

国际监管合作下的流动性风险监管 政策溢出效应研究^{*}

方 意 欧阳辉 贾妍妍 张碧琼

内容提要:本文基于定性向量自回归模型(Qual VAR 模型)和广义预测误差方差分解方法测度全球 33 个主要国家之间流动性风险监管政策的交互溢出效应,并考察国际监管合作下国家之间经济周期和金融周期协调对溢出效应的影响。结果显示:全球流动性风险监管政策的总溢出效应具有波动性。发达国家之间、发达国家与中国之间的政策溢出效应比较大。政策的关联网是一个以发达国家为中心,其他新兴市场国家为边缘的中心-边缘网络,网络内部的联结具有区域聚集特征。总体来看,国家之间的经济周期协调和金融周期协调对政策溢出效应有显著的正向影响,这一影响随着国际监管对各国的压力变大而增强。但对于不同类型国家组内和组间的情况而言,这一影响具有明显的异质性。由此,本文认为各国在制定和执行宏观审慎政策时,应重点关注与本国联系紧密、处于同一地域国家的政策,加强政策信息沟通;同时,应重视国家之间经济周期和金融周期协调所带来的影响,提高政策监管的效果。

关键词:流动性风险监管政策 溢出效应 国际监管合作 宏观审慎政策 周期协调

作者简介:方 意,中国人民大学国家发展与战略研究院教授,100872;

欧阳辉(通讯作者),贵州财经大学大数据应用与经济学院讲师、博士,
550025;

贾妍妍,天津财经大学金融学院讲师、博士,300221;

张碧琼,中央财经大学金融学院教授,102206。

中图分类号:F831.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)04-0041-16

一、引 言

2008 年全球金融危机后,巴塞尔委员会认识到构建监测和控制流动性风险的统一标准是一个

^{*} 基金项目:国家自然科学基金项目“金融周期视角下的中国银行业系统性风险防范与化解研究”(71973162);国家自然科学基金项目“金融文本大数据与银行业系统性风险:指标构建、应用与评估整合”(72173144);国家社会科学基金重大项目“负利率时代金融系统性风险的识别和防范研究”(20&ZD101)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。欧阳辉电子邮箱:ouaiui@126.com。

亟须解决的问题,进而提出了覆盖流动性风险管理的指标,主要包括流动性覆盖率(LCR)、净稳定融资比率(NSFR),以及对两者进行补充的其他流动性监测工具。截至2018年底,国际清算银行(BIS)已有27个成员实施了LCR最低监管要求,12个成员实施了NSFR最低监管要求。在构建宏观审慎评估体系(MPA)时,中国也包含了流动性大类。其中,LCR和NSFR总计占这一大类80%的权重,是中国重要的宏观审慎政策指标。

尽管流动性风险的监管得到了加强,但全球一体化带来了各国政策之间的相互影响,即产生了政策溢出效应。党的二十大报告提出,要推进高水平对外开放,稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放。随着中国进一步有序推进金融开放,制定政策时有必要考虑外部政策溢出以及国家之间经济周期和金融周期对溢出的影响,原因如下。第一,如果一国在选择融入全球一体化的同时关注国内金融稳定,就无法实现金融政策的独立(Schoenmaker, 2011)。全球化的经济金融活动使流动性风险监管政策通过溢出渠道对紧密关联国家的金融变量造成影响,单个国家监管政策的影响可能很小,但多个国家政策的影响不容小觑,因此受影响的国家会及时调整政策以做出反应。第二,全球一体化使国家之间的联系更为紧密,其带来的经济周期协调和金融周期协调(以下简称经济金融周期协调)会对政策溢出产生影响。在特定时期内,全球一体化网络中所有国家经济周期或金融周期循环阶段在方向上和波幅上表现出趋同性。为了避免危机的发生和传染,各国会根据自身周期调整监管政策以提高金融系统的弹性和抗风险能力,国际监管合作组织也会根据区域性和全球性周期情况提出政策建议来防范局部风险的爆发和扩散,二者都会对国家之间的政策溢出产生影响。这种相互影响不仅关乎境内宏观审慎政策工具的有效性,而且关乎国家层面的政策框架和外部性等更广泛的问题。那么,全球流动性风险监管政策的溢出效应如何?溢出效应在不同类型国家之间是否存在差异?国家之间经济金融周期协调对溢出效应有何影响?深入研究这些问题,有助于加深对宏观审慎政策之间相互影响的理解,为政策制定提供参考建议。同时,将政策之间的影响和周期协调纳入考虑范围,有益于监管当局关注周期关系,及时、差异化地对其他国家的政策做出反应,以提高政策的有效性。

本文从理论上讨论了经济金融周期协调对溢出效应带来的影响,以及国际监管压力在其中的作用,并进行了实证检验。本文的贡献有以下三点。第一,将宏观审慎政策溢出效应的研究内容扩展到两国政策之间的影响,分析了其背后的理论机制。这进一步拓展和完善了相关研究的要素和内容,加深了对宏观审慎政策溢出效应的认识,因此具有一定的理论贡献。第二,讨论并量化流动性风险监管政策之间的溢出效应。已有文献对流动性风险监管政策的研究,理论分析居多,实证分析较少,对于这类政策之间溢出效应的研究更为罕见,本文的研究丰富了相关文献的内容。第三,分析了国际监管合作背景下,经济金融周期协调对全球流动性风险监管政策溢出效应的影响机制并进行了实证检验。这为不同监管时期、不同周期协调关系下的政策调控提供参考。

二、文献回顾和理论分析

本文与两类文献紧密相关。一类是跨境政策之间的溢出效应研究。一国的政策(政策输出国)不仅可能通过跨境传导渠道来影响其他国家(政策接受国)的金融变量,而且还会使其他国家采取相同的政策来应对(Agénor和Pereira da Silva, 2022)。然而,有关跨境政策之间溢出效应的研究多集中于大国的货币政策,尤其是美国与其他国家之间的溢出情况(Kim, 2001; 黄宪、杨子荣, 2016; Civeir和Varoglu, 2019),鲜有对国家之间宏观审慎政策相互影响的讨论。另一类是经济周期

和金融周期对宏观审慎政策溢出影响的研究。部分学者认为,在监管对国际贷款活动的影响过程中,周期性因素似乎不那么重要(Buch 和 Goldberg, 2017);也有学者认为,周期性因素对宏观审慎政策的溢出存在影响(陈晓莉、刘晓宇, 2020),因此关于这一点并没有一致结论,也鲜有从周期协调视角展开的分析。然而,宏观审慎政策多样化的工具及其不断加大的执行力度、全球一体化深入带来的周期协调关系的增强,都使相关研究很有必要。

经济金融周期协调会影响宏观审慎政策的调整和溢出,这种影响在国际监管合作下会发生变化。为了便于分析,本文使用“被动调整”表示政策接受国应对溢出效应的宏观审慎政策行为,使用“主动调整”表示除应对溢出效应之外的宏观审慎政策行为。

(一)经济金融周期协调性与流动性风险监管政策

经济金融周期协调的增强会影响流动性风险监管政策。当国家间经济周期或金融周期处于协调关系时,两国面临信贷和资产价格的协同变化,银行风险也随之改变。为了维护金融稳定,政策输出国会主动进行逆周期调节。此时,政策接受国会面临两种调整流动性风险监管政策的压力情形。第一种情形与政策输出国类似,是接受国国内经济金融周期带来的监管压力。此时如果接受国调整政策,则为主动调整。第二种情形与输出国政策通过溢出渠道影响接受国的银行风险有关。这是因为,一方面,输出国的紧缩性政策对银行的资产和资金来源提出了更高的要求,此时非优质的流动性资产可能会流出到接受国银行机构,加大接受国银行的流动性风险。另一方面,输出国的紧缩性政策会影响输出国银行资本的借贷能力,一些银行会用短期贷款替代增长型的长期贷款业务,比如投资项目的融资。这导致借款人可能转向接受国不受监管的银行机构融资,形成跨境信贷,增加接受国银行的风险承担。为了避免外部政策冲击导致的系统性风险跳跃上升(方意、荆中博, 2022),此时接受国调整政策,则为被动调整。

当接受国在第一种压力情形下实施紧缩性的政策时,接受国银行受到与输出国银行类似的监管,从而输出国政策对接受国银行风险的影响会降低。这会降低第二种情形下接受国被动调整政策的压力或强度,即输出国政策的溢出效应会减小。与此相反,接受国在第一种压力情形下未实施紧缩性的政策时,在第二种情形下的被动政策调整压力或强度就会加大,即输出国政策的溢出效应会增加。因此,经济金融周期协调性的增强是否会加大两国政策之间的溢出效应,取决于政策接受国是否会根据本国金融稳定程度的变化来主动调整流动性风险监管政策。

(二)国际监管合作的作用

在国际监管合作下,经济金融周期协调对流动性风险监管政策溢出效应的影响会发生变化。当周期处于上行阶段、周期协调性强时,国际监管合作会产生两方面的影响。一方面,国际监管要求可能会减小政策之间的溢出效应。当输出国和接受国都积极响应国际监管合作,主动逆周期调节政策时,如前段分析,政策之间的溢出效应会减小。另一方面,国际监管要求也可能会增加政策之间的溢出效应。当输出国主动调整政策时,接受国在国际监管压力的作用下可能采取被动的跟随策略,其被动调整政策的强度会变大。因此,在国际监管合作的压力下,经济金融周期协调对流动性风险监管政策溢出效应的影响也与接受国是否主动调整这一政策有关。

三、流动性风险监管政策溢出效应的研究方法和数据描述

本部分首先采用 Qual VAR 模型生成连续的政策潜变量,其次基于 LASSO-VAR 模型的广义方差分解构建流动性风险监管政策溢出效应指数。

(一)潜变量的生成

1. 数据描述

Qual VAR 模型可以将二元政策变量变为连续潜变量,以揭示宏观审慎政策潜在的倾向,弥补离散指标难以捕捉监管当局政策立场变化的不足(Tillmann,2015)。基于 Qual VAR 模型的介绍,详见荆中博和方意(2018)的研究。本文在全球范围内选取执行流动性风险监管政策的样本国家来模拟政策潜变量。为实现 MCMC 模拟,样本国家执行政策至少在 3 次以上。考虑到数据的可得性,最终选择 33 个国家^① 2003 年 1 月至 2018 年 12 月的月度数据。截至 2018 年,这 33 个国家的 GDP 之和约占全球的 78.26%,具有代表性。

(1)流动性风险监管政策变量。政策数据选取自综合宏观审慎政策(iMaPP)数据库(Alam 等,2019)中的流动性小项。在样本期内,iMaPP 数据库中 134 个国家和地区流动性政策总共执行 405 次,其中紧缩性政策执行 376 次,占比 92.84%。33 个样本国家总共执行 183 次,其中紧缩性政策执行 173 次,占比 94.54%;LCR 和 NSFR 执行 142 次,占比 77.60%。由于紧缩性政策执行的次数占比在 90% 以上,并且繁荣时期紧缩的宏观审慎政策更有必要性,本文以紧缩性的流动性风险监管政策为分析对象,在政策收紧时,将流动性风险监管政策取为 1,否则为 0。

(2)金融稳定变量和宏观经济变量。首先,考虑到流动类政策主要对银行的信贷产生影响,使用各国信贷同比增长率作为金融稳定变量的代理变量。其次,兼顾宏观经济环境变量选取的完整性以及 VAR 模型估计的“维数诅咒”问题,最终选取经济增长、通货膨胀和货币政策这三个宏观经济变量。具体而言,使用工业生产指数同比增长率、消费者价格指数同比增长率和货币供应量同比增长率分别作为代理变量。金融稳定变量和宏观经济变量的数据来自 CEIC 和 EIU CountryData 数据库。

2. 流动性风险监管政策潜变量分析

将金融稳定变量和宏观经济变量代入 Qual VAR 模型,可以得到各个样本国家流动性风险监管政策的潜变量。^② 样本期内政策潜变量具有以下特征。(1)一致性,即潜变量与政策工具实施的走势一致。当紧缩的流动性政策实施时,潜变量为正;其他时间为负,这与 Tillmann(2015)相符。(2)波动性。在整个样本期内,政策潜变量波动较为剧烈。其中,2008—2009 年金融危机期间和 2009—2011 年欧债危机期间的政策波动性明显高于非危机期间,表明在危机期间各国面临着宏观审慎政策调整的压力。

(二)政策溢出指数的构建

LASSO 方法可以有效减小内生变量个数,不仅可以实现对高维变量模型的估计,而且可以更有效地估计 VAR 模型参数。对于 LASSO-VAR 模型的介绍,详见贾妍妍等(2020)的研究。本文借鉴 Diebold 和 Yilmaz(2012)的思路,使用广义预测误差方差分解来构建溢出指数。在超前 H 步预测的广义预测误差方差分解中,第 j 个变量对第 i 个变量方差的贡献度为 $\theta_{i,j}(H)$ 。由于方差分解中所有内生变量的贡献度总和不等于 1,即 $\sum_{j=1}^N \theta_{i,j}(H) \neq 1$,所以需要对其每一行数据进行标准化处理:

① 根据 IMF 发布的《世界经济展望报告》的分类,这 33 个国家由 18 个发达国家和 15 个新兴市场国家组成。发达国家包括:奥地利、捷克、德国、丹麦、西班牙、芬兰、法国、英国、希腊、以色列、意大利、日本、韩国、卢森堡、挪威、葡萄牙、新加坡、美国。新兴市场国家包括:保加利亚、巴西、中国、哥斯达黎加、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、印度、马来西亚、巴基斯坦、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、泰国、土耳其。

② 限于篇幅,33 个国家的潜变量未列示,备索。

$$\tilde{\theta}_{i,j}(H) = \frac{\theta_{i,j}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{i,j}(H)} \tag{1}$$

因此, $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{i,j}(H) = 1$ 且 $\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{i,j}(H) = N$ 。本文通过对 $\tilde{\theta}_{i,j}(H)$ 赋予权重指数来体现两国相互联系的紧密程度,以校准 LASSO-VAR 模型的结果。参照 Pesaran 等(2004),使用双边贸易数据来构建权重指数 $\omega_{i,j}$,具体计算如式(2)所示,其中 $IM_{i,j}$ 和 $EX_{i,j}$ 分别为 i 国对 j 国的进口额和出口额。样本国家的双边贸易数据来自 IMF 的 DOTS 数据库。赋予权重后的广义方差矩阵如表 1 所示。

$$\omega_{i,j} = \begin{cases} 0 & \text{if } i = j \\ \frac{IM_{i,j} + EX_{i,j}}{\sum_{i=1}^N (IM_{i,j} + EX_{i,j})} & \text{if } i \neq j \end{cases} \tag{2}$$

表 1
 赋予权重后的广义方差矩阵

国家	国家 1	国家 2	...	国家 N
国家 1	$\omega_{1,1} \tilde{\theta}_{1,1}(H)$	$\omega_{1,2} \tilde{\theta}_{1,2}(H)$...	$\omega_{1,N} \tilde{\theta}_{1,N}(H)$
国家 2	$\omega_{2,1} \tilde{\theta}_{2,1}(H)$	$\omega_{2,2} \tilde{\theta}_{2,2}(H)$...	$\omega_{2,N} \tilde{\theta}_{2,N}(H)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
国家 N	$\omega_{N,1} \tilde{\theta}_{N,1}(H)$	$\omega_{N,2} \tilde{\theta}_{N,2}(H)$...	$\omega_{N,N} \tilde{\theta}_{N,N}(H)$

注:表中 H 表示广义预测误差方差分解的预测期。表中 $N \times N$ 矩阵中第 i 行、第 j 列的元素 $\tilde{\theta}_{i,j}(H)$ 表示对应广义预测误差方差分解的结果, $\omega_{i,j}$ 为国家 i 与国家 j 之间的权重指数。

本文通过构建三个溢出指数来反映政策溢出效应。

第一,全球流动性风险监管政策的总溢出指数(Total-spillover):

$$S_T(H) = \sum_{i,j=1,i \neq j}^N \omega_{i,j} \tilde{\theta}_{i,j}(H) \times 100 \tag{3}$$

第二,国家 i 与国家 j 之间的流动性风险监管政策溢出指数(Pair-spillover):

$$S_p(H) = \frac{\omega_{i,j} \tilde{\theta}_{i,j}(H) + \omega_{j,i} \tilde{\theta}_{j,i}(H)}{2} \times 100 \tag{4}$$

第三,国家 i 流动性风险监管政策对其他所有国家的溢出指数(To-spillover):

$$S_{.i}(H) = \sum_{j=1,i \neq j}^N \omega_{j,i} \tilde{\theta}_{j,i}(H) \times 100 \tag{5}$$

四、流动性风险监管政策溢出效应分析

(一)全球流动性风险监管政策的动态溢出效应

本文通过选取 60 期的滚动窗口和 12 期预测期对 LASSO-VAR 模型进行估计,可以基于估计结果构建总溢出指数来考察政策总溢出效应的时变特征。银行业系统性风险存在阶段性特征,因

此政策的执行也具有阶段性(方意,2021)。按照样本国家流动性风险监管政策的实际执行情况,溢出指数可分为2008—2014年的第Ⅰ阶段和2015—2018年的第Ⅱ阶段。第Ⅰ阶段的政策实际执行次数极少,模拟的溢出指数用于检验指标的合理性。第Ⅱ阶段是明显出现政策协调的时期,模拟的溢出指数用于分析政策的溢出效应。最后结合分析第Ⅰ阶段和第Ⅱ阶段的溢出指数,探讨流动性风险监管政策总溢出效应的特征。

通过对比全球流动性与政策总溢出指数的关系,本文尝试说明政策总溢出指数的合理性。本文使用BIS全球流动性数据中的私营非金融部门信贷年度变化百分比的季度数据作为全球流动性的指标(BIS,2011),结合本文构建的政策总溢出指数,将第Ⅰ阶段和第Ⅱ阶段的指标分别进行归一化处理^①并作图以方便对比和讨论,具体如图1所示。全球流动性与政策总溢出指数呈现较为明显的负向关系。这是因为,一方面,当各国流动性风险监管政策收紧时,政策之间的溢出效应会变大,同时银行会减少对非金融部门的债权,全球流动性降低。另一方面,当全球流动性下降时,银行会减少对非金融部门的债权。此时,流动性风险受到重视,流动性风险监管政策收紧,溢出效应增大。可以看出,第Ⅰ阶段政策总溢出指数很好地反映了潜在政策压力下的溢出效应,本文的政策总溢出指数具有一定的合理性。

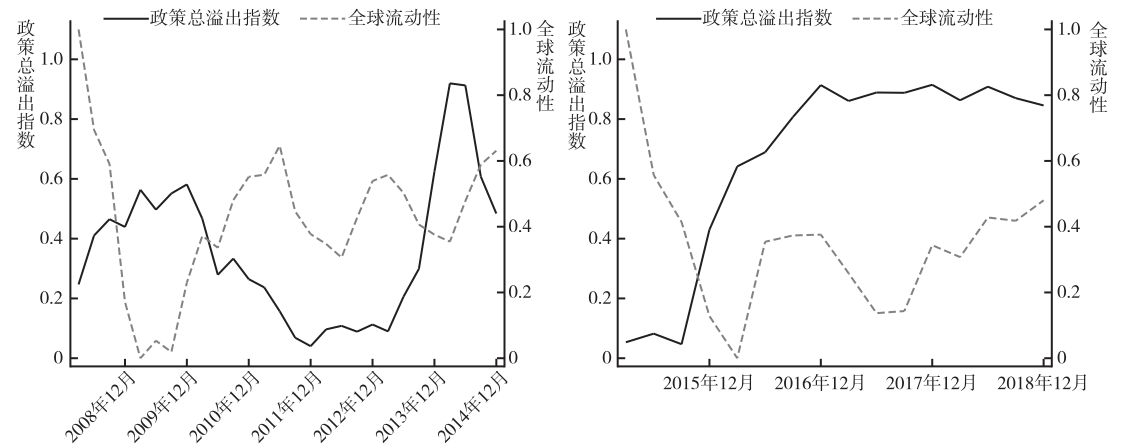


图1 归一化处理后的两个阶段的政策总溢出指数和全球流动性时序特征

注:第Ⅰ阶段(左图)为2008年1月至2014年12月;第Ⅱ阶段(右图)为2015年1月至2018年12月。

综合第Ⅰ阶段和第Ⅱ阶段政策的动态溢出走势可知,全球流动性风险监管政策的总溢出效应具有明显的波动性。一方面,输出国的监管政策根据自身周期波动而变化,政策通过溢出渠道向外蔓延,导致接受国受到的影响随之波动。另一方面,接受国自身的周期也在发生变化,对外部政策影响的反应也在动态调整。因此,政策溢出效应必然具有波动性。此外,国际监管压力使各国的政策表现为协同运动和相互影响,政策总溢出效应也较高。

(二)全球流动性风险监管政策的静态溢出效应

1. 发达国家和新兴市场国家的政策溢出效应

国家*i*与国家*j*间的政策溢出指数 $S_p(H)$ 反映了两国之间流动性风险监管政策溢出效应的强

^① 归一化处理的计算公式为: $S_{norm} = \frac{S - S_{min}}{S_{max} - S_{min}}$ 。其中, S 表示政策总溢出指数, S_{max} 和 S_{min} 分别表示样本期内指数的最大值和最小值, S_{norm} 表示归一化后得到的标准指数。

度。本节将样本分为发达国家与新兴市场国家两组,通过构建两国政策溢出指数,分析两阶段中国家组间和组内的政策溢出效应以及中国在其中的情况,结果如表 2 所示。由表 2 可知,(1)发达国家之间的政策溢出效应最大,发达国家与新兴市场国家之间的政策溢出效应居中,新兴市场国家之间的政策溢出效应最小。(2)中国与发达国家之间的政策溢出效应大于其与新兴市场国家之间的政策溢出效应。

总的来看,发达国家之间、发达国家与中国之间的溢出效应较大,这可能与发达国家更为开放的经济和金融环境有关。首先,发达国家的全球一体化程度高。发达国家金融市场开放度较新兴市场国家高;拥有大型的全球性银行,银行设在国内的母公司与其外国附属机构之间的内部融资交易相对成熟。因此,发达国家的资本流动相对容易,政策溢出渠道更为通畅,对外影响更大。其次,样本国家中的发达国家受所在地域和组织影响联系紧密。本文的样本国家中,发达国家除日本、韩国、新加坡和美国外,其他绝大多数国家来自欧盟或北约。这些国家联系紧密、相互影响较大,相比于分散分布、经济金融联系较弱的新兴市场国家更容易产生政策之间的溢出效应。最后,发达国家与新兴市场国家之间的投资和贸易往来越来越紧密。受发达国家向新兴市场国家投资,以及新兴市场国家反向扩大贸易、开拓市场等因素影响,新兴市场国家与发达国家之间的经济金融联系程度高于新兴市场国家之间,因此相互的溢出效应也更大。这样的关系在中国与两组国家之间的溢出效应中也有所体现。

表 2	国家之间的政策溢出效应		单位: %
不同类型国家之间	第 I 阶段	第 II 阶段	
发达↔发达	25. 53	46. 32	
发达↔新兴(含中国)	11. 33	21. 17	
新兴(含中国)↔新兴(含中国)	9. 10	13. 37	
不同类型国家与中国之间	第 I 阶段	第 II 阶段	
发达↔中国	3. 04	3. 58	
新兴↔中国	1. 21	2. 60	

注:表中各单元溢出效应的值为所有涉及的样本国家 $S_p(H)$ 指数的总和;表中“新兴(含中国)”表示新兴市场国家中包含中国,“新兴”表示新兴市场国家,但不包含中国。

2. 全球流动性风险监管政策溢出关联网
 络分析

结合政策溢出指数 $S_p(H)$ 和 $S_{Li}(H)$,可以画出两个阶段的全球流动性风险监管政策溢出效应关联网图(见图 2)。可以看出,两个阶段的关联网有三个共同特点。(1)发达国家的政策溢出效应总体更大,在网络中起着关键作用,是中心国家;新兴市场国家大多处在网络的边缘。在发达国家中,美国、德国、法国、意大利、西班牙和日本的政策溢出效应较大。相反,在新兴市场国家中,除中国和俄罗斯外,其他国家的溢出效应都较小。整体而言,全球流动性风险监管政策溢出效应关联网是一个以发达国家为中心、新兴市场国家为边缘的中心-边缘网络。(2)关联网具有区域聚集特征。关联网大致可以分为两个部分:一个是以德国、意大利、法国、西班牙和英国等欧洲主要发达国家为核心,其他欧洲国家为边缘的小网络;另一个是以美国、中国、日本、韩国为核心,其他部分亚洲国家为边缘的小网络。两个小网络之间存在相对较弱的联系。这表明,政策溢出效应与区域因素存在一定的关系,类似的区域聚集特征也出现在主权债务风险溢出的网络中(李政等,2020a)。这是因为,同区域的国家不但经济金融环境的相似度较高,而且贸易和金融联系也密切。经贸关联度较高也是美国和中国之间溢出效应较大的原因之一。(3)中国的政策溢出效应较大。可能

是因为:其一,中国虽然是新兴市场国家,但宏观审慎政策方面的实践已走在前列,在全球经济金融治理中的影响力日益增强;其二,中国开始以大国的主体身份开展对外交往,同时不断融入金融全球一体化进程,这使中国的国际影响力和对外连接的紧密度都得到很大提升,政策影响力明显增强。

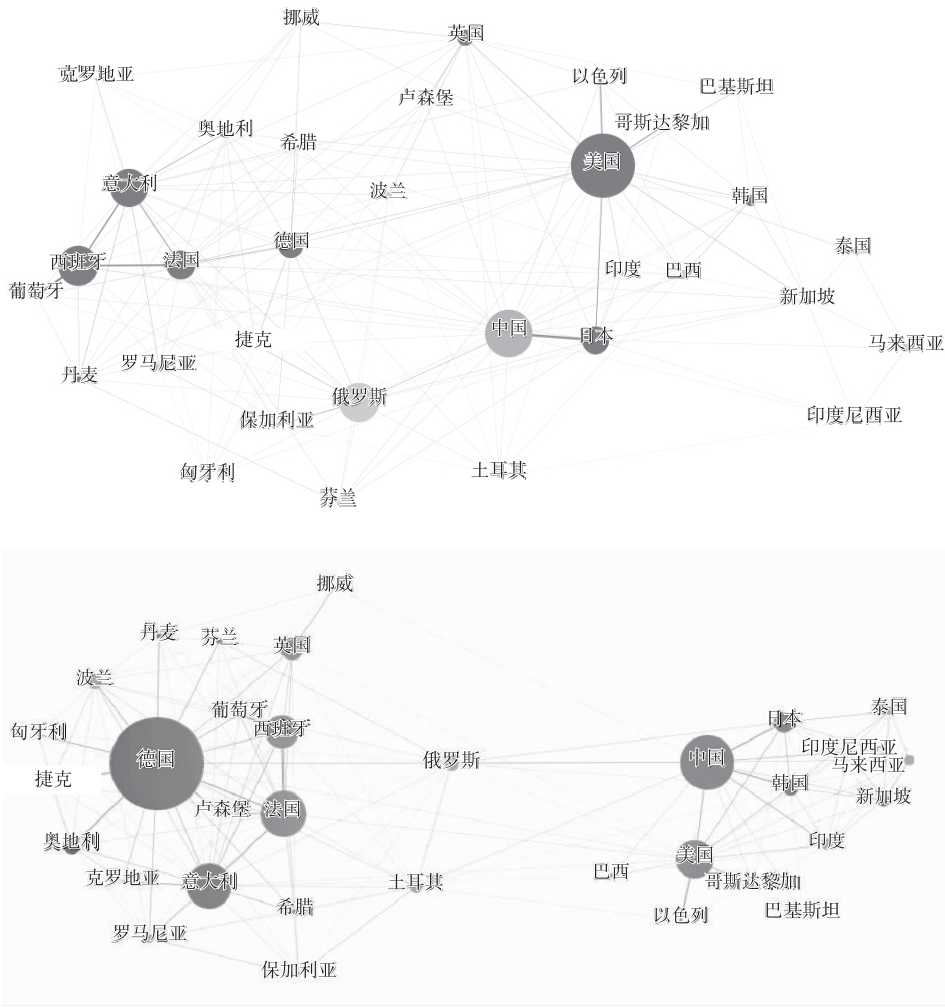


图 2 全球流动性风险监管政策溢出效应关联网

注:第 I 阶段(上图)和第 II 阶段(下图)的每个节点代表一个国家。节点越大表示该国对其他国家的政策溢出指数越高,该国是政策关联结构中的关键国家。节点之间连接线的粗细代表两国间的无方向溢出指数。连接线越粗表示两国政策相互溢出效应越高。为更好地显示国家之间的关联,每个关联网图只保留溢出强度前 30% 的连接线。

3. 中国流动性风险监管政策溢出结构分析

根据溢出效应的强度,表 3 列出了 2008—2018 年对中国溢出效应排名前六的国家和受中国溢出效应排名前六的国家。由表 3 可知,第一,俄罗斯、日本和韩国对中国的影响较大。俄罗斯、日本和韩国是中国的邻近国家,中国、韩国和俄罗斯是目前“一带一路”技术合作的核心国家,其技术相似性和社会邻近性强化了国家的技术合作(孙玉涛、姚琳,2022)。中国和日本之间的产业结构互补,经贸具有相互依赖性,双边贸易和投资使两国联系紧密(李政等,2020b)。这些与中国联系

紧密国家的政策会通过溢出渠道对中国的政策产生影响。第二,就对外的溢出强度而言,中国对美国、韩国和日本的影响较大。中美之间的贸易和金融关系高度融合,密不可分。在贸易上,2020年,中国对美国的出口占中国总出口额的 12.7%,中国和美国的双边贸易额占中国进出口总额的 12.6%。在金融上,随着中国金融市场制度建设与开放的加速推进,其深度和广度也与日俱增。中国实体经济和资本市场是美国等发达国家优化金融配置的重要场所。总的来看,在样本国家中,中国与俄罗斯、日本、韩国、美国之间保持较强的双向关系。其中俄罗斯对中国的溢出效应最强,美国受中国的溢出效应最强。

表 3	中国流动性风险监管政策溢出结构		单位: %
政策输出国	中国受到的 溢出效应	政策接受国	中国对外的 溢出效应
俄罗斯	1.53	美国	0.24
日本	0.53	韩国	0.20
韩国	0.45	日本	0.08
德国	0.30	新加坡	0.07
巴西	0.20	俄罗斯	0.07
美国	0.18	德国	0.05

五、国际监管合作下经济金融周期协动对政策溢出的影响

(一)模型设定和变量说明

通过构建面板模型进行分析,参照陈晓莉和刘晓宇(2020)、赵艳平等(2021),本文将基准回归方程设定为式(6):

$$Pairspill_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pairspill_{ij,t-1} + \alpha_2 Corr_{ij,t} + \alpha_3 mpa_t + \alpha_4 Z_{ij,t-1} + f_t + f_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \tag{6}$$

式(6)中, $Pairspill_{ij,t}$ 表示 t 期 i 国与 j 国之间的政策溢出效应,即流动性风险监管政策溢出指数 $S_p(H)$ 。 $Corr_{ij,t}$ 为 i 国与 j 国之间经济周期协动或金融周期协动。主要控制变量 mpa_t 为国际监管压力。 $Z_{ij,t-1}$ 为其他控制变量,所有其他控制变量滞后 1 期以减轻反向因果关系。 f_t 和 f_{ij} 分别为时间固定效应和个体固定效应; $\varepsilon_{ij,t}$ 为随机误差项。

在国际监管压力的作用之下,周期协动对政策溢出效应的影响可能会发生变化。因此,本文在基准模型(6)中加入监管压力与两国周期协动之间的交乘项,用来反映周期协动对政策溢出效应的影响随着监管压力增强的变化,具体如式(7)所示:

$$Pairspill_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pairspill_{ij,t-1} + \alpha_2 Corr_{ij,t} + \alpha_3 mpa_t + \alpha_4 Corr_{ij,t} \times mpa_t + \alpha_5 Z_{ij,t-1} + f_t + f_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \tag{7}$$

本文关注式(6)中 $Corr_{ij,t}$ 的系数 α_2 和式(7)中 $Corr_{ij,t} \times mpa_t$ 的系数 α_4 。其中,如果 α_4 显著为正,则说明当全球流动性宏观审慎政策存在监管压力时($mpa_t = 1$),经济周期协动或金融周期协动会增强溢出效应。

1. 经济周期和金融周期的协动性

经济周期的协动性通常以两国经济周期之间的相关系数来衡量。首先,本文选择国内生产总值

(GDP)作为经济的代理变量,参照陈宇峰等(2015),将季度的名义 GDP 转为实际 GDP,季节调整后升频为月度数据进行 HP 滤波,从中分离出两国(i,j)实际经济活动周期的趋势部分。然后,使用滚动窗口回归的方法,参照彭斯达和陈继勇(2009),计算波动成分的 Pearson 相关系数,以此来表示各样本国经济周期的协动程度。其中,滚动窗口期为 60 个月。信贷作为金融的代理指标(范小云等,2017),其变化趋势对危机具有预警特征。本文通过对各国的信贷采用经济周期识别的滤波分析法来测度金融周期,强调单个金融变量的跨境协动性。相关数据来自 CEIC 和 EIU CountryData 数据库。

2. 控制变量

主要控制变量为全球流动性风险监管政策监管压力(mpa_t)。参照 Rime(2001),监管压力在 2015—2018 年设为 1,其他时期为 0。其他控制变量包括:国际金融一体化程度($ifi_{ij,t-1}$)和全球经济政策不确定性(epu_{t-1})。金融一体化程度按照 Lane 和 Milesi-Ferretti(2007)的方法,使用国外资产和负债总量占 GDP 的比重来度量。 i 国与 j 国金融一体化水平之和为两国的国际金融一体化程度,反映了资金出入的便利程度。国际金融一体化程度越高,政策传导的渠道越通畅。各国经济政策不确定性与国内外具体事件密切相关,当“黑天鹅”事件和地区热点问题出现时,货币、贸易和财政等相关政策的调整对政策溢出传导会产生影响。

(二)回归结果分析

基准模型和加入交乘项模型的回归结果如表 4 所示。首先,基准模型的回归结果显示,在平均条件下,各国的经济周期协动和金融周期协动总体在 1% 的水平下对流动性风险监管政策溢出效应有显著的正向影响,影响系数分别为 0.007 和 0.008。其次,当加入交乘项模型时,经济周期协动和金融周期协动与监管压力的交乘项系数在 1% 的水平下显著,分别为 0.012 和 0.007。

实证分析结果表明:(1)经济金融周期协动对政策溢出效应有显著的正向影响,说明输出国和接受国经济金融周期协动的提高会增强输出国政策对接受国政策的溢出效应;(2)经济金融周期协动对政策溢出效应的影响随着国际监管压力的变大而增强,说明在监管压力下,周期协动会使接受国增强对输出国政策影响的反应。

表 4 全样本回归结果

	经济周期协动		金融周期协动	
	基准模型	加入交乘项模型	基准模型	加入交乘项模型
L. <i>Pairspill</i>	0.818 *** (372.119)	0.817 *** (370.964)	0.818 *** (371.921)	0.817 *** (371.257)
<i>mpa</i>	0.004 (0.164)	-0.002 (-0.072)	0.003 (0.138)	0.001 (0.024)
<i>Corr</i>	0.007 *** (4.475)	-0.005 ** (-2.201)	0.008 *** (4.937)	0.003 * (1.906)
<i>Corr × mpa</i>		0.012 *** (6.556)		0.007 *** (4.956)
L. <i>ifi</i>	0.002 (0.364)	0.003 (0.511)	0.002 (0.485)	0.002 (0.452)
L. <i>epu</i>	0.002 (0.009)	0.002 (0.012)	0.002 (0.013)	0.002 (0.011)

续表 4

	经济周期协调		金融周期协调	
	基准模型	加入交乘项模型	基准模型	加入交乘项模型
常数项	0.011 (0.539)	0.016 (0.770)	0.012 (0.560)	0.013 (0.623)
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.674	0.674	0.674	0.674
样本量	69168	69168	69168	69168

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,小括号中的值为 t 统计量,L 表示滞后 1 阶。下同。

(三)稳健性检验

1. 替换变量

本文使用各国 GDP 和信贷的实际增长率代替滤波后的波动部分表示各国的经济周期和金融周期。

2. 替换权重

出口贸易是决定一国贸易开放程度的重要决定因素(Frost 和 van Stralen,2018)。因此,改变权重的计算方法,将进口国 j 对出口国 i 的进口额占比表示为 j 对 i 的影响。由于各国都会记录双边贸易活动,最终将 j 对 i 的进口 $IM_{i,j}$ 与 i 对 j 的出口 $EX_{j,i}$ 的均值占比作为 j 对 i 的权重系数 $\omega_{i,j}$ 。具体计算如式(8)所示。

$$\omega_{i,j} = \begin{cases} 0 & \text{if } i = j \\ \frac{N \times (IM_{i,j} + EX_{i,j})/2}{\sum_{i=1}^N (IM_{i,j} + EX_{i,j})/2} & \text{if } i \neq j \end{cases} \tag{8}$$

3. 除去权重

考虑到权重值对溢出效应和最终的回归结果可能产生影响,直接使用广义预测误差方差分解的结果来构建指数,不再赋予权重。

4. 内生性问题

为了避免可能存在的互为因果关系,本文对所有解释变量滞后 1 期,以及使用系统 GMM 对式(6)和式(7)进行回归。

以上检验结果均表明,本文的回归结果总体稳健。^①

(四)异质性分析

发达国家和新兴市场国家存在差异,因此有必要对不同类型国家组间和组内的样本进行分析,讨论回归结果的差异。

1. 不同类型国家组内和组间的回归结果

相关回归结果如表 5 和表 6 所示。(1)在经济周期协调或金融周期协调对流动性风险监管政策溢出效应的影响方面,发达国家之间没有显著影响,发达国家与新兴市场国家之间以及新兴市场国家之间总体上有显著的正向影响。(2)当存在监管压力时,发达国家与新兴市场国家之间以

① 限于篇幅,稳健性检验结果未列示,备索。

及发达国家之间经济周期协调或金融周期协调与监管压力交乘项的系数均显著为正;新兴市场国家之间交乘项的系数显著为负。

实证结果表明,对于不同类型国家的分组,组内和组间的经济金融周期协调对流动性风险监管政策溢出效应的影响,以及国际监管合作在其中的作用都存在明显的异质性。根据前述的机制分析,两国周期协调时,政策接受国是否主动调整政策将影响输出国的溢出效应,即当接受国主动(被动)调整政策时,对溢出效应影响较小(较大)。可以认为,当周期协调的回归系数显著为负或不显著时,接受国偏向主动调整政策;当回归系数显著为正时,接受国偏向被动调整政策。因此,结合实证结果可知,(1)当发达国家之间存在周期协调时,会偏向主动调整自身的政策以应对本国银行风险的变化。当新兴市场国家与其他国家之间存在周期协调时,会倾向于根据其他国家的监管政策被动调整自身的政策。(2)在国际监管压力作用下,发达国家与其他国家存在周期协调时,会关注其他国家的政策情况并及时做出政策调整。新兴市场国家也会关注发达国家的政策情况进行自身的政策调整。

表 5 不同类型国家组内的回归结果

变量	发达国家之间				新兴市场国家之间			
	经济周期协调		金融周期协调		经济周期协调		金融周期协调	
L. Pairspill	0.954 *** (448.841)	0.952 *** (439.733)	0.954 *** (448.775)	0.953 *** (443.720)	0.696 *** (112.383)	0.694 *** (111.599)	0.696 *** (112.220)	0.692 *** (110.996)
mpa	0.018 (0.836)	0.014 (0.616)	0.018 (0.833)	0.016 (0.741)	-0.006 (-0.085)	0.005 (0.083)	-0.007 (-0.113)	-0.000 (-0.004)
Corr	-0.000 (-0.202)	-0.010 *** (-3.540)	0.001 (0.394)	-0.003 (-1.266)	-0.007 (-1.602)	0.026 *** (3.076)	0.011 *** (2.655)	0.023 *** (4.932)
Corr × mpa		0.009 *** (5.465)		0.005 *** (3.284)		-0.035 *** (-4.464)		-0.028 *** (-5.578)
常数项	0.021 (0.994)	0.026 (1.255)	0.020 (0.968)	0.022 (1.043)	0.025 (0.395)	0.015 (0.245)	0.022 (0.344)	0.020 (0.321)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.914	0.914	0.914	0.914	0.491	0.492	0.492	0.493
样本量	20043	20043	20043	20043	13755	13755	13755	13755

表 6 不同类型国家组间的回归结果

变量	发达国家与新兴市场国家之间			
	经济周期协调		金融周期协调	
L. Pairspill	0.786 *** (237.634)		0.786 *** (237.588)	
mpa	-0.006 (-0.198)		-0.007 (-0.219)	

续表 6

变量	发达国家与新兴市场国家之间			
	经济周期协同		金融周期协同	
<i>Corr</i>	0.011 *** (5.488)	0.007 ** (2.043)	0.009 *** (4.158)	0.005 * (1.869)
<i>Corr × mpa</i>		0.005 * (1.697)		0.007 *** (3.384)
常数项	0.004 (0.122)	0.005 (0.176)	0.005 (0.173)	0.006 (0.213)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.624	0.624	0.624	0.624
样本量	35370	35370	35370	35370

2. 中国与发达国家和新兴市场国家的回归结果

中国与发达国家和新兴市场国家之间的回归结果如表 7 所示。(1)平均而言,中国与发达国家之间的经济周期协同对流动性风险监管政策溢出效应有显著的正向影响。考虑国际监管压力情况时,周期协同与监管压力交乘项的系数显著。(2)无论是否考虑监管压力,中国与新兴市场国家之间的周期协同对流动性风险监管政策溢出效应都没有显著影响。

实证结果表明:当存在经济金融周期协同时,中国在调整自身的流动性风险监管政策时,更加关注发达国家的政策情况而非其他新兴市场国家的情况。在国际监管压力下,经济金融周期协同对政策溢出效应的影响并不一致。当与其他国家之间存在经济周期协同时,中国偏向于主动调整政策;当与其他国家之间存在金融周期协同时,中国更关注发达国家的政策情况并进行被动的政策调整。

表 7 中国与发达国家和新兴市场国家的回归结果

变量	中国与发达国家				中国与新兴市场国家			
	经济周期协同		金融周期协同		经济周期协同		金融周期协同	
<i>L. Pairspill</i>	0.946 *** (141.675)	0.944 *** (139.696)	0.953 *** (145.154)	0.949 *** (142.382)	0.948 *** (117.090)	0.944 *** (112.272)	0.947 *** (117.102)	0.948 *** (117.145)
<i>mpa</i>	−0.004 (−0.029)	0.016 (0.106)	0.005 (0.035)	0.006 (0.043)	−0.040 (−0.300)	−0.031 (−0.228)	−0.033 (−0.243)	−0.034 (−0.255)
<i>Corr</i>	0.063 *** (3.998)	0.084 *** (4.525)	−0.012 (−0.954)	−0.047 *** (−2.789)	−0.006 (−0.495)	0.015 (0.808)	−0.013 (−1.236)	0.004 (0.234)
<i>Corr × mpa</i>		−0.042 ** (−2.134)		0.070 *** (2.996)		−0.029 (−1.535)		−0.031 (−1.418)

续表 7

变量	中国与发达国家				中国与新兴市场国家			
	经济周期协调		金融周期协调		经济周期协调		金融周期协调	
常数项	-0.261 * (-1.824)	-0.270 * (-1.887)	-0.238 * (-1.657)	-0.251 * (-1.750)	-0.041 (-0.319)	-0.046 (-0.364)	-0.046 (-0.364)	-0.042 (-0.329)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.920	0.920	0.919	0.920	0.913	0.914	0.913	0.914
样本量	2358	2358	2358	2358	1834	1834	1834	1834

六、结论与政策启示

本文通过构建政策溢出指数,对全球流动性风险监管政策的溢出效应进行分析,并考察经济金融周期协调对溢出效应的影响。分析结果表明,第一,在全球流动性风险监管政策溢出指数和溢出效应关联网络方面,总溢出指数具有明显的波动性,并且较好地反映了国家之间的政策溢出效应;发达国家之间、发达国家与中国之间的流动性风险监管政策溢出效应较大;全球流动性风险监管政策溢出效应关联网络是一个以发达国家为中心、新兴市场国家为边缘的中心-边缘网络,网络内部的连接具有区域聚集特征。中国与俄罗斯、日本、韩国、美国之间保持着较强的双向关系。第二,在经济金融周期协调对流动性风险监管政策溢出的影响方面,总体来看,周期协调对政策溢出效应有显著的正向影响,这一影响随着国际监管压力的变大而增强;对于不同类型国家,组内和组间的经济金融周期协调对流动性风险监管政策溢出效应的影响,以及国际监管合作在其中的作用都存在明显的异质性。

基于以上研究结论,本文得到以下启示。第一,要重视政策溢出效应。本文的研究结果表明,流动性风险监管政策溢出效应在不同类型国家之间、不同的地理区位之间存在差异。其中,发达国家是流动性风险监管政策溢出效应关联网络中的关键国家。因此,各国在制定和执行本国宏观审慎政策时,需要关注其他国家宏观审慎政策的执行情况。对不同类型国家的政策执行要区别对待,尤其要关注对本国溢出效应较大的发达国家,以及与自身处在同一区域、联系紧密的国家的宏观审慎政策和相关制度。相对于欧洲国家,中国与美国和部分亚洲国家之间的政策联系更为紧密,也是流动性风险监管政策影响较大的溢出方。这部分国家与中国加强政策协调需求将日益增强。因此,可通过加强政策信息的交流增进各国间在经济和金融运行特征和政策制定原则方面的了解,为各国政策调整提供基础。第二,要考虑周期因素。本文的研究结果表明,流动性风险监管政策之间溢出随时间动态变化,还受到周期协调和国际监管压力的影响。一方面,各国在政策调整过程中,要考虑自身和全球的经济周期和金融周期,以及全球性监管压力的影响;准确识别本国与其他国家,尤其是相互溢出效应较大的国家之间经济金融周期的协调性;制定符合现实需要的宏观审慎政策,建立与宏观经济周期和金融周期关联的动态机制。另一方面,全球性的监管要求能有效地促进政策的执行。即使非强制性的监管要求也会因为两国经济金融周期的协调关系,而扩大政策在全球的实践范围。因此,跨境监管部门在制定相关政策时,需要全面考

虑各国经济周期和金融周期,充分给予各国适当的执行期限以方便各国灵活调整,提高政策监管的效果。

参考文献:

1. 陈晓莉、刘晓宇:《中国需要参与宏观审慎政策国际协调吗?:基于宏观审慎政策国际溢出效应的证据》,《世界经济研究》2020年第6期。
2. 陈宇峰、吴振球、郭妍芳:《中国产出缺口价格效应的部门差异性研究》,《世界经济》2015年第3期。
3. 范小云、袁梦怡、肖立晟:《理解中国的金融周期:理论、测算与分析》,《国际金融研究》2017年第1期。
4. 方意:《前瞻性 & 逆周期性的系统性风险指标构建》,《经济研究》2021年第9期。
5. 方意、荆中博:《外部冲击下系统性金融风险的生成机制》,《管理世界》2022年第5期。
6. 黄宪、杨子荣:《中国货币政策会冲击到美国货币政策吗——基于效应外溢的视角》,《国际金融研究》2016年第1期。
7. 贾妍妍、方意、荆中博:《中国金融体系放大了实体经济风险吗》,《财贸经济》2020年第10期。
8. 荆中博、方意:《中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究》,《财贸经济》2018年第10期。
9. 李政、刘淇、鲁晏辰:《主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据》,《金融研究》2020a年第9期。
10. 李政、孙丽玲、王子美:《基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究》,《国际金融研究》2020b年第4期。
11. 彭斯达、陈继勇:《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》2009年第2期。
12. 孙玉涛、姚琳:《技术距离、经济差距与“一带一路”沿线国际技术合作》,《软科学》2022年第8期。
13. 赵艳平、秦力宸、黄友星:《外部宏观审慎政策对我国企业杠杆率的溢出效应研究》,《国际金融研究》2021年第2期。
14. Agénor, P. R., & Pereira da Silva, L. A., Financial Spillovers, Spillbacks, and the Scope for International Macprudential Policy Coordination. *International Economics and Economic Policy*, Vol. 19, No. 1, 2022, pp. 79 – 127.
15. Alam, Z., Alter, A., Eiseman, J., Gelos, G., Kang, H., Narita, M., Nier, E., & Wang, N., Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macprudential Policies from a New Database. IMF Working Paper, No. 19/66, 2019.
16. BIS, Global Liquidity-Concept, Measurement and Policy Implications. CGFS Publications, No. 45, 2011.
17. Buch, C. M., & Goldberg, L. S., Cross-Border Prudential Policy Spillovers: How Much? How Important? Evidence from the International Banking Research Network. *International Journal of Central Banking*, Vol. 12, No. 212, 2017, pp. 505 – 558.
18. Civeir, I., & Varoglu, D. E., International Transmission of Monetary and Global Commodity Price Shocks to Turkey. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 41, No. 4, 2019, pp. 647 – 665.
19. Diebold, F. X., & Yilmaz, K., Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, Vol. 28, No. 1, 2012, pp. 57 – 66.
20. Frost, J., & van Stralen, R., Macprudential Policy and Income Inequality. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 85, No. 598, 2018, pp. 278 – 290.
21. Kim, S., International Transmission of U. S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, No. 2, 2001, pp. 339 – 372.
22. Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M., The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970 – 2004. *Journal of International Economics*, Vol. 73, No. 2, 2007, pp. 223 – 250.
23. Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M., Modeling Regional Interdependences Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No. 2, 2004, pp. 129 – 162.
24. Rime, B., Capital Requirements and Bank Behaviour: Empirical Evidence for Switzerland. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, No. 4, 2001, pp. 789 – 805.
25. Schoenmaker, D., The Financial Trilemma. *Economics Letters*, Vol. 111, No. 1, 2011, pp. 57 – 59.
26. Tillmann, P., Estimating the Effects of Macprudential Policy Shocks: A Qual VAR Approach. *Economics Letters*, Vol. 135, 2015, pp. 1 – 4.

Research on the Spillover Effect of Liquidity Risk Regulatory Policy under International Regulatory Cooperation

FANG Yi (Renmin University of China, 100872)

OUYANG Hui (Guizhou University of Finance and Economics, 550025)

JIA Yanyan (Tianjin University of Finance and Economics, 300221)

ZHANG Biqiong (Central University of Finance and Economics, 102206)

Summary: After the 2008 global financial crisis, the regulation of liquidity risk was strengthened, but globalization has resulted in the interplay of national policies, and the policy spillover effect cannot be ignored. In this paper we construct the spillover effect indices of liquidity risk regulatory policies. Using the Qual VAR model, we transformed variables of the liquidity risk regulatory policy of 33 major countries in the world into continuous latent variables, and performed the generalized forecast error variance decomposition. The spillover effect indices were constructed after the results of the differential decomposition were weighted. Then the indices were used to examine dynamic and static levels of the effect and its correlation network characteristics. Finally, this paper theoretically analyzes the spillover effects of the co-movement of economic cycles and of financial cycles including the role of international regulatory cooperation, and discusses their heterogeneity.

The contributions of this paper are as follows. First, it extends the scope of research on macro-prudential policy's spillover effects to the influence on policies between two countries, and analyzes the theoretical mechanism behind it. Second, it discusses and quantifies spillover effects between regulatory policies on liquidity risks. Third, in the context of international regulatory cooperation, it analyzes and empirically tests the mechanism under which the co-movement of economic cycles and of financial cycles affects the spillover effects of global liquidity risk regulatory policies.

This paper shows that the total spillover effects of global liquidity risk regulatory policies are volatile. Policy spillovers between developed countries and between developed countries and China are relatively large. The policy association network is a center-periphery network with developed countries at the center and emerging markets at the periphery. The connections within the network have the characteristics of regional aggregation. In general, the economic cycle co-movements and financial cycle co-movements between countries have a significant positive impact on the policy spillover effects, which is amplified with the pressure of international regulation on countries. However, the effects are significantly heterogeneous for intra-group and inter-group situations in different types of countries.

Therefore, this paper argues that countries should pay more attention to the policies of countries which they are closely connected with and which are in the same region with when formulating and implementing macro-prudential policies, and strengthen the communication of policy information. At the same time, attention should be paid to the influence brought by the co-movement of economic cycles and of financial cycles between countries to improve the effect of regulatory policy.

Keywords: Liquidity Risk Management Policy, Spillover Effect, International Regulatory Cooperation, Macro-prudential Policy, Cycle Co-movement

JEL: F41, F42, G28

责任编辑:诗 华