



No. 1802

Working Paper

新兴市场国家对发达国家量化宽松政策的回溢效应

宋科 黄泽清 刘相波

【摘要】 本文通过建立短期两国开放经济模型和 SVAR 模型分别从理论和实证上分析了新兴市场国家对量化宽松政策的回溢效应。理论分析表明，在量化宽松政策背景下，新兴市场国家会通过变动外汇储备、国内货币政策以及汇率等渠道对量化宽松政策产生明显的回溢效应。实证分析进一步发现，以“金砖五国”为代表的新兴市场国家整体上对美国量化宽松政策存在回溢效应，且中国的回溢效应最为显著。但是，对于日本及欧洲量化宽松货币政策的回溢效应并不明显。分变量来看，新兴市场国家 GDP 的冲击作用及贡献程度均高于其他变量；中国各类变量均存在明显的冲击作用，其中国债收益率和外汇储备规模是短期冲击，GDP 和汇率则存在长期稳定冲击。

【关键词】 回溢效应；量化宽松；货币政策；国际协调

【文章编号】 IMI Working Paper No. 1802



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

新兴市场国家对发达国家量化宽松政策的回溢效应^①

宋科 黄泽清 刘相波^②

内容提要：本文通过建立短期两国开放经济模型和 SVAR 模型分别从理论和实证上分析了新兴市场国家对量化宽松政策的回溢效应。理论分析表明，在量化宽松政策背景下，新兴市场国家会通过变动外汇储备、国内货币政策以及汇率等渠道对量化宽松政策产生明显的回溢效应。实证分析进一步发现，以“金砖五国”为代表的新兴市场国家整体上对美国量化宽松政策存在回溢效应，且中国的回溢效应最为显著。但是，对于日本及欧洲量化宽松货币政策的回溢效应并不明显。分变量来看，新兴市场国家 GDP 的冲击作用及贡献程度均高于其他变量；中国各类变量均存在明显的冲击作用，其中国债收益率和外汇储备规模是短期冲击，GDP 和汇率则存在长期稳定冲击。

关键词：回溢效应；量化宽松；货币政策；国际协调

中图分类号：F831 文献标识码：A

一、引言

2008 年全球金融危机爆发后，以美国为首的发达经济体采取了一系列非常规货币政策来应对全球金融市场动荡和经济衰退。其中，以购买长期国债、机构债和住房抵押贷款债券(MBS)为特征的量化宽松货币政策虽然在一定程度上抑制了经济衰退，但却因向全球释放了大量流动性而对世界各大经济体产生了溢出效应。根据既有文献的分析，由于新兴市场国家经济基础较为薄弱、金融市场不够完善等原因，量化宽松货币政策对新兴市场国家产生了资本流入、汇率升值、信贷激增、资产泡沫等负向溢出效应(Jiaqian, Tommaso and Ratna, 2014; Prachi and Raghuram, 2016)。然而近年来，随着以“金砖五国”为代表的新兴市场经济体的发展，量化宽松对新兴市场经济体的负面溢出效应也会使得新兴市场经济体通过跨资产、跨市场的方式反过来影响美国等发达经济体的金融市场及政策制定，即会对美国量化宽松货币政策产生回溢效应(Spillback Effect) (陈雨露, 2017)。事实上，美联储主席耶伦(Janet L. Yellen)在多次会议中讲到美联储在制定政策时开始关注新兴市场国家的回溢效应(Yellen, 2014; Barry, 2016)。不仅如此，加拿大央行(John, 2013)、国际货币基金组织(克里斯蒂娜·拉加德, 2016a)等世界其他发达经济体和国际组织都在不同程度上表达了对新兴市场国家区域性或全球性溢出效应的

^①原文刊发于《国际金融研究》2018 年第 3 期

^②宋科，经济学博士、讲师，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员。

黄泽清，经济学博士生，中国人民大学经济学院，国际货币研究所副研究员。

刘相波（通讯作者），经济学博士、副教授，中国人民大学劳动人事学院，国际货币研究所研究员

关注。然而，关于新兴市场国家回溢效应的既有文献大都分析了新兴市场国家经济发展产生的整体回溢效应，鲜有对量化宽松货币政策回溢效应的分析，特别是基于“金砖五国”视角的研究更为匮乏。因此，以“金砖五国”为代表的新兴市场国家是否会对美国量化宽松政策产生回溢效应？回溢效应的内在机制是什么？以及中国在回溢效应中扮演怎样的角色？上述问题都亟待我们深入研究。

本文余下内容安排如下：第二部分是文献综述，主要梳理了新兴市场对量化宽松回溢效应的经济发展下行视角和货币政策国际协调视角；第三部分通过建立两国短期开放经济模型，定性分析了新兴市场国家对量化宽松政策的回溢效应；第四部分通过构建 SVAR 模型，实证检验了以“金砖五国”为代表的新兴市场国家对美国量化宽松的回溢效应；第五部分将实证分析进一步拓展至欧、日的量化宽松政策，考察了“金砖五国”及其他典型发展中国家对其产生的回溢效应；第六部分是主要结论与政策启示。

二、文献综述

“回溢效应(Spillback Effect)”是学者们在分析近年来新兴市场国家经济下行对全球经济的外溢影响时提出的概念，既有文献在探究新兴市场国家对量化宽松等非常规货币政策的回溢效应时主要从经济下行的金融传导视角和货币政策国际协调视角展开。

（一）新兴市场国家对发达国家回溢效应的经济发展下行视角

IMF(2014)认为当前全球溢出效应已经进入了一个新的阶段，新兴市场国家的缓慢增长会通过贸易、大宗商品和金融渠道对其他国家产生一定规模的溢出效应。新兴市场国家的溢出效应中，大概有三分之一的部分会回溢到发达国家，发达国家大约 17.4% 的经济增长会显著反映在发展中国家回溢效应中。并且，金融危机是一个重要的节点：危机之前的回溢效应并不明显，危机之后更加显著。Nkunde(2016)主要分析了中国的回溢效应，指出中国的外汇和证券市场对发达国家的外溢效应最为明显，而受回溢效应影响最大的是与中国有着紧密贸易联系的国家。中国经济增长的下行加大了其资产再平衡进程中的不确定性，这有可能会通过证券价格、汇率以及国债收益率等因素影响全球市场。Shu (2015)发现中国金融发展对发展中国家的溢出效应要大于对发达国家的溢出效应。中国的溢出效应相当于美国溢出效应的五分之一，但是与日本的规模相同。Davide(2016)分析发现中国经济增速每下降 1 个百分点会使得其他经济体产出下降 0.06 个百分点，进入 21 世纪，中国溢出效应逐渐加大，从 0.06 变为 0.25。而且，随着中国对资本账户的放宽，中国对其他国家金融方面的溢出效应可能会更加显著。IMF(2016)认为，国际金融市场溢出效应可以定义为一国国内资产价格的变动对其他经济体资产价格的影响。发达国家超过三分之一的证券和汇率波动来自于发展中国家的溢出效应，其中“金砖五国”的溢出效应在金融危机后增加了近 40%。在溢出效应的解释程度上，金融因素越来越比贸易因素重要。

（二）新兴市场国家对发达国家回溢效应的货币政策国际协调视角

Miriam(2017)分析了产生于新兴市场国家央行因抛售外汇储备而产生的回溢效应。他认为,由于美国近些年关于退出量化宽松的暗示造成了发展中国家资本外流、股价下跌、汇率贬值。为了维护通货稳定,新兴市场国家的中央银行制定了一系列方案,而其中外汇储备政策在长期是最有效的。Gauti(2016)发现,因美国量化宽松退出而造成的新兴市场国家外汇资产的减少会产生新的回溢效应,使得美国、德国的国债收益率上升。Ming and Hao (2016)认为美联储货币政策在对中国产生溢出效应后又会受到中国货币政策回溢效应的影响,2015年“811汇改”和2016年初国际金融市场的波动是很好的例证。克里斯蒂娜·拉加德(2016b)认为新兴市场的经济总量已经很大,能通过经济、贸易以及金融渠道产生较大的溢出效应,当跨国资本流动波动剧烈时,新兴市场的金融压力会上升并会对发达经济体产生“回溢效应”。因此,鼓励全球政策升级,建立全球金融安全网。Raghuram (2015)认为资本流入的国家往往会通过直接和间接效应增加国内杠杆率,而这又会对资本流出国产生外溢影响。货币在全球的传递与政策地域性之间的矛盾会带来一系列外部性问题。管涛(2016)认为,“格林斯潘之谜”的本质在于新兴市场对美联储货币政策的回溢效应,新兴市场国家外汇储备的下降会使得美国国债利率大幅跳升,从而影响美国的经济复苏和金融稳定。因此,主要经济体之间需要加强政策沟通与协调。黄宪和杨子荣(2016)认为,中国金融开放度的提升会加大中国货币政策对美国利率水平的溢出效应。因为一旦国际资本能够轻易地进出中国,那么参与套取中美利差的国际资本规模也越来越大。杨子荣和白德龙(2016)认为,中国利率水平提高会通过影响中美之间的国际资本流动和市场预期使得美元对人民币即期贬值,从而对美国经济存在外溢效应。

三、新兴市场国家对量化宽松政策回溢效应的理论分析

本文基于 Joshua and Reuven (2014)关于央行外汇储备投资的分析以及央行资产负债表运行机制(陈静, 2013; 刘澜飏等, 2014)的分析,构建了一个包含量化宽松货币政策溢出效应的两国短期开放经济模型,用于考察新兴市场国家对量化宽松货币政策回溢效应的传导机制。

假定世界只有两个国家,即A国与B国。其中A国为发达国家,为应对危机而实施了量化宽松货币政策;B国为发展中国家,深受A国量化宽松货币政策的影响,影响因子为 ε ,即A国变动一单位的货币供给而带来的B国货币供给的增量变动。因此,B国的货币供给总量为B国原有的货币供给量 M 与因受量化宽松溢出效应而带来的货币增量 εM^* 之和,其中 M^* 为A国货币供给。

B国货币供给用公式表示为^①:

$$MS_B = \frac{M}{P} + \varepsilon \frac{M^*}{P^*} \quad (1)$$

假定A国与B国通过投资到国外获得资产收益。B国通过外汇储备的 δW 部分购买A国长期国债

^①其中 P 为B国的价格水平, P^* 为A国的价格水平且短期内较为稳定。

获得国债收益，其中 W 为 B 国外汇储备， δ 为 B 国外汇储备中用于购买 A 国国债的比例。A 国通过利用卖出的 δW 国债投资到 B 国金融市场获得收益，收益率为 $r_B = r_B(e)$ ，即收益率为 B 国对 A 国的即期汇率 e 的函数，B 国外汇升值(e 上升)^①会带来资产收益率上升。因此，A 国通过投资 B 国而获得的资产为 $A^* = r_B(e) \cdot \delta W = A^*(e, W)$ 。在量化宽松背景下，根据央行资产负债表传递机制，资产端中国外资产的增加会相应创造出负债端的基础货币，即满足 $M^* = M^*[A^*(e, W)]$ ，从而 B 国货币供给可表示为：

$$MS_B = \frac{M}{P} + \varepsilon \frac{M^*[A^*(e, W)]}{P^*} \quad (2)$$

假定 B 国货币需求由货币交易需求 kY 和投机需求 hr 决定，其中 Y 为 B 国总收入， k 为收入变动系数， r 为 B 国利率水平， h 为利率变动系数。假定利率平价理论在两国之间成立，即 $r = r^* + \theta(\bar{e} - e)$ 。其中 r^* 为 A 国的利率水平， $\theta(\bar{e} - e)$ 表示本币预期贬值幅度，由预期系数 θ 与均衡汇率和即期汇率之差 $(\bar{e} - e)$ 的乘积表示。因此，B 国货币需求可表示为：

$$MD_B = kY - h[r^* + \theta(\bar{e} - e)] \quad (3)$$

由于在短期，政策的滞后性以及价格粘性使得商品市场变化较小，因此本文只考虑货币市场出清的状况。根据(2)(3)式可得 B 国货币市场均衡条件：

$$\frac{M}{P} + \varepsilon \frac{M^*[A^*(e, W)]}{P^*} = kY - h[r^* + \theta(\bar{e} - e)] \quad (4)$$

从而有

$$r^* = \frac{kY - \frac{M}{P} - \varepsilon \frac{M^*[A^*(e, W)]}{P^*}}{h} - \theta(\bar{e} - e) \quad (5)$$

首先，考察量化宽松背景下 B 国外汇储备的变动对 A 国的回溢效应。(5)式两边同时对 W 求导得到：

$$\frac{\partial r^*}{\partial W} = -\frac{\varepsilon}{hP^*} \cdot \frac{\partial M^*}{\partial A^*} \cdot \frac{\partial A^*}{\partial W} \quad (6)$$

根据上文所述， $\frac{\partial A^*}{\partial W} > 0$ ， $\frac{\partial M^*}{\partial A^*} > 0$ ，从而有 $\frac{\partial r^*}{\partial W} < 0$ ，即 B 国外汇储备会反向影响 A 国的利率水平，而且，在利率变动系数 h 给定的条件下，发达国家对新兴市场国家的溢出效应越大，即 ε 越大，其受到发展中国家的反向回溢效应，即 $\frac{\partial r^*}{\partial W}$ 也越大。新兴市场国家构成的外汇储备规模从 2004 年底的 1.7 万亿增加到了 2014 年的 7.7 万亿(Miriam,2017)。事实上，以中国为代表的发展中国家内在的发展阶段也推动了外汇储备的累积(王伟等,2016)，大量的外汇储备通过降低发达国家利率和债券收益率的方式刺激投资、增加需求，在很大程度上支撑了发达经济体甚至全球经济的发展。在模型中表现为 A 国的宽松性货币政策使得 B 国外汇储备 W 上升，造成了 A 国利率水平 r^* 的下降，减少了 A 国的融资成本，刺激需求。然而自从 2013 年前美联储主席伯南克暗示要退出量化宽松开始，新兴市场国家便深受美联储退出量化宽松预期的影响，2017 年上半年美联储更是给出了缩减资产负债表的计划和步骤。这种相机抉择的货

^①这里的汇率 e 为以发展中国家为基准货币的间接标价法。

币政策会引导出同质性预期(苏治等, 2015), 绝大多数新兴市场国家为了维持其通货稳定开始缩减其外汇储备。以中国为例, 外汇储备由 2014 年 6 月的近 4 万亿美元缩减到 2017 年 6 月的 3 万亿美元。新兴市场国家外汇储备的降低使得美国国债投资需求下降, 长期国债收益率上升, 从而会进一步影响美联储的政策制定以及美国经济复苏。在模型中表现为 A 国的紧缩性货币政策使得 B 国外汇储备 W 下降, 造成了 A 国利率水平 r^* 的上升, 增加了 A 国的融资成本, 影响原先政策的施行。因此, 在外汇储备渠道方面, 新兴市场国家对于发达国家不同类型货币政策的回溢效应存在非对称性: 一方面, 对于发达国家的宽松货币政策, 新兴市场国家会对其经济运行产生正向回溢效应, 减少发达国家的融资成本, 刺激需求; 另一方面, 对于发达国家的紧缩货币政策, 新兴市场国家会对其经济运行产生负向回溢效应, 增加发达国家的融资成本, 影响政策施行。这也是为什么以美国为首的发达国家在实施量化宽松政策时较为“激进”和“鹰派”而在决定退出量化宽松政策时则显得“缓和”以及“鸽派”的原因。鉴于全球各发达国家均表示要在未来逐步退出量化宽松政策, 因此本文余下的理论部分主要讨论新兴市场国家对量化宽松退出的回溢效应。

其次, 考察量化宽松背景下 B 国货币政策的变动对 A 国的回溢效应。(5)式两边同时对 M 求导得到:

$$\frac{\partial r^*}{\partial M} = -\frac{1}{hP} < 0 \quad (7)$$

当新兴市场国家受到量化宽松政策退出预期时, 会通过采取紧缩性货币政策来防止因大量资本外流而造成的剧烈经济波动。由(7)式可知, 在这种情况下, M 的下降会使得发达国家利率水平 r^* 上升, 从而产生了回溢效应。特别的, 由于发展中国家普遍存在金融市场不完备的状况, 货币需求对利率变动往往并不敏感, 即 h 较小, 根据(7)式, 这会进一步加剧回溢效应的程度; 同时, 发展中国家的价格水平往往较低, 较小的 P 也会加大回溢效应的程度。

最后, 考察量化宽松背景下 B 国即期汇率的变动对 A 国的回溢效应。(5)式两边同时对 e 求导得到:

$$\frac{\partial r^*}{\partial e} = -\frac{\varepsilon}{hP^*} \cdot \frac{\partial M^*}{\partial A^*} \cdot \frac{\partial A^*}{\partial e} + \theta \quad (8)$$

由(8)式可知, 即期汇率变动产生的回溢效应取决于预期系数 θ 与 $\frac{\varepsilon}{hP^*} \cdot \frac{\partial M^*}{\partial A^*} \cdot \frac{\partial A^*}{\partial e}$ 的大小。当 $\theta < \frac{\varepsilon}{hP^*} \cdot \frac{\partial M^*}{\partial A^*} \cdot \frac{\partial A^*}{\partial e}$ 时, (8)式小于零, B 国对 A 国汇率贬值 (e 下降) 会提升 A 国的利率水平。反之, 当 $\theta > \frac{\varepsilon}{hP^*} \cdot \frac{\partial M^*}{\partial A^*} \cdot \frac{\partial A^*}{\partial e}$, 即(8)式大于零时, e 下降会降低 A 国的利率水平。可见, 在汇率渠道方面, 发达国家较高的价格水平 P^* 有助于其产生降低利率水平的正向回溢效应, 但是在价格水平较为稳定的情况下, 发达国家若想减少回溢效应对其经济复苏的抑制作用就不得不在起初制定量化宽松政策及其退出机制时就考虑到该政策对新兴市场国家的溢出效应。因为在其他条件相对不变的情况下, 只有较小的溢出效应 ε 才会使得(8)式大于零, 才会避免因造成自身利率水平的上升而抑制投资, 从而影响经济复苏。

四、新兴市场国家对美国量化宽松回溢效应的 SVAR 分析：以“金砖五国”为例

“新兴市场国家”是一个较为宽泛且模糊的概念，目前并没有一个准确的定义。早在 20 世纪末美国就曾提出以发展潜力最大的十个新兴市场国家作为主要贸易对象。21 世纪以来，实现快速增长的新兴市场国家达到了 30 多个，包括“金砖五国”、“薄荷四国”、“新钻十一国”等各类组合。然而就目前来看，仅“金砖五国”五个国家的 GDP 占世界 215 个国家 GDP 的比重在 2012 年就已经达到了 20%，近年来更是超过了 22%并仍有继续上升的趋势，而其他新兴市场国家的经济实力和它们比起来则显得“相形见绌”。事实上，新兴市场国家对于美国量化宽松货币政策的回溢效应需要建立在其具有足够经济实力的基础上，否则这种回溢性冲击对于美国来讲可谓“无关痛痒”，没有太大意义。因此，本节主要考虑以“金砖五国”为代表的新兴市场国家对于美国量化宽松政策的回溢效应。

传统上分析溢出效应时多采用蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型(Mundell-Fleming-Dornbusch Model)，但是该模型的实证预测结果并不令人满意，无法对溢出效应的正负方向以及程度大小给出较为严格的评估(Kim,2001;李蕊,2015)，而结构向量自回归模型(SVAR)则因具有不依靠特定经济理论、限制约束条件较少等特征而备受关注。因此，本文在借鉴 Michael (2011)，IMF(2014)，刘刚(2015)以及 Nkunde, et.al.,(2016)的基础上使用结构向量自回归(SVAR)模型分析“金砖五国”对美国量化宽松政策的回溢效应。

(一) 结构向量自回归模型 (SVAR)

考虑无约束限制的 VAR(p)模型，其简化式方程为 $\Phi(L)y_t = e_t$ (9)

其中 $\Phi(L) = I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ ， L 为滞后算子， y_t 是 $n \times 1$ 维向量， e_t 是 $n \times 1$ 维结构扰动向量。假定 e_t 序列不相关， $var(e_t) = \Lambda$ ，其中 Λ 是一个对角元素为结构扰动项方差的对角矩阵。

由于简化式方程只是将变量间的当期关系隐含在误差项中而没有直接给出，因此简化式 VAR 模型往往不能很好的刻画现实中经济变量的关系。在这种情况下，需要将其扩展为结构 VAR 模型(SVAR)。

p 阶结构向量自回归模型 SVAR(p)可表示为 $C(L)y_t = u_t$ (10)

其中 $C(L) = C_0 - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - \dots - \Gamma_p L^p$ ， L 为滞后算子，结构式扰动项 u_t 是简化式随机扰动项 e_t 的线性组合，满足 $u_t = C_0 e_t$ 。 C_0 是主对角元素为 1 的矩阵，特别的，如果 C_0 是下三角矩阵，则 SVAR 模型被称为递归的 SVAR 模型。

(二) 变量选择和数据来源

既有文献普遍认为外汇储备规模变动(Chutasripanich and James, 2015)、资本收益率与资产价格波动(Sahay, 2014)、经济增速与发展程度(IMF, 2014)以及汇率波动情况(Bernanke, 2015)都会使得一国货币政策对他国货币政策产生影响。不仅如此，根据本文理论部分的分析，新兴市场国家外汇储备规模、国内货币政策以及即期汇率等变量的变动会对量化宽松货币政策产生回溢效应。事实上，除上述变量外，良好的经济发展状况(GDP)可以为一国应对量化宽松的溢出效应提供政策空间，从而影响回溢效应。因此，

名义 GDP 也是衡量回溢效应的变量之一。同时，根据中国人民银行调查统计司(2013)、史兹国(2014)以及杨镇瑀等(2017)的研究发现，货币政策会影响国债收益率，而国债收益率在一国资本流动中具有重要作用，且中美国债收益率具有相互影响的特征，故本文将 10 年期国债收益率(BY)作为衡量回溢效应的又一指标。此外，虽然量化宽松货币政策最先是由日本提出的，但是自 2008 年金融危机爆发以来，美国量化宽松货币政策几乎主导了发达经济体货币政策的实施，因此本节主要考察新兴市场国家对美国量化宽松货币政策的回溢效应。在这种情况下，美联储持有的美国国债(TB)、联邦机构债券(AB)以及住房抵押贷款债券(MBS)也需要将纳入到模型中。

综上所述，本文的变量包括名义国内生产总值(GDP)、10 年期国债收益率(BY)、即期汇率(ER)、外汇储备规模(FE)、美联储持有美国国债规模(TB)、联邦机构债券规模(AB)以及抵押贷款债券规模(MBS)。

本文选取的样本区间为 2009 年 1 月至 2017 年 6 月的月度数据^①。具体变量及数据说明如表 1 所示：

表 1 变量选取及数据来源			
变量	英文缩写	数据频率	数据来源
名义国内生产总值	GDP	季	Wind 数据库
10 年前国债收益率	BY	周	CEIC 数据库
即期汇率	ER	日	Wind 数据库
外汇储备规模	FE	月	Wind 数据库
美联储持有国债规模	TB	月	Wind 数据库
美联储持有联邦机构债规模	AB	月	Wind 数据库
美联储持有抵押贷款债券规模	MBS	月	Wind 数据库

（三）回溢效应模型设定

为探究“金砖五国”对美国量化宽松各类政策工具的回溢效应，本文依次构建了“金砖五国”的名义国内生产总值(GDP)、10 年期国债收益率(BY)、即期汇率(ER)以及外汇储备规模(FE)对美联储持有美国国债规模(TB)、联邦机构债券规模(AB)以及抵押贷款债券规模(MBS)的三种结构向量自回归模型(SVAR)。

模型一：“金砖五国”对 TB 的回溢效应模型

模型一为中国、印度、俄罗斯、巴西以及南非对 TB 回溢效应的五变量 SVAR 模型，该模型采用递归识别方法进行识别，冲击传导递归假设为 $GDP \rightarrow BY \rightarrow ER \rightarrow FE \rightarrow TB$ 。模型具体设置如下：

^①为统一频率，本文利用 Quadratic-match sum 等频率转换方法将频率统一转换为月度频率，并通过 Census X12 季节性调整以消除季节性波动。除 10 年前国债收益率和即期汇率外，其他数据均进行了对数处理。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{GDP} \\ e_t^{BY} \\ e_t^{ER} \\ e_t^{FE} \\ e_t^{TB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{GDP} \\ u_t^{BY} \\ u_t^{ER} \\ u_t^{FE} \\ u_t^{TB} \end{bmatrix} \quad (11)$$

模型二：“金砖五国”对 AB 的回溢效应模型

同模型一，模型二的冲击传导递归假设为 $GDP \rightarrow BY \rightarrow ER \rightarrow FE \rightarrow AB$ 。模型具体设置如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{GDP} \\ e_t^{BY} \\ e_t^{ER} \\ e_t^{FE} \\ e_t^{AB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{GDP} \\ u_t^{BY} \\ u_t^{ER} \\ u_t^{FE} \\ u_t^{AB} \end{bmatrix} \quad (12)$$

模型三：“金砖五国”对 MBS 的回溢效应模型

同模型一、二，模型三的冲击传导递归假设为 $GDP \rightarrow BY \rightarrow ER \rightarrow FE \rightarrow MBS$ 。模型具体设置如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{GDP} \\ e_t^{BY} \\ e_t^{ER} \\ e_t^{FE} \\ e_t^{MBS} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{GDP} \\ u_t^{BY} \\ u_t^{ER} \\ u_t^{FE} \\ u_t^{MBS} \end{bmatrix} \quad (13)$$

事实上，(11)式、(12)式以及(13)式利用了 Cholesky 分解的思路将 SVAR 模型设定为一种递归模型，从而为 SVAR 模型施加了短期约束条件使得模型恰好识别，这既在一定程度上符合经济理论又有利于对模型的估计。

（四）模型的实证检验

在模型估计之前，本文对各变量的时间序列均进行了 ADF 单位根检验，其中，非平稳序列在经过一阶差分处理后成为平稳序列，结果如表 2 所示。同时，本文利用 AIC、SC 以及 HQIC 准则对各 SVAR 模型的滞后期进行判断，并保证所有模型 AR 值的倒数皆映在单位圆之内。

表 2 各变量的平稳性检验

国家	序列名称	统计量	P 值	是否平稳
美国	TB	3.24	0.0834 [*]	是
	AB	2.26	0.99	否
	ΔAB	-4.52	0.0023 ^{***}	是
	MBS	-0.6684	0.8488	否
	ΔMBS	-18.9536	0.0001 ^{***}	是
中国	CHNGDP	-2.2864	0.4371	否
	$\Delta CHNGDP$	-3.7078	0.0264 ^{**}	是
	CHNBY	-2.1326	0.5212	否
	$\Delta CHNBY$	-7.5844	0.0000 ^{***}	是
	CHNER	-0.4677	0.9836	否
	$\Delta CHNER$	-6.6059	0.0000 ^{***}	是

	CHNFE	-1.5167	0.8175	否
	Δ CHNFE	-7.9462	0.0000 ^{***}	是
印度	INDGDP	-1.6319	0.7732	否
	Δ INDGDP	-9.4804	0.0000 ^{***}	是
	INDBY	-2.3285	0.4146	否
	Δ INDBY	-12.2774	0.0000 ^{***}	是
	INDER	-2.5658	0.2968	否
	Δ INDER	-7.5397	0.0000 ^{***}	是
	INDFE	-2.2161	0.4753	否
	Δ INDFE	-5.9385	0.0000 ^{***}	是
俄罗斯	RUSGDP	-1.5563	0.8022	否
	Δ RUSGDP	-5.0421	0.0004 ^{***}	是
	RUSBY	-2.5479	0.3050	否
	Δ RUSBY	-8.9920	0.0000 ^{***}	是
	RUSER	-2.4665	0.3439	否
	Δ RUSER	-8.2850	0.0000 ^{***}	是
	RUSFE	-2.3275	0.4151	否
	Δ RUSFE	-4.9467	0.0005 ^{***}	是
巴西	BRAGDP	-1.0771	0.9271	否
	Δ BRAGDP	-12.5278	0.0000 ^{***}	是
	BRABY	-1.7077	0.7404	否
	Δ BRABY	-9.8711	0.0000 ^{***}	是
	BRAER	-3.4869	0.0463 ^{**}	是
	BRAFE	-2.8978	0.1678	否
	Δ BRAFE	-6.7859	0.0000 ^{***}	是
南非	ZAFGDP	-0.9038	0.9505	否
	Δ ZAFGDP	-10.8557	0.0000 ^{***}	是
	ZAFBY	-1.7721	0.7110	否
	Δ ZAFBY	-12.9435	0.0000 ^{***}	是
	ZAFER	-4.0042	0.0115 ^{**}	是
	ZAFFE	-2.1126	0.5323	否
	Δ ZAFFE	-9.8450	0.0000 ^{***}	是

注：***表示在显著水平 1%下拒接原假设，**表示在显著水平 5%下拒接原假设，*表示在显著水平 10%下拒接原假设。

本文通过 AIC、SC 以及 HQIC 准则对各模型最优滞后阶数进行判断，最终确定中国三类模型的最优滞后阶数分别为 5 阶、5 阶和 1 阶；印度和俄罗斯的三类模型的最优滞后阶数均分别为 3 阶、1 阶和 1 阶；巴西为 1 阶、2 阶和 1 阶；南非均为 1 阶。在最优滞后期下进行 Granger 因果关系检验，结果如表 3 所示。

表 3SVAR 模型的 Granger 因果关系检验

行→列 ^①		TB	AB	MBS
中国	GDP	←	→	—
	BY	—	→	→
	ER	—	→	—
	FE	—	—	←
	整体 ^②	→	→	→
印度	GDP	↔	←	→
	BY	←	↔	—
	ER	—	—	—
	FE	→	—	—
	整体	→	—	—
俄罗斯	GDP	←	←	←
	BY	—	←	←
	ER	—	—	—
	FE	→	→	—
	整体	—	—	—
巴西	GDP	→	→	—
	BY	—	—	—
	ER	←	—	←
	FE	←	—	—
	整体	—	—	—
南非	GDP	—	—	—
	BY	—	—	—
	ER	—	←	←
	FE	←	—	—
	整体	—	—	—

由表 3 可知，“金砖五国”里，中国、印度、俄罗斯、巴西均对美国的量化宽松政策存在回溢效应，具体来看，第一，中国的回溢效应最为明显，整体上均为美国量化宽松政策的 Granger 原因，且中国国债收益率和汇率对量化宽松的回溢效应的影响较大。第二，印度整体上是美联储持有美国国债规模(TB)的 Granger 原因，但不是联邦机构债券规模(AB)和 MBS 的 Granger 原因，且印度 GDP 对回溢效应的影响较大。第三，俄罗斯的外汇储备规模对回溢效应的影响较大，但整体均不是量化宽松政策的 Granger 原因。第四，巴西的 GDP 对回溢效应的影响较大，但整体均不是量化宽松政策的 Granger 原因。第五，南非对量化宽松的回溢效应均不显著。

1. 脉冲响应分析

脉冲响应是指在其他情况不变的前提下，单位误差项的变化或某个“意料之外”的冲击对系统的动

^① “→”表示行是列的 Granger 原因但列不是行的 Granger 原因；“←”表示列是行的 Granger 原因但行不是列的 Granger 原因；“↔”表示行与列互为对方的 Granger 原因；“—”表示行与列不存在 Granger 因果关系。

^②整体指 GDP, BY, ER, FE 整体是否为 TB, AB 以及 MBS 的 Granger 原因。

态影响。由于“金砖五国”里只有中国在整体上为美国量化宽松政策的 Granger 原因，因此，为缩减篇幅，本文只描绘中国 GDP，BY，ER 和 FE 变量对 TB，AB 和 MBS12 期冲击响应的模拟图。

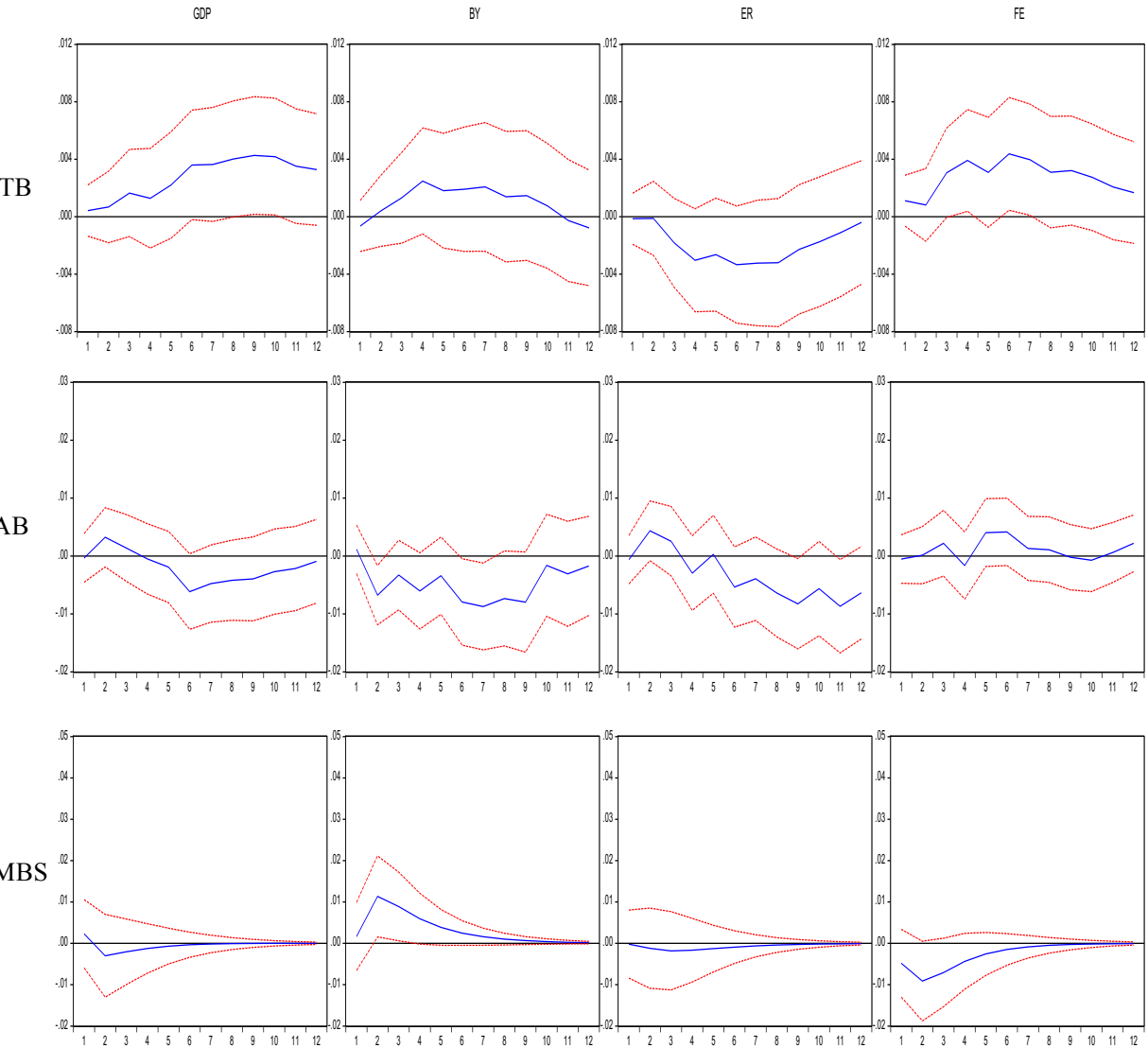


图 1 中国对量化宽松回溢效应的脉冲响应图

首先，在 GDP 的一个标准差增量的冲击下，TB 缓慢上升，在第 9 期达到最大值，随后开始下降；AB 在前 2 期上升后迅速下跌，于第 6 期达到最低值后缓慢上升，最后趋近于零；MBS 变动不明显，轻微下降后于第 5 期趋近于零。这表明，中国 GDP 对美国三类量化宽松工具中 TB 具有较大的正向冲击，对 AB 具有一定的负向冲击，对 MBS 影响较小，且对 TB 的回溢效应在长期趋于稳定。

其次，在 BY 的一个标准差增量的冲击下，TB 迅速攀升，在第 4 期达到最大值，随后跌至零；AB 震荡下跌至第 9 期后开始回升，最后趋近于零；MBS 在前两期迅速攀升，之后缓慢下跌至零。这表明，中国国债收益率 BY 的上升会在一定程度上对量化宽松产生负向作用，且短期影响要大于长期。

再次，在 ER 的一个标准差增量的冲击下，TB 迅速下降，于第 6 期达到最大值后缓慢回升至零；AB 短暂上升后开始持续下降；MBS 几乎未受影响。这表明，中国即期汇率的变动对 TB 和 AB 均产生

较大的负向作用，且对 AB 影响的持续性更强，但并未影响到 MBS。

最后，在 FE 的一个标准差增量的冲击下，TB 持续上升，于第 6 期达到最大值后开始下降；AB 在短暂上升后缓慢下降至零；MBS 前两期迅速下跌，之后缓慢回升至零。这表明，中国外汇储备规模 FE 的变动对量化宽松的短期影响要大于长期，且短期内对 TB 的正向影响较大。

2. 方差分解

方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度，为了分析“金砖五国”各要素对美国量化宽松政策的解释能力，从而进一步反映出各要素对回溢效应的贡献程度，本文基于 Structural 因子分解对量化宽松政策的主要变量 TB、AB 以及 MBS 进行方差分解^①。具体结果如表 4 所示：

表 4 主要变量的方差分解						
国家	变量	预测期	GDP	BY	ER	FE
中国	TB	1 年	18.38	4.15	10.11	17.47
		3 年	20.83	6.21	9.67	17.66
		5 年	21.01	6.21	9.63	17.77
	AB	1 年	6.56	20.06	17.82	2.66
		3 年	9.10	17.66	27.60	3.54
		5 年	9.81	17.56	27.39	3.73
	MBS	1 年	0.63	8.13	0.32	5.56
		3 年	0.63	8.13	0.32	5.56
		5 年	0.63	8.13	0.32	5.56
印度	TB	1 年	3.75	1.59	5.25	0.54
		3 年	3.75	1.59	5.25	0.54
		5 年	3.75	1.59	5.25	0.54
	AB	1 年	9.34	0.77	1.99	0.67
		3 年	9.40	0.76	1.96	0.68
		5 年	9.40	0.76	1.96	0.68
	MBS	1 年	14.76	10.83	0.83	2.02
		3 年	14.76	10.83	0.83	2.02
		5 年	14.76	10.83	0.83	2.02

从方差分解的结果可以看出，首先，与印度相比，中国各要素对于 TB 和 AB 的贡献率较大，但 MBS 则受印度 GDP 影响较多。其次，中国 GDP 和外汇储备规模 FE 对于 TB 的解释力较大，但 FE 更倾向于短期贡献率，其解释力的增长速度没有 GDP 快，二者长期均趋于稳定。最后，中国国债收益率 BY 和即期汇率 ER 对 AB 的解释力较大，短期内国债收益率的解释力较高，而在长期，即期汇率的贡献度不断增大，并超过了国债收益率的贡献度。因此，通过方差分解发现，在整体层面，“金砖五国”里，中国对美国量化宽松回溢效应贡献程度最多，这进一步验证了 Davide et.al.,(2016)，Guimarães and

^①考虑到篇幅原因，本文只给出对量化宽松存在整体回溢效应的中国及印度各要素的方差分解。

Hong(2016)以及上文关于 Granger 因果关系检验的分析。另外，中国各要素对回溢效应的贡献程度不尽相同，GDP 在短期和长期均有较为稳定的解释力；汇率的解释力随着期限增加而不断上升并趋于稳定；国债收益率和外汇储备规模的解释力则主要体现在短期上。

五、进一步分析与拓展

为验证上文理论分析与实证模型的适用性与稳健性，本文从两个方面对其进行进一步拓展：一是“金砖五国”对日、欧等发达国家或地区量化宽松货币政策的回溢效应，二是其他典型的发展中国家对量化宽松货币政策的回溢效应。

第一，在“金砖五国”对日、欧等发达国家量化宽松货币政策回溢效应方面。日本央行在 2001 年为应对国内经济衰退和投资下滑时就已经采用了量化宽松政策，欧洲央行也在 2010 年主权债务危机以来加强了对量化宽松等非常规货币政策的关注与应用。因此，在分析以“金砖五国”为代表的新兴市场国家对量化宽松货币政策的回溢效应时不可避免地要考虑到对日、欧的回溢效应。由于日、欧同美国一样，都是通过扩大央行资产负债表的方式实施量化宽松政策，因此，日、欧央行资产负债表资产端增量资产占比最大的一项可以作为其实施量化宽松政策的主要工具，具体来讲，日本和欧盟分别是其央行持有的政府债券(JPTB)和居民证券(EURS)。

Granger 因果关系检验发现，除巴西整体上是日本量化宽松的 Granger 原因外，“金砖五国”各经济变量在整体上均不是日本和欧洲量化宽松政策的 Granger 原因，但中国 GDP 和外汇储备规模是日本政府债券(JPTB)的 Granger 原因，巴西国债收益率和南非 GDP 是欧洲居民证券(EURS)的 Granger 原因。脉冲响应分析发现，中国外汇储备规模、印度 GDP、俄罗斯以及巴西的即期汇率会在短期对 EURS 产生轻微的负向冲击，南非 GDP 在短期对 EURS 产生轻微的正向冲击，但长期中均趋于零。因此，“金砖五国”对于日本及欧洲量化宽松货币政策的回溢效应并不明显，这从侧面说明对“金砖五国”货币政策受到的溢出效应主要是来自于美国的量化宽松货币政策而非来自于日本或者欧洲。事实上，自 2008 年金融危机以来，美国量化宽松货币政策对新兴市场国家货币政策的影响要显著高于欧洲和日本(何国华、彭意，2014)，由于新兴市场国家的回溢效应是对发达国家溢出效应的一种反馈，因此“金砖五国”各货币政策要素对美国存在显著的回溢效应而对日本、欧洲的回溢效应不明显就恰好反映了这种回溢效应是对美国而不是日本或欧洲量化宽松政策的反馈。另外，根据 IMF(2014)、Nkunde(2016)以及 IMF(2016)的分析，由于日本和欧洲等发达国家与新兴市场国家的贸易联系更为密切，且日本和欧洲是受到贸易影响较多的国家，因此新兴市场国家的进出口贸易对于日本及欧洲的回溢效应要大于美国，而量化宽松货币政策方面的回溢效应则要小于美国。

第二，在其他典型的发展中国家对量化宽松货币政策的回溢效应方面。由于二十国集团(G20)在国

际经济金融体系中起到的作用越来越重要，故本文将进一步分析二十国集团中除“金砖五国”以外的发展中国家对发达国家量化宽松货币政策的回溢效应，它们包括印度尼西亚、土耳其、墨西哥、阿根廷以及沙特阿拉伯等国家。鉴于新兴市场国家对发达国家量化宽松货币政策的回溢效应主要是针对美国量化宽松政策的反馈，因此本部分将只考虑这些发展中国家对美国量化宽松货币政策的回溢效应。

Granger 因果关系检验发现，印度尼西亚各变量整体上是 TB 的 Granger 原因，其中 GDP 是 TB 的 Granger 原因；土耳其各变量整体上也是 TB 的 Granger 原因，且 GDP 和外汇储备规模(FE)都是 TB 的 Granger 原因；墨西哥、阿根廷和沙特阿拉伯的各变量在整体上均不是 TB 的 Granger 原因，但墨西哥的国债收益率(BY)是 TB 的格兰杰原因。对 TB 的脉冲响应分析发现，五大发展中国家各类变量的冲击作用并不明显，且大都只是短期作用，在长期均不存在稳定的冲击作用。具体地，阿根廷各变量的冲击作用均不明显；墨西哥的即期汇率在短期存在正向冲击，但长期趋于零，外汇储备规模在前 4 期是负向冲击，而后转为正向冲击并逐渐趋于零；沙特阿拉伯的外汇储备在前 3 期具有较为明显的正向冲击，但随后便逐渐减少直至趋于零；土耳其 GDP 存在正向冲击、外汇储备规模存在负向冲击，但均是短期作用，长期作用为零；印度尼西亚的 GDP 和外汇储备规模均只在短期存在负向冲击。对印度尼西亚和土耳其各类变量进行方差分解发现，印度尼西亚和土耳其各类变量中对 TB 贡献率较大的均是 GDP，且贡献率会随着期限的增加而逐渐缩小，最终趋于稳定；两国外汇储备均存在一个较为稳定的贡献率，但数值较小；国债收益率、即期汇率均不存在较为明显的贡献率。因此，发展中国家对量化宽松产生回溢效应的各类变量中，国内生产总值(GDP)的冲击作用及贡献程度均高于其他变量。这也说明了为什么只有部分发展中国家对于量化宽松存在明显的回溢效应，因为想要对发达国家的量化宽松货币政策产生外溢性影响，一个不可或缺的前提条件就是需要拥有足够大的经济体量，否则即使对发达国家存在回溢效应也只会产生“不痛不痒”的效果。

六、主要结论与政策启示

本文通过建立短期两国开放经济模型分析了新兴市场国家对量化宽松货币政策回溢效应的传导机制，并通过构建“金砖五国”对量化宽松回溢效应的 SVAR 模型实证分析了以“金砖五国”为代表的新兴市场国家对量化宽松货币政策的回溢效应，得到以下结论：

第一，理论分析表明，在发达国家实施量化宽松货币政策的背景下，新兴市场国家会通过改变外汇储备、国内货币政策以及汇率等渠道对量化宽松货币政策产生回溢效应。随着美联储量化宽松政策退出机制的逐步落实，新兴市场国家外汇储备的降低、货币政策的紧缩以及汇率的贬值均会导致美国利率水平上升，进而会抑制美国国内投资和经济复苏的进程。

第二，实证分析发现，以“金砖五国”为代表的新兴市场国家整体上对美国量化宽松存在回溢效应，

且中国的回溢效应最为显著。但是对于日本或者欧洲的量化宽松货币政策的回溢效应并不明显。事实上，中国对世界经济的影响越来越大。外汇储备规模方面，我国外汇储备余额约占全球的 30%，是排名第二位的日本的 2.8 倍，是印度、巴西的近 10 倍；贸易方面，我国是货物贸易最大出口国和第二大进口国。在这种情况下，量化宽松政策受到我国的回溢效应势必要高于其他发展中国家。由于“金砖五国”货币政策的各类变量对美国存在显著的回溢效应但对日本、欧洲的回溢效应不明显，而且新兴市场国家的回溢效应是对发达国家溢出效应的一种反馈，因此，可以认为最初的溢出效应是来自于美国的量化宽松货币政策而不是日本或欧洲。

第三，分变量来看，新兴市场国家对量化宽松产生回溢效应的各类变量中，GDP 的冲击作用及贡献程度均高于其他变量。新兴市场国家对发达国家的量化宽松货币政策产生回溢效应的一个不可或缺的前提就是需要拥有足够大的经济体量，否则即使对发达国家存在回溢效应也只会产生“不痛不痒”的效果。不同于一般新兴市场国家，中国的各类变量均会对量化宽松货币政策产生冲击，但国债收益率和外汇储备规模是短期冲击，GDP 和汇率则在长期存在稳定性冲击。另外，中国各要素对量化宽松回溢效应的贡献程度也不尽相同。GDP 在短期和长期均有较为稳定的解释力；汇率的解释力随着期限增加而不断上升并趋于稳定；国债收益率和外汇储备规模的解释力则主要体现在短期上。

基于此，本文提出以下建议：首先，以美国为首的发达国家在制定货币政策时不仅要分析对新兴市场国家的溢出效应，而且还有考虑到新兴市场国家对其政策的回溢效应。否则，货币政策的执行力度就会大打折扣，从而干预经济的正常发展，甚至会产生“南辕北辙”的结果。其次，新兴市场国家，特别是以“金砖五国”为代表的具有良好经济基础和发展前景的新兴市场国家应加强对自身回溢效应的关注，主动对发达国家的货币政策予以回应，逐步摆脱政策被动接受者的角色。最后，宏观经济政策的国际协调需进一步加强。货币政策的溢出效应和回溢效应表明，当今世界经济，无论是发达国家还是发展中国家都无法独善其身，在经济持续疲软的背景下，各国更是需要积极参与货币政策的国际协调中以实现经济的可持续发展。

参考文献

- [1]陈静. 量化宽松货币政策的传导机制与政策效果研究——基于央行资产负债表的跨国分析[J]. 国际金融研究, 2013(2):16-25.
- [2]陈雨露. 国际金融危机以来经济理论界的学术反思与研究进展. 国际金融研究[J], 2017(1):16-19.
- [3]管涛. 新兴市场对美货币政策回溢效应[J]. 中国金融, 2016(1):37-38.
- [4]黄宪和杨子荣. 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[J]. 国际金融研究, 2016(1):15-27.
- [5]克里斯蒂娜·拉加德, 司马亚玺译. 积极管理溢出效应[J]. 中国金融, 2016(16):16-17.
- [6] 克里斯蒂娜·拉加德. 新型全球增长伙伴关系中新兴市场经济体的作用 [J]. <http://www.imf.org/zh/news/search?type=speech&page=2>
- [7]李蕊. 货币政策的以邻为壑效应与国际协调研究——以量化宽松为例[M]. 上海: 上海人民出版社, 2015.
- [8]刘刚. 金融危机后全球量化宽松货币政策比较研究[M]. 厦门: 厦门大学出版社, 2015.

- [9]刘澜飏,贾飙,张靖佳. 美国广义量化宽松政策退出路径分析:一个中央银行资产负债表视角[J]. 经济学动态, 2014(12):21-32.
- [10]盛松成,龙玉. 我国外汇储备的合理规模与运用[J]. 中国金融, 2017(10):17-19.
- [11]史兹国. 中美国债收益率相关性检验[J]. 中央财经大学学报, 2014(4):42-48.
- [12]苏治,尹力博,付莹. 公众预期与量化宽松冲击效应:来自国际大宗商品的证据[J]. 世界经济, 2015(10):56-78.
- [13]王伟,杨娇辉,王曦,朱立挺. 发展阶段、汇兑安排与中国高外汇储备规模[J]. 世界经济, 2016(2):23-47.
- [14]杨子荣和白德龙. 中国货币政策对美国经济存在效应外溢吗[J]?世界经济研究, 2016(4):12-21.
- [15]杨镇瑞,施建淮,宁叶. 期限溢价的跨境传递和中美长期利率的联动——基于“非跨越宏观因子”期限结构模型的研究[J]. 金融经济研究, 2017(3):3-13.
- [16]中国人民银行调查统计司课题组. 我国国债收益率曲线与宏观经济的先行关系及货币政策传导研究[J]. 金融监管研究, 2013(1):27-44.
- [17]Barry E. The Dollar and the International Dimension of the Monetary [J]. REVISTA DE ECONOMÍA, Vol. 23, NO. 1, Mayo 2016.
- [18]Bernanke. “Federal Reserve Policy in an International Context” [J], Paper presented at the 16th Jacques Polak Annual Research Conference, IMF, November 5-6, 2015.
- [19]Chutasripanich N and James Y. Foreign exchange intervention: strategies and effectiveness [J]. BIS Working paper 2015. www.bis.org/publ/work499.pdf
- [20]Davide F, João T. J, and Aleksandra Z. CHINA SPILLOVERS: New Evidence from Time-Varying Estimates [J]. IMF Working Paper, 2016.
- [21]Gauti B. E. etc. A Contagious Malady? Open Economy Dimensions of Secular Stagnation [J]. NBER Working Paper No. 22299, 2016.
- [22]Guimarães-F. R., and G. Hong. Dynamic Connect-edness of Asian Equity Markets [J]. IMF Working Paper, 2016.
- [23]IMF MULTILATERAL POLICY ISSUES REPORT[J], 2014.
- [24]IMF. The growing importance of financial spillovers from emerging market economies [J]. IMF GLOBAL FINANCIAL STABILITY REPORT, 2016.
- [25]Janet L.Y. Monetary Policy and Financial Stability [J]. <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/yellen20140702a.pdf>
- [26]Jiaqian C, Tommaso MG, Ratna S. Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets: Different This Time[J]? IMF Working Papers 14/240, 2014.
- [27]John M. Exits, Spillovers and Monetary Policy Independence[J]. <http://www.bankofcanada.ca/2013/08/exits-spillovers-monetary-policy-independence/>
- [28]Joshua A, Reuven G. Asset Class Diversification and Delegation of Responsibilities between Central Banks and Sovereign Wealth Funds. International Journal of Central Banking[J], 2014(10):129-161.
- [29]Kim S. International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR'S[J]. Journal of Monetary Economics, 2001, 48(2):339-372.
- [30]Michael J, Matthew T, Robert W. The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact[J]. Bank of England Quarterly Bulletin, 2011(3):200-212.
- [31]Ming F and Hao C .RMB exchange rate regime reform and the Trilemma facing LOEs [J]. China Finance and Economic Review 2016, 4-15.
- [32]Miriam L. C. UMPS' Spillovers, and the Periphery's Spillbacks: Quantitative Tightening and the Dollar's Endgame [J]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2964248
- [33]Nkunde M.etc. SPILLOVERS FROM CHINA: Financial Channels [J], 2016.
- [34]Prachi M, Raghuram R. Rules of the Monetary Game [J]. Bank of India Working Paper Series, 2016.
- [35]Raghuram R. Competitive Monetary Easing: Is it yesterday once more [J]? Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies, 2015(8):1-12.

[36]Sahay R, Arora V, Arvanitis T, Faruquee H, N'Diaye P. Emerging Market Volatility: Lessons from the Taper Tantrum [J]. IMF Staff Discussion Note, 2014.

[37]Shu, C., D. He, H. Wang, and J. Dong. The Influence of Chinese and US Financial Markets on Asia Pacific [J].2015, BIS Paper 82, p 171–81.

The Spillback Effect of Emerging Market Countries on Quantitative Easing Policy in Developed Countries

Abstract: By establishing an open economy model of the two countries and the SVAR model of the BRIC countries, this paper analyzes the spillback effect of the emerging market countries on the quantitative easing policy of developed countries from the theoretical and empirical perspectives. This paper argues that in the context of quantitative easing, emerging market countries will have a spillback effect on quantitative easing through the channels of changing foreign exchange reserves, domestic monetary policy and exchange rate. The "BRICS" as a whole has a spillback effect on quantitative easing in the United States. China in particular has the most significant effect. The spillback effect of emerging market countries is mainly due to the quantitative easing policy of the United States rather than Japan or Europe. The impact and contribution of GDP in emerging market countries are higher than other variables. The variables of China all have a significant impact. The bond yields and foreign exchange reserves have a short-term impact, while GDP and exchange rate have a stable impact in the long term.

Key words: Spillback Effect; Quantitative Easing; Monetary Policy; International Coordination



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn