008年达到峰值时GDP占比9%,而2008—2009年受危机影响降至GDP的0.8%(Mohan & Kapur,2009),中国和巴西也不例外。大量资金流出将导致货币迅速贬值。“害怕浮动论”认为,汇率贬值等更大的汇率波动性将使其他国家不愿与之交易而减少贸易额,同时由于美元债务负担加重而恶化微观主体资产负债表,EMEs贬值比发达国家更易传递到国内物价从而产生通胀,因而EMEs不愿贬值(Calvo & Reinhart,2002; Cavoli,2009)。总之,发达国家往往是储备货币发行国,生产技术密集型产品、进出口商具有应对临时货币波动冲击和设置稳定价格的能力,且成熟金融市场能够快速吸收汇率风险,故汇率波动对实体经济影响小。相反,新兴大国货币国际化程度低、货币错配难以避免;生产劳动密集型或资源型产品,在竞争激烈的国际市场上缺乏产品定价能力、利润空间很小,故汇率变动对就业、产出和分配负面影响显著(Mohan,2004);Aghion et al.(2009)实证研究表明,金融欠发达国家的汇率波动对生产率增长影响明显。因此,面对大量资金流动对汇率的冲击,新兴大国除资本管制外,主要采取外汇冲销买卖措施以干预市场,由此造成外汇储备的共同增减。如次贷危机爆发后美联储利率下调导致大量资金流入印度,印度储备银行2007年9月至2008年1月外汇净购买达490亿美元;危机高峰期后,巴西于2009年2月重新启动冲销外汇购买,储备从1870亿美元增至3500亿美元,超过2011年10月GDP的15%(Garcia,2013)。总之,面对共同的外部冲击,具有相似性的金砖国家采取类似的政策和行为,导致其外汇储备波动具有协动性。

#### 四、金砖国家外汇储备协动性原因的实证分析

以上借鉴危机国际传染理论框架分析金砖国家储备波动协动性的可能原因,一是由于金砖国家间经贸联系增强,一国储备变动通过贸易、投资、贷款等渠道传导至其他金砖国;二是由于具有诸多相似性的金砖国家面临共同冲击经由投资者心理渠道所致。由于后者在现代经济传导中占主导地位,也因缺乏金砖国家间相互贸易、投资以及贷款的月度数据,进一步的实证检验沿第二条渠道展开。我们采用SPSS因子分析,提取非接触式渠道中两个核心因素——国际冲击和相似性对因子予以命名,并用协整方法验证因子命名的合理性。

##### (一)因子提取及命名

文中选择四国外汇储备波动作为因素参与因子分析。<sup>①</sup>因子分析的前提适用条件是原变量之间存在相关性,且相关性越强越适合做因子分析。我们已通过格兰杰因果检验证实金砖国家外汇储备波动具有相关性,而运用KMO检验和Bartlett球形检验,也可验证原变量的相关性。<sup>②</sup>测算结果为金砖国家储备波动数据的KMO统计量数值为0.792,表明适合做因子分析;Bartlett球形检验的观测值为292.010,对应的概率P值为0,P值明显小于1%或5%的显著性水平,拒绝变量相关

<sup>①</sup> 由于面板数据不适合因子分析,而各国外汇储备波动实际上包含所有影响因素,因此选择四国储备波动作为因素参与因子分析,既可解决因子分析不适合面板数据问题,又避免计量模型中自变量之间相互影响产生的共线性问题以及自变量和因变量之间因相互影响而带来的估计偏差问题。

<sup>②</sup> KMO统计量的取值在0—1之间,KMO值越接近于1,意味着变量间相关性越强,越适合进行因子分析。而Bartlett球形检验假设相关系数矩阵为单位矩阵,若该统计量观测值较大,且对应的概率P值小于给定的显著性水平,则拒绝原假设,相关系数矩阵不是单位矩阵,适合做因子分析;反之,则接受原假设,原变量不适合做因子分析。



系数矩阵为单位矩阵的原假设,也表明适合进行因子分析。

因子分析的目的是降维,使因子个数少于原变量个数,故不可提取所有特征根。通过观察因子碎石图,并根据旋转后特征值大于1的原则,我们确定因子个数为2。

表4 SPSS 因子分析原变量总方差的解释状况

因子	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	特征根值	方差贡献率(%)	累计方差贡献率(%)	特征根值	方差贡献率(%)	累计方差贡献率(%)	特征根值	方差贡献率(%)	累计方差贡献率(%)
1	2.910	72.753	72.753	2.910	72.753	72.753	2.100	52.502	52.502
2	0.521	13.032	85.784	0.521	13.032	85.784	1.331	33.283	85.784
3	0.357	8.918	94.702						
4	0.212	5.298	100.000						

表4显示因子解释原变量总方差情况,第一列是因子编号,后三列组成一组,描述初始因子解情况,由特征根值、方差贡献率和累计方差贡献率构成。因子1的特征根值为2.910,方差贡献率为72.753;因子2的特征根值为0.521,方差贡献率为13.032%,两个因子的累计方差贡献率为85.784%,表明这两个因子共解释原变量总方差的85%以上,因而提取两个因子是合适的。

表5 旋转前后的SPSS因子载荷矩阵

	旋转前因子矩阵		旋转后因子矩阵	
	因子1	因子2	因子1	因子2
中国	0.784	0.595	0.291	0.940
巴西	0.906	-0.13	0.812	0.422
印度	0.856	-0.018	0.707	0.484
俄罗斯	0.861	-0.387	0.925	0.186

表5显示旋转前后的因子载荷矩阵。旋转前,四国外汇储备波动变量在因子1的载荷量总体高,说明因子1能同时解释四国储备波动;因子2除中国外其他国家均与原变量相关性小,且方向不一,不便准确命名。因此,我们采用方差最大法对因子载荷矩阵实行正交旋转。旋转后,四国外汇储备因子载荷分布更均匀,且方向一致,便于比较,解释力增强。

根据非接触式渠道中两个核心因素——国际冲击和相似性,我们将两个因子命名为国际冲击因子和新兴大国特征因子。须进一步判断因子1和2究竟谁是国际冲击波动因子或新兴大国特征因子。根据旋转后因子载荷矩阵发现,中国在因子1上载荷较小,在因子2上载荷很高,俄罗斯情况恰好相反。根据两国实体经济运行以及发生金融危机的概率分析,<sup>①</sup>中国受外部冲击较小,俄罗斯受外部影响大,而中国在因子1上载荷小,俄罗斯在因子1上载荷大。鉴于此,我们初步将因子1命名为国际冲击因子,因子2命名为新兴大国特征因子,进一步运用回归分析和协整分析方法论证上述因子命名的合理性。

(二) 国际冲击因子命名解释

利用回归分析方法估计得到两个因子的得分系数矩阵。根据该矩阵,两因子的得分函数如(1)、(2)所示。

$$F1 = -0.446 * \text{中国} + 0.398 * \text{巴西} + 0.259 * \text{印度} + 0.673 * \text{俄罗斯} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 根据数据分析,20世纪90年代以来历次危机前后俄罗斯实体经济波动明显大于中国,俄罗斯于1995、2004年发生2次银行危机,受东南亚金融危机影响于1998年发生1次金融危机,而中国此间从未发生过大的危机,本文因子分析结果佐证了此观点。

$$F2 = 1.085 * \text{中国} - 0.021 * \text{巴西} + 0.143 * \text{印度} - 0.432 * \text{俄罗斯} \quad (2)$$

根据(1)、(2)两个得分函数,通过变量标准化方法计算得出F1、F2的具体得分,将F1、F2视为因子1和因子2在不同时间上的数值。

我们采用美元实际有效汇率(the dollar's real effective exchange rate, DEER)和美国股票市场道琼斯指数(Dow Jones Indexes, DJI)<sup>①</sup>代表国际冲击因子,分别计算因子1、因子2得分与DEER、DJI的Pearson相关系数和Spearman相关系数。发现因子1的得分与DJI之间Pearson和Spearman相关系数均存在显著相关性,与DREER间的Pearson相关系数显著相关(见表6),表明因子1可在一定程度上反映国际冲击因素,故其命名合理;因子2得分与DREER、DJI之间不相关,说明因子2与国际冲击因素无相关性,从侧面验证因子2命名为新兴大国特征因子是合理的。

表6 因子得分与美元实际有效汇率和道琼斯指数及其提前一期的相关系数

	美元实际有效汇率		美国道琼斯指数		美元实际有效汇率提前一期		美国道琼斯指数提前一期	
	P	S	P	S	P	S	P	S
因子1	-0.178* (0.037)	-0.056 (0.516)	0.389** (0)	0.236** (0.005)	-0.189* (0.026)	-0.066 (0.440)	0.462** (0)	0.299** (0)
因子2	-0.135 (0.115)	-0.131 (0.127)	0.062 (0.47)	0.006 (0.949)				

注:括号中数字为p值,\*\*、\*分别表示在置信度(双侧)为1%和5%时,相关性是显著的,P和S分别表示Person和Spearman相关系数。

另外,如前所述,共同的国际冲击改变投资者心理预期、引起资本流动从而导致外汇储备波动。但是由于滞后效应和制度等因素的影响,共同冲击对投资者预期的影响将有所不同,导致国际冲击因子在各国影响因素中所占权重也呈现出的一致。如表6所示,同等显著性水平下,因子1与美元实际有效汇率和道琼斯指数提前一期的Person和Spearman相关系数明显大于因子1与原变量的Person和Spearman相关系数,说明国际冲击存在滞后效应,进一步验证因子1命名为国际冲击因子的合理性,也验证了前述因子分析结果是合理的。

### (三)新兴大国特征因子命名解释

由于新兴大国特征因子不能像国际冲击波动因子那样用统一变量表示,我们选择各国经济增长率、通货膨胀率、货币供应增长率、进出口总额增长率<sup>②</sup>以刻画新兴大国经济发展潜力大、通货膨胀压力大、市场需求旺盛、对外依赖程度高等特征,其中经济增长率通常用GDP增长率表示,但由于缺乏月度数据,本文以工业生产指数增长率来代替;通货膨胀率以消费者价格指数增长率表示;因M2表示投资和消费潜在需求,货币供应量采取M2统计口径。继而分别将其与外汇储备波动(为与自变量保持一致性,用外汇储备增长率表示外汇储备波动)进行协整分析。

第一,检验变量时间序列的平稳性,结果显示所有变量序列均无单位根,<sup>③</sup>因而是平稳的;

第二,由外汇储备对各变量做OLS回归估计(见表7);

① 美元实际有效汇率数据来源于世界银行数据库,美国道琼斯指数数据来源于标准普尔道琼斯指数有限责任公司网上数据库。

② 四国具有人口多、国土面积大、经济增长速度快、消费市场潜力大、通货膨胀压力大、对外依赖程度高等共同特征。由于人口增长率缺乏月度数据,国土面积为固定值,不便对其建模分析,因此我们选择各国经济增长率(GDPR)、通货膨胀率(CPI)、货币供应增长率(M2R)、进出口总额增长率(TRARATE)刻画新兴大国特征。

③ 由于金砖国家没有公布月度GDP数据,本文用各国公布的工业发展指数的增长率来替代GDP增长率,印度的月度通货膨胀率不全,本文直接用各国公布的月度居民消费价格指数直接计算通货膨胀率。各国外汇储备、工业发展指数、居民消费价格指数、货币供应量、进出口总额的时间序列均是不平稳的,但是它们的一阶差分序列是平稳的,即外汇储备增长率、GDP增长率、通货膨胀率、货币供应增长率都是平稳的,因此原序列均是一阶单整时间序列,完全符合协整分析的前提条件,版面有限,过程省略。

表 7 OLS 回归估计结果

FERATE_CHI 系数	C -0.002820	GDPR_CHI 0.001722	C 0.023745	CPI_CHI -0.000756	C 0.021493	M2R_CHI 9.854781	C 0.021956	TRARATE_CHI -0.001654
FERATE_BRA 系数	C 0.015356	GDPR_BRA 0.000255	C 0.023230	CPI_BRA -0.007639	C 0.019065	M2R_BRA -0.006158	C 0.019342	TRARATE_BRA -0.021197
FERATE_IND 系数	C 0.016344	GDPR_IND 0.036057	C 0.018100	CPI_IND -0.663844	C 0.009733	M2R_IND 0.357490	C 0.013525	TRARATE_IND 0.046940
FERATE_RU 系数	C 0.022084	GDPR_RU 0.057346	C 0.018013	CPI_RU 0.483265	C 0.016951	M2R_RU 0.226641	C 0.021191	TRARATE_RU 0.057723

注:CHI表示中国;BRA表示巴西;IND表示印度;RU表示俄罗斯。

第三,对回归后的残差项进行单位根检验(见表8)。代表新兴大国特征因子的四个变量与外汇储备波动存在协整关系,说明该因子命名合理。

表 8 EG 协整分析结果

	变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结果
中国	GDPR	(C,T,0)	-9.4137	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	CPI	(C,T,0)	-9.0280	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	M2R	(C,T,0)	-9.0894	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	TRARATE	(C,T,0)	-9.0910	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
巴西	GDPR	(C,T,0)	-12.1213	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	CPI	(C,T,0)	-12.1128	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	M2R	(C,T,0)	-12.0825	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	TRARATE	(C,T,0)	-11.9941	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
印度	GDPR	(C,T,0)	-7.9912	-4.0331	-3.4462	-3.1480	协整
	CPI	(C,T,0)	-8.7651	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	M2R	(C,T,0)	-8.8465	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	TRARATE	(C,T,0)	-9.0102	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
俄罗斯	GDPR	(C,T,0)	-7.0558	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	CPI	(C,T,0)	-6.9999	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	M2R	(C,T,0)	-7.6657	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整
	TRARATE	(C,T,0)	-7.3838	-4.0264	-3.4430	-3.1462	协整

注:由于印度统计基期发生变化,2011年7月后的GDPR数据不可得,因此印度GDPR数据为2001年1月—2011年6月月度数据,其他都是2001年1月—2012年6月数据。数据来源:其中中国GDPR和CPI数据来源于中国国家统计局,TRADERATE数据来源于中国商务部,M2R数据来源于中国人民银行;巴西数据来源于巴西中央银行数据库;印度GDPR数据来源于印度统计与项目实施部,其他数据来源于印度中央银行;俄罗斯GDPR和CPI数据来源于俄罗斯财政部,其他数据来源于俄罗斯中央银行。C代表截距项,T表示趋势项,K表示最大滞后阶数。

#### (四)金砖国家外汇储备波动的聚类分析

为进一步分辨金砖国家间储备波动的亲疏程度,运用SPSS进行分层聚类分析。其中度量各国储备波动个体亲疏关系采用平方欧式距离,而度量个体和小类、小类与小类之间亲疏程度则采用

表 9 SPSS 分层聚类分析的凝聚状态

阶段	聚类组合		系数	聚类首次出现的阶段		下一阶段
	聚类 1	聚类 2		聚类 1	聚类 2	
1	2	3	0.015	0	0	2
2	2	4	0.102	1	0	3
3	1	2	0.630	0	2	0

表 10 分层聚类分析结果

国家	2 类
1: 中国	1
2: 巴西	2
3: 印度	2
4: 俄罗斯	2

组间平均链锁法,选择分类数为 2。为消除各国储备波动在数量级上的差异,将其标准化,标准化后变量均值为 0,标准差为 1。发现聚类分析过程在第一阶段 2 号(巴西)和 3 号样本(印度)聚成一类,它们的平方欧式距离很小,为 0.015,该结果将用于第二阶段;在第二段,2 号和 4 号样本(俄罗斯)聚成一类,其平方欧式距离较小,为 0.102,该结果将用于第三阶段;以此类推(结果见表 10)。与前述因子分析结果一致,聚类分析将因子分析中因子 1 上载荷量很高的巴、印、俄聚成一类,而将因子 2 上载荷量很高的中国独成一类。聚类分析表明,除中国外其它三国关系更亲密、其储备波动更趋一致。

### 五、结论与启示

1. 金砖国家外汇储备波动趋同与重合不是偶然的,通过静态 Pearson 与 Spearman 相关系数和格兰杰因果检验结果显示金砖四国外汇储备波动存在明显的协同性,同时滚动 Pearson、Spearman 相关系数结果显示协同性的变化趋势,2001—2009 年四国协同性总体趋强,分别于 2008 年、2009 年欧美危机加剧时达到峰值,之后下降,可能是因受危机影响而各国外汇储备规模不一、抵御危机能力不同所致。

2. 通过因子分析发现,金砖国家外汇储备波动存在协同性是由国际冲击因子和新兴大国特征因子共同作用的结果。中国储备波动主要受新兴大国特征因子影响,主要原因可能是:中国实行严格的有管理的浮动汇率制,外汇储备雄厚,有资源和能力维护汇率稳定;中国资本项目管制较严,银行业、资本市场和股票市场对外开放程度均较小,金融开放度在四国中最小<sup>①</sup>,因而受国际冲击小。相反,俄罗斯受国际冲击因子影响显著,究其原因可能是俄罗斯形成以能源、原材料为主的畸形产业结构,而这些产业极易受国际市场剧烈波动的影响。另外,尽管俄罗斯金融开放度不高,但资本管制在四国中最宽松,国际收支平衡表中可观察到大量非监管的资本频繁流动,危机时期资本外逃最严重。而巴西与印度受两个因子影响都较显著,但更倾向于国际冲击因子,与俄罗斯聚为一类,原因可能是两国资本管制程度介于中俄之间,且巴西出口以原材料为主、印度出口以服务贸易为主,其价格波动受外部影响程度介于中国制造品和俄罗斯能源之间。

3. 进一步的协整检验表明,代表新兴大国特征因子的经济增长率、通货膨胀率、货币供应增长率、进出口总额增长率四个变量与外汇储备增长率存在长期稳定关系,证明新兴大国特征因子是导致金砖国家储备波动协同性的原因。同时,实证结果表明中、印、俄外汇储备波动协同性与 M2R 正相关,但相关性大小不一;中、巴的协同性与 CPI 相关性很弱,但印度的协同性与 CPI 高度负相关,而俄罗斯的协同性则与 CPI 高度正相关,这些差异恰好印证新兴大国特征因子载荷不一。以美元实际有效汇率、美国股票市场波动代表国际冲击因子,结果表明它们与储备增长率存在长期稳定关

<sup>①</sup> Chinn et al. (2008) 采用一种新金融开放度测量方法,基于 181 个国家 1970—2005 年数据测度金融开放度得分和排名,该方法既考量资本流动又考量资本管制政策,结果显示巴、印、俄、中得分分别为 223、534、922、924,排名分别为 29、82、163、165。

系,证明国际冲击是导致金砖国家储备波动协同性的另一原因。

以上研究结论给我们带来较强的政策含义和启示:

第一,本文的研究结论凸显出金砖国家加强外汇储备合作调整的战略意义。四国中中国外汇储备规模最大,超额外汇储备引起的“双缩水”、通货膨胀风险、对货币政策和汇率政策形成掣肘等系列问题更为突出。学者们对超额储备的调整方案主要着眼于国内政策,包括改变出口导向战略和汇率制度(谷宇等,2011)、发展外汇市场(钟伟,1995)、加强资本流动监管(韩剑,2006)、储备资产运用及管理(李扬,2007)等。本文认为,由于金砖国家外汇储备波动具有显著协同性,单纯从一国角度提出的对策不足以解决该问题,应建立金砖国家外汇储备合作调整战略。目前金砖国家正在筹备的金砖开发银行和储备库,是合作战略的重要组成部分。设立金砖国家银行,通过资本金的认缴、债券发行集中金砖国家外汇储备以满足金砖区内基础设施巨额投融资需求;建立金砖国家外汇储备库,共同应对日益剧烈的大宗商品价格波动、外部资本流动等国际冲击,这些合理运用储备的措施将起到维护金砖国家经济可持续增长和金融稳定的重要作用。此外,鉴于金砖国家金融市场欠发达现状可采取将区内超额储备用于区域金融市场发展以及设立共同主权财富基金等措施。同时,考虑储备协同性以及大国政策的外溢效应,应加强金砖国家贸易政策、投资政策的统筹规划,尤其应重视货币政策与汇率政策、资本管制等工具的协调,避免“以邻为壑”的竞争性贬值、资本管制宽严不一等行为抵消或恶化政策效果。

第二,本文的研究结论为金砖各国实施差异化的国内储备调整政策提供行动依据。强调合作战略的重要性并不等于忽视国内差异化调整政策的实施。各国国际收支平衡表显示,尽管四国国际收支总体基本处于顺差,外汇储备规模大、增速快,但储备规模差异大,来源不一,中国巨额外汇储备源于双顺差,俄罗斯源于经常项目顺差,而巴西与印度源于资本项目顺差。本文实证研究表明四国尽管存在显著协同性,由国际冲击因子和新兴大国特征因子共同作用而成,但因子载荷不一、聚类不同,协整分析进一步显示四国 GDP、CPI、M2R、TRARATE 等具体经济变量与储备波动协同性的相关性方向和大小也有差异。而且,一国适度外汇储备水平取决于多种因素,如进出口状况、外债规模、实际利用外资余额等,各国应根据自身具体情况决定各自外汇储备的适度规模,在此基础上实施差异化的、有针对性的国内调整政策。俄罗斯主要受外部冲击因子影响,应重点关注外部冲击的形式、力度以及应对;而中国外汇储备波动主要受新兴大国特征因子影响,则更应关注国内经济增长、进出口贸易、通货膨胀等宏观经济变量的变动;巴西和印度由于与俄罗斯聚为一类,其政策取向应更倾向于俄罗斯,最终使金砖国家持有合意储备规模,既能有效规避危机冲击、又能减少持有成本和风险,促进金砖国家金融稳定和经济可持续发展。

## 参考文献

- 陈奉先,2012:《中国最优外汇储备:数量特征、动机分解与调整速度》,《经济评论》第5期。
- 陈昆亭、龚六堂,2004:《中国经济增长的周期与波动的研究——引入人力资本后的RBC模型》,《经济学(季刊)》第3期。
- 程惠芳、岑丽君,2010:《FDI、产业结构与国际经济周期协同性研究》,《经济研究》第9期。
- 谷宇、韩国高,2011:《后危机背景下基于预防动机的中国外汇储备需求研究》,《国际贸易问题》第4期。
- 韩剑、徐震宇,2006:《资本流入、外汇储备非均衡增长对我国外汇政策的影响》,《国际金融研究》第6期。
- 贺书锋,2010:《“金砖四国”经济周期互动与中国核心地位——基于SVAR的实证分析》,《世界经济研究》第4期。
- 姬强、范英,2010:《次贷危机前后国际原油市场与中美股票市场间的协同性研究》,《中国管理科学》第6期。
- 李巍、张志超,2009:《一个基于金融稳定的外汇储备分析框架——兼论中国外汇储备的适度规模》,《经济研究》第8期。
- 李扬、余维彬、曾刚,2007:《经济全球化背景下的中国外汇储备管理体制变革》,《国际金融研究》第4期。
- 刘崇仪,2006:《经济周期论》,人民出版社。
- 刘金全、付一婷、王勇,2005:《我国经济增长趋势与经济周期波动性之间的作用机制检验》,《管理世界》第4期。
- 罗纳德·I·麦金农[美]、大野健一[日]著,王信、曹莉译,2006:《美元与日元:化解美日两国的经济冲突》,中国金融出版社。

- 罗纳德 I. 麦金农[美],王信、何为译,2006:《美元本位下的汇率:东亚高储蓄两难》,中国金融出版社。
- 彭斯达、陈继勇,2009:《中美经济周期的协同性研究:基于多宏观经济指标的综合考察》,《世界经济》第2期。
- 任志祥、宋玉华,2004:《中外产业内贸易与经济周期协同性的关系研究》,《统计研究》第5期。
- 张兵、李翠莲,2011:《“新兴大国”通货膨胀周期的协同性》,《经济研究》第9期。
- 钟伟,1995:《论中国国际储备的适度规模》,《财经研究》第7期。
- Agarwal, R., and A. Gupta, 2004, “How Should Emerging Economies Manage Their Foreign Exchange Reserves?”, available at SSRN 466783.
- Aghion, P., and P. Howitt, 2009, *The Economics of Growth*, the MIT Press.
- Backus, David K., Patrick J. Kehoe, and Finn E. Kydland, 1992, “International Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, 745—775.
- Bagliano, Fabio, and Claudio Morana, 2010, “Business Cycle Comovement In The G—7: Common Shocks Or Common Transmission Mechanisms?”, *Taylor and Francis Journals*, Vol. 42(18), 2327—2345.
- Baumol, William J., 1952, “The Transactions Demand For Cash: An Inventory Theoretic Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 545—556.
- Baxter, Marianne, and Michael A. Kouparitsas, 2005, “Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis”, *Journal of Monetary Economics* 52, 1, 113—157.
- Ben-Bassat, A., and D. Gottlieb, 1992, “Optimal International Reserves and Sovereign Risk”, *Journal of International Economics*, 345—362.
- Black, S. W., 1985, “International Money and Credit: The Policy Rules”, *Journal of International Economics*, 194—196.
- Carlos, Jose, Ferreira Cortinhas, 2005, “Intra-Industry Trade and Business Cycles In ASEAN”, NIPE Working Papers 7.
- Cavoli, Tony, 2009, “Is Fear of Floating Justified? The East Asia Experience”, *Journal of Policy Modeling*, Volume 31(1), P1—16.
- Chamon, Marcos and Marcio Garcia, 2013, “Capital Controls in Brazil: Effective?”, *Economia*, No. 606.
- Dooley, M., and D. Folkerts-Landau, 2005, “An Essay On The Revived Bretton Woods System”, NBER Working Paper No. 9971.
- Erdogan, Oral, K., Kenan Tata, B. Karahasan, and M. H. Sengoz, 2013, “Dynamics of The Co-Movement Between Stock and Maritime Markets”, *International Review of Economics and Finance*, 25, P282—290.
- Eric, C. Y. Ng, 2010, “Production Fragmentation and Business-Cycle Comovement”, *Journal of International Economics*, 82(1), 1—14.
- Forni, Mario Lucrezia Reichlin and Christophe Croux, 2001, “A Measure of Comovement For Economic Variables: Theory and Empirics”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 2, 232—241.
- Frankel, J. A., and A. K. Rose, 1998, “The Endogeneity of The Optimum Currency Area Criteria”, *Economic Journal*, 108, P1009—1025.
- Frenkel, J. A., 1974, “The Demand For International Reserves By Developed and Less-Developed Countries”, *Economica*, Vol. 33, 14—24.
- Frenkel, J. A., and B. Jovanovic, 1981, “Optimal International Reserves: A Stochastic Framework”, *Economic Journal*, 507—514.
- Gruben, William C., J. Koo, and E. Millis, 2002, “How Much Does International Trade Affect Business Cycle Synchronization?”, Vol. 2, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Guillermo, A. Calvo, and Carmen M. Reinhart, 2002, “Fear of Floating”, *Quarterly Journal of Economics*, 177(2), 379—408.
- Heathcote, Jonathan, and Fabrizio Perri, 2004, “Financial Globalization and Real Regionalization”, *Journal of Economic Theory*, Vol. 119(1), 207—243.
- Heller, R., 1968, “The Transaction Demand For International Means of Payment”, *Journal of Political Economy*, 141—155.
- Hugo Gerard, 2012, “Co-Movement In Inflation. Economic Research Department”, Research Discussion Paper of Reserve Bank of Australia, No. 2012—1.
- Ileana, Alexe, and Tatomir Cristina Flavia, 2012, “Business Cycle Synchronization Between Romania and The Euro Area. A Fresh Look In View of The Recent Crisis”, Vol. 0(1), 9—18.
- Imbs, Jean, 2003, “Trade, Finance, Specialization and Synchronization”, CEPR Discussion Papers 3779.
- Johnson, Harry Gordon, 1965, *The World Economy At The Crossroads: A Survey of Current Problems of Money, Trade, and Economic Development*, Clarendon Press.
- Julian Di Giovanni, and A. A. Levchenko 2010, “Putting The Parts Together: Trade, Vertical Linkages, and Business Cycle Comovement”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), P95—124.
- Kose, M. A., E. Prasad, and M. Terrones, 2003, “How Does Globalization Affect The Synchronization of Business Cycles?”, *American Economic Review*, 93(2), P57—62.

- McKinnon, Ronald I. ,2013, *The Unloved Dollar Standard*, Oxford University Press.
- Mendoza, E. G. ,2010, "Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage", *American Economic Review*, Vol. 100, 1941—1966.
- Mendoza, Ronald U. ,2004, "International Reserve-holding in the Developing World: Self Insurance in a Crisis-prone Era?", *Emerging Markets Review*, 5. P61—82.
- Menzie, D. Chinn, and Hiro Ito. ,2008, "A New Measure of Financial Openness", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 309—322.
- Mohan, Rakesh, 2004, "Challenges to Monetary Policy in a Globalising Context", *Reserve Bank of India Bulletin*, P81—102.
- Mohan, Rakesh, and Muneesh Kapur, 2009, "Managing The Impossible Trinity: Volatile Capital Flows and Indian Monetary Policy", Available at SSRN 1861724.
- Mustafa Yavuz Cakir and Alain Kabundi, 2013, "Business Cycle Co-Movements Between South Africa and The BRIC Countries", Working Papers 324, Economic Research Southern Africa.
- Olivera, Julio H G, 1969, "A Note On The Optimal Rate of Growth of International Reserves", *Journal of Political Economy*, Vol. 77, Issue 2, 245—48
- Pomogajko, Kirill, and Michael Voigtländer, 2012, "Co-Movement of House Price Cycles-A Factor Analysis.", *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 414—426.
- Ruiz-Arranz, Marta, and Milan Zavadjil. , 2008, "Are Emerging Asia's Reserves Really Too High?", International Monetary Fund Working Paper, No. 2008—2192.
- Triff, Robert, 1947, "National Central Banking and The International Economy", *Review of Economic Studies*, 14(2), P53—75
- Wyplorz, C. ,2007, "The Foreign Exchange Reserves Build up: Business As Usual?", prepared for the Workshop on Debt, Finance and Emerging Issues in Financial Integration at the Commonwealth Secretariat in London.
- Zeevi, Assaf, and Roy Mashal 2002, "Beyond Correlation: Extreme Co-Movements Between Financial Assets". Preprint, Columbia Graduate School of Business.

## The Volatility Co-movements of Foreign Exchange Reserves in BRICS and its Influencing Factors

Tang Lingxiao<sup>a</sup>, Ouyang Yao<sup>b</sup> and Pi Feibing<sup>a</sup>

(a: Changsha University of Science and Technology; b: Hunan University of Commerce)

**Abstract:** The strong and increasing co-movement in the foreign exchange reserves volatility of BRICS is verified with the static and dynamic Pearson & Spearman Correlation Coefficient Method. SPSS factor analysis and cluster analysis prove that the co-movements mainly result from the combined effects of the international impact and the nature of large emerging countries, but the effects of the two factors are of different levels. These two factors are embodied with the cointegration analysis, and the results show that BRICS' GDP, CPI, M2R, TRARATE representing the nature of large emerging countries and DEER, DJI denoting the international impact have stable correlation with the growth rate of foreign exchange reserves. The results of this paper imply the strategic significance of strengthening the cooperation among BRICS on foreign exchange reserves, and provide rationale for implementing differential domestic adjustment policy of foreign reserves in the BRICS.

**Key Words:** BRICS; Foreign Exchange Reserves; Co-movement; SPSS Factor Analysis

**JEL Classification:** E62, F31, F42

(责任编辑:成言)(校对:梅子)