中国人民银行工作论文 No.2016/8 PBC Working Paper No.2016/8
2016 年 5 月 30 日 May 30,2016

# 全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析

伍 戈 陆 简[1]

**摘要：**随着全球金融一体化程度的不断加深，影响货币政策效果的新因素和新机制不断涌现，以“三元悖论”为代表的传统开放经济分析框架也面临着诸多挑战。近期，国际上有学者结合现实观察提出了“二元悖论”的新观点，即只要存在资本自由流动，一国的货币政策就不可能自主有效，而与该国采取何种汇率制度无关。尽管如此，目前国际上尚无针对该“二元悖论”机理的经济学解释。对此，本文试图弥补该研究领域的空白。首先，我们创新性地构建融入金融一体化因素的蒙代尔-弗莱明模型，通过模型推导提出有关“二元悖论”成因的一个理论假说，即全球避险情绪上升可能削弱国内扩张性货币政策的效果。特别地，当全球避险情绪导致的风险溢价影响超过国内货币扩张程度时，货币政策甚至可能完全失效。随后，我们建立了以浮动汇率国家为样本的面板数据模型进行检验，实证结果有力支持了上述假说。“二元悖论”观察到的现象源于全球避险情绪对货币政策有效性的削弱，仅在全球避险情绪强于货币供给的影响时才会出现，并非无条件成立。因此在进行开放经济宏观政策选择时，不应简单否认传统三元悖论框架，而过分强调“二元悖论”：一方面，增强汇率弹性对于实现内外平衡仍有重要作用；另一方面，在增强汇率灵活性的同时，应强化针对跨境资本流动的宏观审慎管理，抑制外汇市场杠杆的顺周期波动。此外，我们也应密切关注全球避险情绪的变化，建立相关监测指标和体系。

**Abstract:** With the deepening of global financial integration, more and more new factors are influencing the effectiveness of monetary policies, resulting in questions on the usefulness of the analytical framework of “Impossible Trinity”. Recently, some scholars proposed a new analytical framework of “Dilemma” which argues that as long as a country allows free capital flows, its monetary policy would not be effective and independent, no matter it adopts a floating or fixed exchange rate regime. In this study, we revise the Mundell-Fleming model by including features of global financial integration. Based on this new model, we look into the following hypothesis: an increase of global risk aversion can reduce the effectiveness of monetary policy. We find that when the increase in domestic risk premium caused by global risk aversion exceeds the impact of monetary easing, monetary policy can become ineffective. Our empirical model based on panel data analysis strongly supports this hypothesis.

**关键词**：二元悖论，三元悖论，货币政策，金融一体化

**声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。**

**Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.**

[1] 在写作本文时，伍戈任职于中国人民银行货币政策二司。陆简现任职于人民银行上海总部跨境业务部，电邮为 clarkgoodisme@163.com。本文仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。

# 一、引言

随着金融一体化的程度不断加深，国际金融市场正逐渐成为一个联系密切、不可分割的整体。在这一大背景下，影响货币政策效果的新因素和新机制不断涌现，以“三元悖论”[2]为代表的传统开放经济分析框架正面临新的挑战。尤其值得一提的是，近期 Rey（2013）提出了所谓“二元悖论”的新观点，认为资本的自由流动与一国货币政策的有效性不可兼得，而与其采取何种汇率制度无关。这无疑向经典的“三元悖论”理论框架提出了挑战。

事实上，“二元悖论”是根据当前经济现象提出的直观判断，但其背后的经济学机理并未被详细阐明。根据传统的“三元悖论”框架，在资本自由流动的条件下，固定汇率国家的货币政策无法保持自主有效，而浮动汇率国家的货币政策可以保持自主有效[3]。其基本逻辑是：固定汇率制国家不得不被动地吞吐基础货币来稳定汇率，这导致央行的货币供给丧失主动性；而浮动汇率制国家没有稳定汇率的“负担”，货币政策可以保持相对有效。可见，“二元悖论”与“三元悖论”的根本分歧存在于“浮动汇率国家是否能保持货币政策有效性”这一问题上。如果我们能从理论上解答“为什么浮动汇率国家的货币政策无法保持有效性”这个问题，也就从本质上阐明了“二元悖论”的经济学机理。

本文试图弥补国内外有关研究领域的空白，对“二元悖论”提出一个逻辑自洽的理论假说，并采取实证方法进行验证。下文的大致结构安排为：第二部分梳理浮动汇率制与货币政策有效性关系的相关研究文献；第三部分创新性地构建融入全球金融一体化因素的蒙代尔-弗莱明模型，并通过该模型提出一个诠释“二元悖论”经济学机理的理论假说；第四部分建立面板数据的实证模型对该假说进行量化验证；第五部分得出有关基本结论与政策建议。

# 二、文献综述

如上文所言，在开放经济的条件下，如果实施浮动汇率制的国家也难以保持货币政策的自主有效，那么这其实表明“三元悖论”的失效，同时也证明了“二元悖论”存在的可能性。Obstfeld（2015）总结了主要经济体影响新兴市场国家货币政策的三条渠道：一是利率联系渠道。即由跨国套利行为引起的国与国之间的直接利率联系，即表现为利率平价条件；二是外币信贷渠道。一国银行如果较多地参与了全球美元借贷活动，那么美国货币政策和金融发展状况的变化将会对其资产负债表和借贷活动产生较大冲击；三是金融周期渠道，即金融周期通过风险溢

[2] “三元悖论”理论的思想由来已久，早期的经济学家凯恩斯（1930）、米德（1951）均提出，若要保证货币政策有效，固定汇率制度和资本自由流动或不能同时拥有。之后，Mundell（1961，1963）和 Krugman（1998）进一步提出了“蒙代尔三角”理论和“不可能三角”。Obstfeld（1997）将此称为“三元悖论”（Trilemma），即认为资本自由流动、固定汇率、货币政策独立性三者至多只能择其二。

[3] 本文所称的货币政策有效性主要是指货币政策能系统性地影响实体经济运行，并最终有效地影响产出。

价变化产生的跨国传递效应。投资者风险厌恶程度的下降会同时降低美国国内外的风险溢价，从而产生跨国溢出效应。正是由于这三条渠道的存在，对“浮动汇率制度下可以实现货币政策自主有效”这一传统结论的质疑也主要集中于以下三个相关方面：

第一，肮脏浮动论。该观点认为，现实世界中不存在中央银行完全不加干预的“清洁浮动”汇率制度。利率平价条件意味着，浮动汇率国家虽然可以通过汇率变动来“隔绝”利率的传导。但由于汇率的过度波动可能会影响实体经济稳定，中央银行完全放任汇率浮动的行为面临着许多现实压力。例如，Dornbush（1976）认为汇率超调会造成国内外资源配置不当和外汇市场上的过度投机，中央银行不得不去干预汇率的过度波动，从而牺牲了独立的货币政策。Calvo and Reinhart（2002）认为，由于汇率稳定对国际贸易和国际投资有重要的积极作用，发展中国家和新兴市场即使明确宣称实行浮动汇率，但在实践上也往往进行干预，即表现为“害怕浮动”。Rahman（2003）指出，即使是公认为浮动汇率制国家的日本，仅 2003 年干预外汇市场时就买入了 1500 亿美元。Obstfeld（2015）认为，尽管浮动汇率国家央行能够自主设定政策利率水平，但是为避免汇率升值影响本国出口竞争力，往往也会干预外汇市场，致使美国货币政策向该国传导。孙华妤（2004）认为，在实践上，实行浮动汇率制的国家，货币政策并不能真正弃外部因素不顾而“享受”理论上的独立。

第二，货币替代论。该理论认为，浮动汇率制国家失去货币政策独立性的原因是由于货币替代的存在。Miles（1978）认为，在浮动汇率制度下，如果一国的大部分居民和企业持有分散化的货币资产组合，则国外货币政策的变动会导致本国居民和企业对本外币的相对需求发生变化，进而对持有的现金余额币种结构进行调整，从而引发资金的跨国流动，最终使得本国货币政策丧失独立性。Bergstrand and Bundt（1990）运用协整方法实证分析了货币替代对美国货币政策独立性的影响。其研究发现，从长期来看，货币替代是影响货币政策独立性的一个重要因素。邓乐平（2002）将这一理论应用于中国后认为，由于货币替代的存在，随着外币实际余额的初始存量与外币需求弹性的增大，中国货币政策的独立性也大大减弱。

第三，金融周期论。该理论认为，浮动汇率制不能隔绝金融周期的影响，因此浮动汇率国家难以确保货币政策的独立性。Bekaert et al.（2013）发现，各国实际利率与作为金融周期表征的全球避险情绪有很强的相关性。Rey（2013）认为，不管一国实行何种汇率制度，其资本流动、资产价格和国内信贷增长都与全球性因素高度相关。Goldberg（2013）的研究表明，国外银行借贷资金的大量流入会降低本国利率设定等货币政策的独立性。Obstfeld（2015）认为，金融周期会通过风险溢价的变化产生跨国传递效应，影响国内融资条件，其研究还进一步发现，各国的长期利率有很强的相关性，汇率制度差异的宏观影响没有充分表现出来。

综上所述，上述三种理论中，肮脏浮动论、货币替代论其实并未从本质上颠

覆“三元悖论”的逻辑。金融周期论目前存在一些实证证据的支持，但遗憾的是仍缺乏规范的经济学理论解释。本文创新性地构建融入全球金融一体化因素的蒙代尔-弗莱明模型，同时引入金融周期论的关键变量，通过模型推导得出关于“二元悖论”成因的一个理论假说，并试图对该假说进行实证检验。

## 三、理论模型的构建与假说的提出

### （一）模型的基本框架

在全球金融一体化的背景下，各种讯息可迅速地在国际金融市场之间传播，任何一个市场的波动或恐慌也都有可能瞬间传遍全球市场，并可能影响着各国货币政策的实施效果。下面将着手构建融入全球金融一体化因素的新蒙代尔-弗莱明模型框架。具体地，我们将全球避险情绪因素纳入传统的蒙代尔-弗莱明模型，创新性地建立模型如下：

IS 曲线：$\mathrm{Y}=\mathrm{C}(Y-\mathrm{T})+I(r)+G+X(e)-M(Y,e)$ （1）

LM 曲线：$\mathrm{L}(\mathrm{Y},r)=M_s$ （2）

BP 曲线：$X(e)-M(Y,e)+K(r,\rho)=0$ （3）

上述模型中，IS 曲线与 LM 曲线均与传统的蒙代尔-弗莱明模型无差异。具体地，IS 曲线（1）表示产品市场均衡时利率$r$与国民收入 Y 的关系。其中，C代表消费，Y 为国民收入，T 为税收；I 代表投资，$r$为国内利率；G代表政府支出；$\mathrm{X}(e)-\mathrm{M}(\mathrm{Y},e)$代表净出口，$e$为实际汇率。LM 曲线（2）表示货币市场均衡时利率$r$与国民收入 Y 的关系。其中，$\mathrm{L}(\mathrm{Y},r)$代表货币需求，$\mathrm{M}_s$代表货币供给。此外，由传统的 IS-LM 模型可知，IS 曲线和 LM 曲线满足如下一系列条件：[4]

$$0<\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')<1,\mathrm{I}'<0,\mathrm{X}'>0,\mathrm{M_y}>0,\mathrm{M}_e<0,\mathrm{L_y}>0,\mathrm{L}_r<0 \quad (4)$$

BP 曲线表示国际收支平衡时利率$r$与国民收入 Y 的关系。值得特别说明的是，当投资者选择持有何种资产时，除了考虑其预期收益率，还会考虑该资产的风险情况。Krugman and Obstfeld（2010）在利率平价条件中加入风险溢价$\rho$来讨论资产不完全替代情况下外汇市场的均衡。本文参考这种研究方法，创新性地在资本净流出函数中引入全球风险因素，于是资本净流出函数由传统的$\mathrm{K}(r)=\sigma(r_{\mathrm{w}}-r)$演变为$\mathrm{K}(\mathrm{r},\rho)=\sigma(\mathrm{r_w}-\mathrm{r}-\rho)$的新形式[5]，即只有当外币债券预期收益率$\mathrm{r_w}$高于本币债券预期收益率r的部分超过风险溢价$\rho$时，人们才会投资外币债券。反之，当利率r或风险溢价$\rho$增大时均会导致资金净流入。于是，我们对传统的 BP 曲线创新性修正为（3）式所示，其中，$X(e)-M(Y,\ e)$代表经常项下的

[4] $C'(1-T')$为消费 C 对国民收入 Y 的导数；I′为投资 I 对利率$r$的导数；X′为出口 X 对实际汇率$e$的导数；$\mathrm{M_y}$为进口 M 对国民收入 Y 的偏导数；$\mathrm{M}_e$为进口 M 对实际汇率$e$的偏导数；$\mathrm{L_y}$为货币需求 L 对国民收入 Y 的偏导数；$\mathrm{L}_r$为货币需求 L 对利率$r$的偏导数。

[5] 在传统的蒙代尔-弗莱明模型中，资本净流出函数为$\mathrm{K}(r)=\sigma(r_{\mathrm{w}}-r)$，其中，σ为大于 0 的常数。该函数的含义是，投资者会在本币债券和外币债券（这里的“债券”泛指生息资产）之间进行选择，当外币债券预期收益率$r_{\mathrm{w}}$大于本币债券收益率$r$时，选择购买外币债券，资金净流出；当$r_{\mathrm{w}}$小于$r$时，选择购买本币债券，资金净流入；当$r=r_{\mathrm{w}}$时，资本流动达到均衡。

资金净流入，$\mathrm{K}(r,\ \rho)$为资本净流出函数。

## （二）模型的推导分析

为了考察全球金融一体化因素对一国货币政策有效性的影响，我们对上述融入了全球避险情绪因素的新蒙代尔-弗莱明模型进行分析。方程组（1）-（3）的雅可比行列式为：[6]

$$|J| = \begin{vmatrix} 1-\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')+M_{\mathrm{y}} & -\mathrm{I}' & M_e-X' \\ \mathrm{L}_{\mathrm{y}} & \mathrm{L}_r & 0 \\ -M_{\mathrm{y}} & \mathrm{K}_r & X'-M_e \end{vmatrix}$$

$$= (M_e-X')\{\mathrm{L}_{\mathrm{y}}(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')+\mathrm{L}_r[\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')-1]\} \qquad (5)$$

进一步地，对联立方程组进行微分，并写成矩阵形式：

$$\begin{bmatrix} 1-\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')+M_{\mathrm{y}} & -\mathrm{I}' & M_e-X' \\ \mathrm{L}_{\mathrm{y}} & \mathrm{L}_r & 0 \\ -M_{\mathrm{y}} & \mathrm{K}_r & X'-M_e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathrm{d}\mathrm{y}^* \\ \mathrm{d}r^* \\ \mathrm{d}e^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathrm{d}\mathrm{G}_0 \\ \mathrm{d}M_s \\ -\mathrm{K}_\rho \mathrm{d}\rho \end{bmatrix} \qquad (6)$$

采用克莱姆法则，我们可以分别得到以下有关产出 y 对货币供应量$M_s$以及对风险溢价$\rho$的比较静态导数：

$$\frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial M_s} = \frac{\begin{vmatrix} 0 & -\mathrm{I}' & M_e-X' \\ 1 & \mathrm{L}_r & 0 \\ 0 & \mathrm{K}_r & X'-M_e \end{vmatrix}}{|J|} = \frac{\mathrm{K}_r-\mathrm{I}'}{\mathrm{L}_{\mathrm{y}}(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')+\mathrm{L}_r[\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')-1]} \qquad (7)$$

$$\frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial \rho} = \frac{\begin{vmatrix} 0 & -\mathrm{I}' & M_e-X' \\ 0 & \mathrm{L}_r & 0 \\ -\mathrm{K}_\rho & \mathrm{K}_r & X'-M_e \end{vmatrix}}{|J|} = \frac{\mathrm{K}_\rho\, \mathrm{L}_r(M_e-X')}{(M_e-X')\{\mathrm{L}_{\mathrm{y}}(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')+\mathrm{L}_r[\mathrm{C}'(1-\mathrm{T}')-1]\}} \qquad (8)$$

其中，$\mathrm{y}^*$表示系统重新达到均衡状态时的均衡产出。因此，以上（7）、（8）的经济学含义分别是货币供给$M_s$和风险溢价$\rho$每增加一单位所引致的均衡产出的增量。

进一步地，我们有：

$$\mathrm{d}\mathrm{y}^* = \frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial M_s}\mathrm{d}M_s + \frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial \rho}\mathrm{d}\rho \qquad (9)$$

将（7）、（8）代入（9）式整理后可得：

$$\text{当}\frac{\mathrm{d}\rho}{\mathrm{d}M_s} = \frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho\, \mathrm{L}_r}\text{时，}\ \mathrm{d}\mathrm{y}^* = 0 \qquad (10)$$

$$\text{当}\frac{\mathrm{d}\rho}{\mathrm{d}M_s} > \frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho\, \mathrm{L}_r}\text{时，}\ \mathrm{d}\mathrm{y}^* < 0 \qquad (11)$$

$$\text{当}\frac{\mathrm{d}\rho}{\mathrm{d}M_s} < \frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho\, \mathrm{L}_r}\text{时，}\ \mathrm{d}\mathrm{y}^* > 0 \qquad (12)$$

[6] 雅可比行列式是在函数都连续可微（即偏导数都连续）的前提下，函数组微分形式下系数矩阵的行列式。常用于求解联立线性方程组中各变量的偏导数。

也就是说，当风险溢价与货币供给增量的比值达到甚至大于临界值$\frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho \mathrm{L}_r}$时，货币政策对产出的影响将被完全削弱，如式（10）、（11）所示。低于该临界值，增加货币供给仍能引致产出的一定增加，货币政策仍然保持有效性，如式（12）所示。接下来，我们将在上述推导的基础上，进一步区分“资本完全自由流动”、“资本不完全自由流动”、“资本完全不流动”的三种情况来分别讨论浮动汇率制国家是否能保持货币政策有效性的问题。

场景 1：资本完全自由流动。

此时，我们有 $\mathrm{K}_r = +\infty$，$\mathrm{K}_\rho = +\infty$，同时根据模型约束条件（4），由（7）、（8）推导可得到：

$$\frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial M_s} > 0, \quad \frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial \rho} < 0 \qquad (13)$$

即当其他外生变量保持不变时，产出将随货币供给增加而增加，随风险溢价增加而减少。从经典的$r$-y 平面图上看，上述结论更加一目了然。如图 1 所示，纵轴表示利率，横轴表示产出。在资本完全自由流动的情况下，BP 曲线为$r = r_w - \rho$，即表现为$r$-y 平面上的一水平直线。假设最初 IS、LM、BP 曲线在 E 点达到均衡。货币供给$M_s$增加时，LM 曲线将右移，造成利率下降，进而产出增加；但此时如果风险溢价$\rho$同时上升，势必阻碍资本流出，货币供给扩张对产出的影响因此被削弱。随着 BP 曲线的下移，IS 曲线的左移，最后在E′点重新达到均衡。与 E 点相比，产出没有明显改变。也就是说，当风险溢价与货币供给增量的比值达到临界值时，如式（10）或（11）的情形，货币政策的产出效应可能完全被抵消。

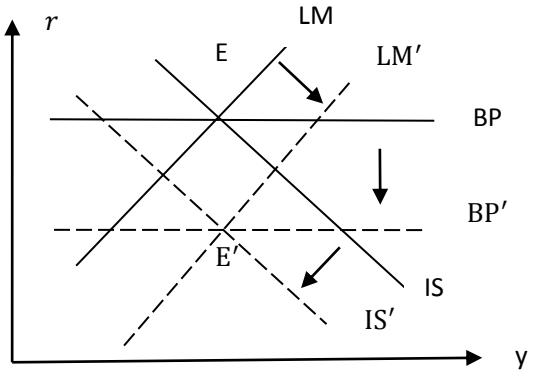


**图 1 资本完全自由流动条件下，货币政策可能完全失效**

场景 2：资本不完全流动。

此时，我们有$\mathrm{K}_r > 0$，$\mathrm{K}_\rho > 0$，同时根据模型约束条件（4），由（7）、（8）推导可知：

$$\frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial M_s} > 0, \quad \frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial \rho} < 0 \qquad (14)$$

因此，可以得到与资本完全流动条件下类似的结论：产出仍然随货币供给增

加而增加，随风险溢价增加而减少。特别地，当风险溢价与货币供给增量的比值达到甚至大于临界值$\frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho \mathrm{L}_r}$时，货币政策对产出的影响将被完全削弱，如式（10）或（11）的情形。低于该临界值，增加货币供给仍将促进产出增加，货币政策保持一定程度的扩张效果，如式（12）的情形。

在资本不完全自由流动的情况下（图 2），BP 曲线为$r$-y 平面上一条向右上方倾斜的直线。假设最初 IS、LM、BP 曲线在 E 点达到均衡。货币供给$M_s$增加时，LM 曲线将右移，造成利率下降与产出增加；但此时如果风险溢价$\rho$同时上升，势必阻碍资本流出，货币供给扩张对产出的影响将被削弱。随着 BP 曲线下移，IS 曲线左移，最后在E′点重新达到均衡，与 E 点相比，均衡产出有所扩张但程度有限。

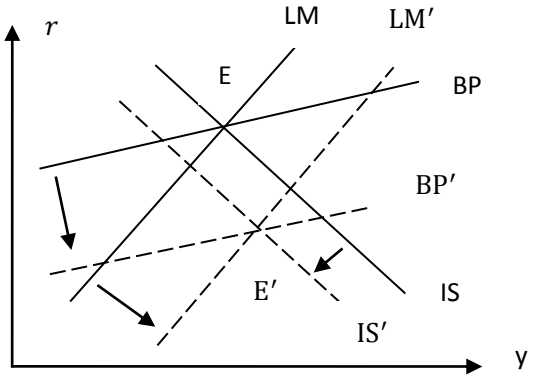


**图 2 资本不完全自由流动条件下，货币政策的效果有所削弱**

场景 3：资本完全不流动。

此时，我们有 $\mathrm{K}_r=0$，$\mathrm{K}_\rho=0$，同时根据模型约束条件（4），由（7）、（8）推导可知：

$$\frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial M_s}>0,\ \frac{\partial \mathrm{y}^*}{\partial \rho}=0 \qquad (15)$$

即产出仍然随货币供给增加而增加，但不会随风险溢价的变化而变化。因此，货币政策对产出的影响不会被削弱。如图 3 所示，在资本完全不流动的情况下，BP 曲线为$r$-y 平面上一垂直线。假设最初 IS、LM、BP 曲线在 E 点达到均衡。随着货币供给$M_s$的扩张，LM 曲线右移，引发利率下降，从而产出增加。产出增加继续引致进口增加及本币贬值，从而 BP 曲线、IS 曲线右移，直至三条曲线在E′点相交，产品市场、货币市场与外汇市场重新达到均衡。与 E 点相比，E′的产出显著增加了。也就是说，资本完全不流动的情况下，货币政策能保持有效性。

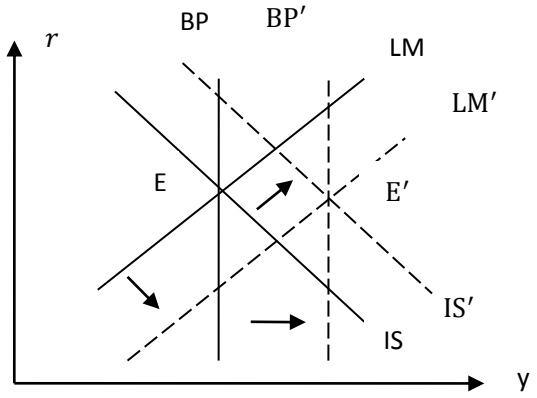


**图 3 资本完全不自由流动条件下，货币政策保持有效**

### （三）假说的提出

值得强调的是，上述场景 1-3 的分析中我们均未限定汇率制度。也就是说，不论一国采取的是固定汇率还是浮动汇率制度，上述讨论的有关结论都是成立的。相应地，我们可以得到“二元悖论”成因的一个假说：在国际金融一体化的背景下，全球风险溢价（避险情绪）的上升可能削弱浮动汇率国家（除资本流动完全管制的国家外）扩张性货币政策的效果。极端地，当全球避险情绪导致的风险溢价与货币供给增量的比值达到甚至超过临界值$\frac{-(\mathrm{K}_r-\mathrm{I}')}{\mathrm{K}_\rho\,\mathrm{L}_r}$时，货币政策甚至可能完全失效。

若上述假说成立，那么在满足一定条件时，“三元悖论”就转变为“二元悖论”（表 1）。具体地讲：如果不考虑全球金融一体化因素（避险情绪），传统的“三元悖论”依然成立，即资本自由流动、固定汇率制度、货币政策有效性三者至多只能择其二。如果考虑全球金融一体化因素（避险情绪），但避险情绪较弱时（低于临界值），“三元悖论”总体依然成立，不过由于受到避险情绪影响，货币政策有效性可能会有所削弱；但避险情绪较强时（高于临界值），货币政策有效性甚至可能完全丧失，即不论采用何种汇率制度，资本自由流动和货币政策有效性都不可兼得，这时就表现出“二元悖论”的规律特征。可见，在全球金融一体化不断深化的时代，“三元悖论”或“二元悖论”都不是绝对的，在一定条件下可相互转化。

**表 1 三元悖论与二元悖论**

| 情形 | 规律 | | 表现形式 |
|---|---|---|---|
| 不考虑全球金融一体化因素（避险情绪） | 三元悖论 | | 资本自由流动、固定汇率制度、货币政策有效性三者至多只能择其二。 |
| 考虑全球金融一体化因素（避险情绪） | 避险情绪较弱时（低于临界值） | 三元悖论 | 资本自由流动、固定汇率制度、货币政策有效性三者至多只能择其二(但由于受避险情绪影响，此时货币政策 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| | | | 有效性有所削弱)。 |
| | 避险情绪较强时（高于临界值） | 二元悖论 | 不论采用何种汇率制度，资本自由流动和货币政策有效性都不可兼得（由于受较强避险情绪影响，此时货币政策有效性可能完全丧失)。 |

来源：笔者自行整理。

# 四、实证检验

## （一）实证设计

下面旨在验证上文提出的理论假说，即浮动汇率制国家[7]的货币政策自主有效性可能会受到全球避险情绪影响而被削弱。对此，我们构建如下固定效应的变截距面板数据模型[8]：

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{R} \beta_i^y y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \beta_i^m m_{j,t-i} + u_{j,t} \qquad (16)$$

其中，$y_{j,t}$是 j 国第 t 期的产出增长率（以 GDP 增速表示），$m_{j,t}$代表 j 国第 t 期货币供给增长率（以$M_2$增速表示），$\beta_i$为待估计参数，$u_{j,t}$为 j 国第 t 期的扰动项，R、S 分别为产出增长率和货币供给增长率的最大滞后期数。等式右边产出增长率的滞后项作为控制变量。为了考察全球一体化因素对一国货币政策实施效果的影响，我们对货币供给的系数做如下创新性设定：

$$\beta_i^m = \theta_i^m + \theta_i^{vix} VIX_{t-i} \qquad (17)$$

$VIX_t$代表时期 t 的 VIX 指数[9]。该指数又称“恐慌指数”，数值越高，表明投资者预期资本市场未来风险上升，投资行为会越保守。我们以该指数作为全球性避险情绪的代理变量。$\theta_i^m$、$\theta_i^{vix}$为待估参数。将方程（17）代入方程（16）可得：

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{R} \beta_i^y y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \left(\theta_i^m + \theta_i^{vix} VIX_{t-i}\right) m_{j,t-i} + u_{j,t} \qquad (18)$$

如果上文的理论假说成立，那么当期 VIX 指数与货币供给增长率交叉项$VIX_t * m_{j,t}$的系数$\theta_0^{vix}$应该为负数，即表示当期全球避险情绪削弱了当期货币供给增加对当期产出的影响。如果 VIX 指数与货币供给增长率滞后项的交叉项系数

[7] 除资本流动完全管制的国家外。

[8] 经 Hausman 检验，固定效应模型比随机效应模型更合适。

[9] VIX 指数（CBOT Volatility Index），由芝加哥期权交易所于 1993 年推出，该指数是根据标准普尔 500 指数期权隐含波动率加权平均后计算得到。

$\theta_1^{vix}$、$\theta_2^{vix}$、$\theta_3^{vix}$……为负数，则进一步表明全球避险情绪不仅削弱当期货币政策对当期产出的影响，还会削弱往期货币政策对当期产出的影响。

### （二）样本选择与数据处理

为实证检验上文的假说，我们还需要对浮动汇率和资本流动因素加以控制。为了控制浮动汇率这一因素，我们直接选取浮动汇率国家作为样本，从而起到类似“受控实验”的效果。IMF 在每年的《汇率安排与汇率限制年度报告》(《Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions》）中对各国的汇率制度进行了评估及分类[10]。本文初选了 2002 年到 2013 年[11]均被 IMF 列为“浮动”及“自由浮动”[12]的 40 个国家作为浮动汇率国家的典型代表，但去除报告期内数据残缺过多的 13 个国家，并去除作为主要大国经济体的美国，最后我们得到 26 个样本国家（地区）：澳大利亚、巴西、加拿大、智利、哥伦比亚、捷克、危地马拉、冰岛、印度、日本、韩国、毛里求斯、墨西哥、蒙古、新西兰、挪威、秘鲁、菲律宾、波兰、南非、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、英国、欧元区[13]。其中，澳大利亚、加拿大、智利、日本、波兰、瑞典、英国等 7 个国家在 2002 年至 2013 年间均被 IMF 评估为“自由浮动”（2009 年以前均为“独立浮动”）国家。整个样本涵盖了亚洲、非洲、欧洲、美洲各大洲的主要浮动汇率制国家，具有较强的代表性。此外，要检验上文假说，还需排除资本完全不流动的情况。根据 IMF 的调查，上述 26 个样本国家均未实行完全的资本管制[14]，因此基本符合假说的前提条件。为了最大可能增加样本容量，我们选取季度数据。

下面实证研究涉及的宏观经济变量主要包括 GDP 增长率(y)、$M_2$增长率(m)以及 VIX 指数(VIX)等。其中 y 和 m 均为包含 26 个截面主体的面板数据集,VIX 是一个时间序列[15]。数据均取自国际货币基金组织 IFS 数据库。我们首先对数据进行单位根检验，其中，对 y 和 m 采用面板单位根检验，对 VIX 进行普通的 ADF 检验。各变量检验结果如下表所示：

**表 2 单位根检验**

| 检验方法 | y | | m | | VIX | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 统计量 | P 值 | 统计量 | P 值 | 统计量 | P 值 |
| LLC | -3.63 | 0.0001 | -17.38 | 0.0000 | | |
| IPS | -8.92 | 0.0000 | -18.11 | 0.0000 | | |

[10] 1999 年至 2008 年类别设置具体为：无法定独立货币的汇率安排、货币局制度、传统的钉住汇率安排、水平带钉、爬行钉住、爬行带、不事先公布干预方式的管理浮动、独立浮动等八类。2009 年做过一次修订，2009 年至今类别设置为：无法定独立货币的汇率安排、货币局制度、传统的钉住汇率安排、稳定化安排（类似盯住）、水平带钉住、爬行钉住、类似爬行、浮动、自由浮动等九类。

[11] 由于欧元于 2002 年正式启动，所以相应地本文选择的样本区间为 2002 年到 2013 年。

[12] 2009 年以前为“不事先公布干预方式的管理浮动制度”及“独立浮动”。

[13] 欧元区货币政策由欧洲央行统一制定，故本文将其看成一个整体地区。

[14] 详见 IMF《汇率安排与汇率限制年度报告》。

[15] 我们选取每日收盘价的季度平均值。

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Fisher-ADF | 191.68 | 0.0000 | 458.37 | 0.0000 | | |
| Fisher-PP | 168.12 | 0.0000 | 811.12 | 0.0000 | | |
| ADF | | | | | -2.691 | 0.0832 |

可以看到，面板数据集 y 与 m 的四项检验均显著，因此拒绝原假设，即认为各截面序列不存在同质单位根[16]或异质单位根[17]，均为平稳序列。VIX 在 10% 的置信水平下拒绝原假设，序列不存在单位根，也是平稳的。因此，本文的计量模型应该不存在“谬误回归”的问题。

### （三）实证结果分析

我们对模型（18）式进行实证检验，着重考察 VIX 指数与货币供给交叉项对产出的作用，有关实证结果体现在下表 3 中。

**表 3 实证检验结果**

| | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.7515*** (0.0741) | 0.8322*** (0.0778) | 0.8971*** (0.0847) | 0.7906*** (0.1042) |
| $y_{t-1}$ | 0.7793*** (0.0174) | 0.7511*** (0.0174) | 0.7359*** (0.0183) | 0.7309*** (0.0221) |
| $m_{j,t}$ | 0.1390*** (0.0223) | 0.1145*** (0.0220) | 0.1184*** (0.0223) | 0.0935*** (0.0169) |
| $VIX_t\ m_{j,t}$ | -0.0066*** (0.0008) | -0.0053*** (0.0007) | -0.0055*** (0.0008) | -0.0039*** (0.0006) |
| $m_{j,t-1}$ | | 0.1327*** (0.0222) | 0.1285*** (0.0225) | 0.1074*** (0.0176) |
| $VIX_{t-1}m_{j,t-1}$ | | -0.0061*** (0.0007) | -0.0058*** (0.0008) | -0.0038*** (0.0006) |
| $m_{j,t-2}$ | | | 0.0530** (0.0228) | 0.0676*** (0.0172) |
| $VIX_{t-2}m_{j,t-2}$ | | | -0.0031*** (0.0008 ) | -0.0028*** (0.0006 ) |
| 样本量 | 1167 | 1162 | 1134 | 762 |
| $\overline{R^2}$ | 0.7619 | 0.7691 | 0.7756 | 0.7568 |

注：括号内数值为标准误差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著。

[16] LLC 方法用于检验是否存在同质单位根，其原假设为：各截面序列均有一个同质单位根。

[17] IPS、Fisher-ADF、Fisher-PP 方法用于检验是否存在异质单位根。其原假设为：各截面序列都含有（不同）单位根。

表 3 中 1-3 列的模型分别表明了全球避险情绪对当期、滞后一期、滞后二期货币政策效果的削弱作用（以 M2 增长率作为货币供给的代理变量）。第 4 列的模型则以 M1 增长率作为货币供给的代理变量。观察上述实证结果，我们可以看到货币供给增长率系数均为正，体现了货币供给对产出的正向作用。货币供给增长率与 VIX 指数交叉项的系数均为负，且在 1%的置信水平下显著（仅第 3 列模型的$m_{j,t-2}$项在 5%置信水平下显著）。实证结果很好支持了上文的理论假说，即全球避险情绪确实对当期以及滞后期货币政策效果有显著的削弱作用。

更具体地，以第 3 列的模型为例，从系数上看，当期货币供给增长率$m_{j,t}$ 的系数为 0.1184，当期交叉项$VIX_t$ $m_{j,t}$的系数为-0.0055。也就是说，只有当 VIX 指数低于临界值 21.52 时，当期货币政策才对当期产出具有正向作用，呈现出货币政策有效性；当 VIX 指数达到及高于 21.52 时，当期货币政策对当期产出的影响被完全削弱，货币政策完全失效。类似地，滞后一期货币供给$m_{j,t-1}$ 的系数为 0.1285，滞后一期交叉项$VIX_{t-1}$ $m_{j,t-1}$的系数为-0.0058，当滞后一期 VIX 指数达到临界值 22.15 时，滞后一期的货币政策对当期产出的影响失效；滞后二期货币供给$m_{j,t-2}$ 的系数为 0.053，滞后二期交叉项$VIX_{t-2}$ $m_{j,t-2}$的系数为-0.0031，当滞后二期 VIX 指数达到临界值 17.09 时，滞后二期货币政策对当期的产出影响完全消失。

**（四）稳健性检验**

为保证实证结果的稳健性，我们可以通过变换样本范围，对上述回归结果进行进一步的稳健性检验。具体来说，为了加强假说检验结果的说服力，下表 4 中，第 1 列所示的模型选取 2002 年至 2013 年间均被 IMF 评估为“自由浮动”的澳大利亚、加拿大、智利、日本、波兰、瑞典、英国等 7 个国家作为样本重复上文实证检验，检验发现当期、滞后一期、滞后二期交叉项的回归系数依然高度显著为负，且回归系数变大了，这说明对于这些自由浮动汇率国家来说，全球避险情绪对当期以及滞后期货币政策效果的削弱作用更强。

表 4 的第 2-5 列所示的模型将样本进一步区分为亚洲、欧洲、美洲和非洲四组，分别考察实证结果在各洲子样本中是否稳健。其中，亚洲样本包括印度、日本、韩国、蒙古、新西兰、菲律宾、泰国、土耳其、澳大利亚等 9 国，欧洲样本包括捷克、冰岛、挪威、波兰、瑞典、瑞士、英国、欧元区等 8 个国家（地区），美洲样本包括巴西、加拿大、智利、哥伦比亚、危地马拉、墨西哥、秘鲁等 7 国，非洲样本包括毛里求斯、南非两个国家。检验发现，当期、滞后期货币供给增长率的系数均为正，货币供给增长率与 VIX 指数交叉项的系数均为负，符号均符合预期。除非洲外，各州交叉项系数均在 1%的显著性水平下高度显著，进一步说明了实证结果的稳健性。

**表 4 稳健性检验**

| 国家 | 自由浮动国家 | 亚洲 | 欧洲 | 美洲 | 非洲 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.7816*** (0.0847) | 1.2636*** (0.2158) | 0.4718*** (0.1014) | 1.5772*** (0.2515) | 0.8832*** (0.2678) |
| $y_{t-1}$ | 0.7885*** (0.0307) | 0.6808*** (0.0382) | 0.7877*** (0.0283) | 0.6610*** (0.0473) | 0.7665*** (0.0800) |
| $m_{j,t}$ | 0.2066*** (0.0576) | 0.0792* (0.0462) | 0.1300*** (0.0338) | 0.0928*** (0.0273) | 0.1057 (0.1081) |
| $VIX_t\ m_{j,t}$ | -0.0097*** (0.0018) | -0.0053*** (0.0019) | -0.0056*** (0.0010) | -0.0032*** (0.0011) | -0.0028 (0.0041) |
| $m_{j,t-1}$ | 0.1124** (0.0572) | 0.1035** (0.0456) | 0.1339*** (0.0340) | 0.1391*** (0.0303) | 0.2068** (0.1102) |
| $VIX_{t-1}m_{j,t-}$ | -0.0067*** (0.0019) | -0.0052*** (0.0019) | -0.0053*** (0.0011) | -0.0047*** (0.0011) | -0.0114*** (0.0043) |
| $m_{j,t-2}$ | -0.0401 (0.0576) | 0.0476 (0.0466) | 0.0065 (0.0349) | 0.0994*** (0.0283) | 0.0830 (0.1123) |
| $VIX_{t-2}m_{j,t-}$ | -0.0018 (0.0019 ) | -0.0007 (0.0019 ) | -0.0016 (0.0011 ) | -0.0039*** (0.0011 ) | -0.0061 (0.0046 ) |
| 样本量 | 365 | 362 | 345 | 207 | 84 |
| $\overline{R^2}$ | 0.8111 | 0.6823 | 0.8072 | 0.6388 | 0.7409 |

注：括号内数值为标准误差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著。

综上所述，上述实证结果强有力地支持了我们提出的理论假说，即全球金融一体化因素（避险情绪）可能削弱浮动汇率国家的货币政策有效性。特别地，当全球避险情绪导致的风险溢价与货币供给增量的比值达到临界值时，货币扩张对产出将不会产生显著影响。在这一机制的作用下，浮动汇率国家货币政策的效果受到全球金融一体化因素的影响，呈现出“二元悖论”的新特征。

## 五、基本结论与政策建议

基于上述理论分析和实证研究，我们可以得出以下基本结论和政策建议：

全球金融一体化可能会削弱浮动汇率制国家货币政策的实施效果。具体地，当全球避险情绪导致的风险溢价与货币供给增量的比值达到甚至高于某一临界值时，货币扩张对产出的影响可能完全被抵消；若低于该临界值，货币政策保持有效性，但有效程度仍会受到风险溢价的影响。在这一机制的作用下，一国货币政策的实施效果随全球金融一体化因素变化而变化，从而体现出“二元悖论”的特征。

全球金融一体化的发展使本来局限于一些中心国家（如美国）的情绪与恐慌能够迅速传播到全球其他国际金融市场。避险情绪导致全球风险溢价的同步变化，阻碍了利差对汇率的调节作用，从而削弱浮动汇率国家货币政策的有效性。可以预见，随着未来全球金融市场的进一步融合，各国货币政策或将呈现出与全球避险情绪越来越高的相关性，即使是浮动汇率国家，其货币政策有效性降低也可能会逐渐成为常态。

“二元悖论”观察到的现象源于全球避险情绪对货币政策效果的削弱，仅在全球避险情绪强于货币供给的影响时才会出现，并非无条件成立。因此在进行开放经济宏观政策选择时，不应简单否认传统三元悖论框架，而过分强调“二元悖论”：一方面，增强汇率弹性并非不重要，汇率的“清洁浮动”对于实现内外平衡仍有重要作用；另一方面，在增强汇率灵活性的同时，应强化针对跨境资本流动的宏观审慎管理，抑制外汇市场杠杆的顺周期波动，而非退回到资本管制的老路上去。此外，我们也应密切关注全球避险情绪的变化，建立相关监测指标和体系，必要时可考虑将其纳入货币政策分析框架，从而为实现更有效的货币政策提供支持。

## 参考文献：


[1] 邓乐平，冯用富，晋重文，2002，《浮动汇率制度下货币政策的独立性》，《金融研究》第3期56-64页。

[2] 范从来，赵永清，2009，《中国货币政策的自主性:1996-2008》，《金融研究》第5期22-33页。

[3] 刘红忠，张卫东，2001，《蒙代尔-弗莱明模型之后的新开放经济宏观经济学模型》，《国际金融研究》第1期39-44页。

[4] 裴平，熊鹏，朱永利，2006，《经济开放度对中国货币政策有效性的影响》，《世界经济》第5期47-53页。

[5] 沈国兵，2003，《汇率制度的选择：文献综述》，《世界经济》第12期15-24页。

[6] 苏平贵，2003，《汇率制度选择与货币政策效应分析》，《国际金融研究》第5期4-9页。

[7] 孙华好，2007，《传统钉住汇率制度下中国货币政策自主性和有效性：1998-2005》，《世界经济》第1期29-38页。

[8] 孙华好，2004，《“不可能三角”不能作为中国汇率制度选择的依据》，《国际金融研究》第8期11-16页。

[9] 伍戈，顾及，2014，《资本管制、避险情绪与货币替代》，《财经研究》第12期51-64。

[10] 谢平，张晓朴，2002，《货币政策与汇率政策的三次冲突：1994-2000年中国的实证分析》，《国际经济评论》第3期30-35页。

[11] 易纲，2000，《汇率制度的选择》，《金融研究》第9期46-52页。

[12] 易纲，汤弦，2001，《汇率制度“角点解”假设的一个理论基础》，《金融研究》第8期5-17。

[13] 周克，2007，《固定汇率下资本账户开放对经济的影响——基于修正的Mundell模型的动态分析》，《世界经济研究》第3期35-38页。
[14] Bekaert G., Harvey C., Lundblad C., 2005, “Does Financial Liberalization Spur Growth?” Journal of Financial Economics, 77(1), pp. 3-55.
[15] Beraert G., Hoerova M., Duca M., 2010, “Risk, Uncertainty and Monetary Policy,” NBER Working paper, No. 16397.
[16] Borio G., Disyatat P., 2011, “Global Imbalances and the Financial Crisis: Link or No Link?” BIS Working Paper, No. 346.
[17] Borio C., Zhu H., 2012, “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?” Journal of Financial Stability, 8(4), pp. 236-251.
[18] Branson W., 1975, “Monetarist and Keynesian Models of the Transmission of inflation,” The American Economic Review, 65(2), pp. 115-119.
[19] Calvo G., Leiderman L., Reinhart C., 1996, “Inflows to Developing Countries in the 1990s,” Journal of Economic Perspectives, 10(2), pp. 123-139.
[20] Casas F., 1977, “Imported Inflation: The Case of Floating Exchange Rates,” The Canadian Journal of Economics, 10(3), pp. 485-493.
[21] Cetorelli N, Goldberg L., 2012, “Banking Globalization and Monetary Transmission,” Journal of Finance, 67(5), pp. 1811-1843.
[22] Daniel B., 1981, “The International Transmission of Economic Disturbances under Flexible Exchange Rates,” International Economic Review, 22(3), pp. 491-509.
[23] Devereux M., Yetman J., 2014, “Globalization, Pass-through and the Optimal Policy Response to Exchange Rates,” BIS Working Paper, No. 450.
[24] Dornbusch R., 1976, “Expectations and Exchange Rate Dynamics,” Journal of Political Economics,84(6), pp. 1161-1176.
[25] Dornbusch R., 1976, “Exchange Rate Expectations and Monetary Policy,” Journal of International Economics,6(3), pp. 231-244.
[26] Dornbusch R., 1976, “The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy,” The Scandinavian Jounal of Economics, 78(2), pp. 255-275.
[27] Dornbusch R., 1983, “Exchange Rates and Interdependence,” IMF Working Paper.
[28] Drehmann M., Borio C., Tsatsaronis K., 2011, “Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates,” International Journal of Central Banking, 7(4), pp. 189-239.
[29] Duyne C., 1980, “Imperfect Foresight and the Insulation Properties of a Flexible Exchange Rate,” The Scandinavian Journal of Economics, 82(3), pp. 352-361.
[30] Eichengreen B., 2002, “Capital Account Liberalization: What do the Cross Country Studies Tell Us?” World Bank Economic Review, 15(3), pp. 341-366.
[31] Flood R., Marion N., 1982, “The Transmission of Disturbances under Alternative Exchange-Rate Regimes with Optimal Indexing,” The Quarterly Journal of Economics, 97(1), pp. 43-66.

[32] Frenkel J., 1976, “A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence,” The Scandinavian Journal of Economics,78(2), pp. 200-224.
[33] Gourinchas P., Obstfeld M., 2012, “Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First,” American Economic Journal: Macroeconomics, 4(1), pp. 226-265.
[34] Joines D., 1985, “International Currency Substitution, and the Income Velocity of Money,” Journal of International Money and Finance, 4(3), pp. 303-316.
[35] Laidler D., 1977, “Expectations and the Behavior of Prices and Output under Flexible Exchange Rates,” Economica, 44(176), pp. 327-335.
[36] Miles M., 1978, “Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence,” The American Economic Review, 68(6), pp. 428-436.
[37] Murphy R., Duyne C., 1980, “Asset Market Approaches to Exchange Rate Determination: A Comparative Analysis,” Journal of Money, Credit and Banking, 116(4), pp. 627-656.
[38] Obstfeld M., 2015, “Trilemmas and trade-offs: living with financial globalization?” BIS Working Papers, No. 480.
[39] Rey H., 2013, “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Dependence,” NBER Working paper, No. 21162.
[40] Rogers J., 1990, “Foreign Inflation Transmission under Flexible Exchange Rates and Currency Substitution,” Journal of Money, Credit and Banking, 22(2), pp. 195-208.
[41] Sarantis N., 1986, “The Mundell-Flemming Model with Perfect Capital Mobility and Oligopolistic Pricing,” Journal of Post Keynesian Economics, 9(1), pp. 138-148.
[42] Thomas L., 1985, “Portfolio Theory and Currency Substitution,” Journal of Money, Credit and Banking, 17(3), pp. 347-357.
[43] Turnovsky S., Kaspura A., 1974, “An Analysis of Imported Inflation in a Short-Run Macroeconomic Model,” The Canadian Journal of Economics, 7(3), pp. 355-380.
[44] Turnovsky S., 1981 “Monetary Policy and Foreign Price Disturbances Under Flexible Exchange Rates: A Stochastic Approach,” Journal of Money, Credit and Banking, 13(2), pp. 156-176.
[45] Witte W., 1979, “Dynamic Adjustment in an Open Economy with Flexible Exchange Rates,” The Southern Economic Journal, 45(4), pp. 1072-1090.

# 《工作论文》目录

| 序号 | 标题 | 作者 |
|---|---|---|
| 2014 年第 1 号 | 政策利率传导机制的理论模型 | 马骏、王红林 |
| 2014 年第 2 号 | 中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化 | 伍戈、曹红钢 |
| 2014 年第 3 号 | 人民币均衡实际有效汇率与汇率失衡的测度 | 王彬 |
| 2014 年第 4 号 | 系统重要性金融机构监管国际改革：路径探微及启示 | 钟震 |
| 2014 年第 5 号 | 我国包容性金融统计指标体系研究 | 曾省晖、吴霞、李伟、廖燕平、刘茜 |
| 2014 年第 6 号 | 我国全要素生产率对经济增长的贡献 | 吴国培、王伟斌、张习宁 |
| 2014 年第 7 号 | 绿色金融政策及在中国的应用 | 马骏、施娱、姚斌 |
| 2014 年第 8 号 | 离岸市场发展对本国货币政策的影响：文献综述 | 伍戈、杨凝 |
| 2014 年第 9 号 | 特征价格法编制我国新建住宅价格指数的应用研究 | 王毅、翟春 |
| 2014 年第 10 号 | 2015 年中国宏观经济预测 | 马骏、刘斌、贾彦东、洪浩、李建强、姚斌、张翔 |
| 2015 年第 1 号 | 核心通货膨胀测度与应用 | 王毅、石春华、叶欢 |
| 2015 年第 2 号 | 中国普惠金融发展进程及实证研究 | 焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱 |
| 2015 年第 3 号 | 移动货币：非洲案例及启示 | 温信祥、叶晓璐 |
| 2015 年第 4 号 | 我国理财产品收益率曲线构建及实证研究 | 吴国培、王德惠、付志祥、梁垂芳 |
| 2015 年第 5 号 | 对中国基础通货膨胀指标的研究 | Marlene Amstad、叶欢、马国南 |
| 2015 年第 6 号 | 结构时间序列模型的预测原理及应用研究 | 朱苏荣、郇志坚 |
| 2015 年第 7 号 | 构建中国绿色金融体系 | 绿色金融工作小组 |
| 2015 年第 8 号 | 关于国际金融基准改革的政策讨论 | 雷曜 |
| 2015 年第 9 号 | 2015 年中国宏观经济预测(年中更新) | 马骏、刘斌、贾彦东、李建强、洪浩、熊鹭 |
| 2015 年第 10 号 | 城投债发行定价、预算约束与利率市场化 | 杨娉 |
| 2015 年第 11 号 | 利率传导机制的动态研究 | 马骏、施康、王红林、王立升 |
| 2015 年第 12 号 | 利率走廊、利率稳定性和调控成本 | 牛慕鸿、张黎娜、张翔、 |

| | | |
|---|---|---|
| | | 宋雪涛、马骏 |
| 2015 年第 13 号 | 对当前工业企业产能过剩情况的调查研究——基于江苏省 696 户工业企业的实证分析 | 王海慧、孙小光 |
| 2015 年第 14 号 | “营改增”对中小微企业税负影响的实证研究——来自浙江省湖州市抽样调查的分析 | 吴明 |
| 2015 年第 15 号 | 2016 年中国宏观经济预测 | 马骏、刘斌、贾彦东、李建强、陈辉、熊鹭 |
| 2016 年第 1 号 | 收益率曲线在货币政策传导中的作用 | 马骏、洪浩、贾彦东、张施杭胤、李宏瑾、安国俊 |
| 2016 年第 2 号 | PPP 模式推广困难原因探析及对策建议 | 崔晓芙、崔凯、徐红芬、李金良、王燕、崔二涛 |
| 2016 年第 3 号 | 企业景气调查制度的国际比较研究 | 张萍、潘明霞、计茜、牛立华、范奇 |
| 2016 年第 4 号 | 货币政策通过银行体系的传导 | 纪敏、张翔、牛慕鸿、马骏 |
| 2016 年第 5 号 | 金融周期和金融波动如何影响经济增长和金融稳定？ | 陈雨露、马勇、阮卓阳 |
| 2016 年第 6 号 | 自然资源资产负债表与绿色金融——以浙江湖州为例 | 洪昊、孙巍 |
| 2016 年第 7 号 | IMF 宏观金融分析内容与方法介绍 | 尹澄坤、郑桂环、卢心慧、白晶洁、林元吉 |
| 2016 年第 8 号 | 全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析 | 伍戈、陆简 |