

避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究

丁剑平 吴洋

【摘要】 近年来，全球各类“黑天鹅”事件频发，各国纷纷继续采取宽松型的货币政策试图提振本国经济。在全球降息潮背景下，如何保持本国货币政策独立性再次成为学界的重要关注点。本文以一个考虑风险溢价因素影响的蒙代尔 - 弗莱明模型作为理论框架，在分别以“货币锚”为基准评估各国货币政策独立性与汇率制度稳定性后，通过一个空间面板模型分析避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性的影响，并从侧面检验了传统“三元悖论”的稳定性。本文发现：第一，全球避险情绪与国家风险水平上升都会显著地影响货币政策独立性，受此影响，传统的“三元悖论”稳定性会显著下降，并可能会在一定条件下转化为“二元悖论”；第二，国家风险水平对于货币政策独立性的影响只有在全球避险情绪上升时才会发生，并且在某些情况下，外国风险水平对于本国的冲击要高于本国风险；第三，在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度相比汇率制度更能影响一国的货币政策独立性。本文对全球风险上升时的货币政策独立性影响因素进行了全面分析，对于我国在当前形势下通过深化汇率与金融改革、保持货币政策独立性具有一定的指导意义。

【关键词】 避险情绪；国家风险；货币政策独立性；空间面板模型

【文章编号】 IMI Working Papers NO.2116



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/>

避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究

丁剑平¹ 吴 洋²

【摘要】近年来，全球各类“黑天鹅”事件频发，各国纷纷继续采取宽松型的货币政策试图提振本国经济。在全球降息潮背景下，如何保持本国货币政策独立性再次成为学界的重要关注点。本文以一个考虑风险溢价因素影响的蒙代尔-弗莱明模型作为理论框架，在分别以“货币锚”为基准评估各国货币政策独立性与汇率制度稳定性后，通过一个空间面板模型分析避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性的影响，并从侧面检验了传统“三元悖论”的稳定性。本文发现：第一，全球避险情绪与国家风险水平上升都会显著地影响货币政策独立性，受此影响，传统的“三元悖论”稳定性会显著下降，并可能会在一定条件下转化为“二元悖论”；第二，国家风险水平对于货币政策独立性的影响只有在全球避险情绪上升时才会发生，并且在某些情况下，外国风险水平对于本国的冲击要高于本国风险；第三，在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度相比汇率制度更能影响一国的货币政策独立性。本文对全球风险上升时的货币政策独立性影响因素进行了全面分析，对于我国在当前形势下通过深化汇率与金融改革、保持货币政策独立性具有一定的指导意义。

【关键词】避险情绪；国家风险；货币政策独立性；空间面板模型

一、引言

20世纪80年代以来，经济全球化与金融市场自由化浪潮愈演愈烈，各国金融市场逐渐成为一个密不可分的整体，受此影响，各国的货币政策也更容易受到其他国家，尤其是大型经济体的货币政策溢出影响。近些年来，由于全球经济在2008年金融危机后恢复缓慢，加之各类“黑天鹅”、“灰犀牛”事件频发，因此各国纷纷放低利率，形成全球降息潮之势。作为大国，货币政策独立性对于我国的重要性毋庸置疑，面对国际政治经济的新形势与新挑战，如何在深化人民币汇率改革与推进资本市场有序开放的同时，保证我国货币政策独立性，已经成为了学界的一个重要研究方向。

研究货币政策独立性(或者货币政策有效性)影响因素的最经典理论当属Fleming(1962)和Mundell(1963)在20世纪60年代发展的Mundell-Fleming模型分析框架，该理论指出一国最多同时选择以下三个特征中的两个：独立的货币政策、自由的资本流动和固定汇率制度，该结论也通常被称为“三元悖论”。作为“三元悖论”的一个重要结论，追求资本自由流动的国家(尤其是小型经济体)必须提高本国汇率可浮动性以保持货币政策独立。在实践中，

¹ 丁剑平，中国人民大学国际货币研究所学术委员，上海财经大学金融学院博士生导师，上海国际金融中心研究院副院长。

² 吴洋，上海财经大学金融学院博士研究生。

也已经有大量文献对此进行了证明,如Edwards (2010, 2015), Klein & Shambaugh (2015), Obstfeld (2015), Aizenman et al. (2016) 等,比较有代表性的如Aizenman et al. (2016), 该文通过对新兴经济体进行研究发现,汇率相对固定的新兴经济体更容易收到大型经济体的货币政策溢出影响。然而, Rey (2015) 却指出“即使在浮动汇率制度下,货币政策溢出也会通过跨境资本流动和全球金融机构的杠杆作用实现”,即全球金融一体化趋势已经使得“三元悖论”变为了“二元悖论”。如果这一结论属实,那么对于想要保持货币政策独立性的经济体而言,资本管制便成为了必选项,而汇率制度的选择并不会起到多大作用。

对于以上问题,本文试图通过一个考虑风险溢价因素影响的Mundell-Fleming模型分析框架,分析避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性及“三元悖论”稳定性的影响,并通过一个空间计量模型来验证理论模型部分假设。本文的主要贡献在于以下三点:1.根据全球各国的实际货币锚定情况,评估了全球主要经济体的真实货币政策独立性与汇率波动情况;2.结合最新的汇率制度分类标准,检验全球经贸与金融往来日益密切的背景下,货币政策独立性、资本市场开放程度与实际汇率波动的关系;3.以文中的理论分析部分为基础,分析全球避险情绪与国家风险水平对货币政策独立性及“三元悖论”稳定性的影响,对特殊情况下出现的“二元悖论”给出了创新性的解释。通过以上工作,本文既从理论方面改进和完善了“三元悖论”的分析框架,也通过实证研究检验了国际经济联系日益紧密背景下“三元悖论”的稳定性,对于在深化经济与金融改革的同时如何保持货币政策独立性具有十分重要的现实意义。

文章余下部分结构安排如下:第二部分是相关文献综述,第三部分是理论模型分析,第四部分是数据来源与模型设计说明,第五部分是实证结果分析,最后一部分为结论总结及相应政策建议。

二、相关文献综述

(一) 货币政策溢出效应的传导机制

对于与货币政策类型相似,货币政策溢出效应的传导主要通过价格和数量两个途径进行(Caruana, 2012)。从价格传导途径来看,货币中心国主要通过各种金融资产价格,如汇率、主权债务收益率、股票市场价格等进行传导(Chen et al., 2010, 2015; Neely, 2015)。首先,货币中心国家的货币政策会显著地导致边缘国家的汇率波动,从而影响其对外贸易和国民经济, Gourinchas & Obstfeld (2012) 便指出以美国为代表的货币中心国普遍实行量化宽松的货币政策,在不同程度上导致了边缘国家货币的升值,从而极大地损害了这些国家的对外贸易;第二,由于全球债券市场,尤其是主权债务市场间极具相关性,因此除了对外贸易,货币中心国家的货币政策溢出也可能通过影响长期政府债券收益率实现。货币中心国家的货币政策也会显著地改变边缘国家主权债的交易量和收益率,从而影响边缘国家中央银行的货币政策调节空间和政策效果;最后,货币中心国家还会极大地影响边缘国家的股票市场, Ehrmann & Fratzscher (2009) 指出,由于货币中心国家在全球金融体系中占据比较重要的

地位，因此货币中心国家的货币政策宣告不仅会对本国股票市场造成影响，也会对边缘国家的股票市场造成巨大冲击。由于货币中心国的货币政策对边缘国家的总体金融市场收益率都具有巨大的影响力，因此当这种溢出效应达到一定程度时便可能损害边缘国家的金融稳定（Gourinchas & Obstfeld, 2012）。

而对于数量传导途径，货币中心国家的货币政策溢出主要通过对外资本流动影响边缘国家的政策利率来实现。具体而言，资本的跨境转移主要有银行间跨境借贷和风险承担渠道等（Bruno & Shin, 2013, 2015; Rey, 2016）。一方面，由于跨境银行资产与负债业务的货币并不完全匹配，因此银行间的跨境借贷实际上会加大银行的违约风险，从而影响存款货币创造过程，进而对利率造成影响（Bruno & Shin, 2015）；另一方面，边缘国家中央银行往往会对货币中心国的货币政策进行不同程度的干预，这也会改变边缘国家的总体信贷条件，从而影响政策利率。根据 IMF 统计，新兴市场的资本流入总量从 2007 年的 3.29 万亿增长到了 2012 年的 4.46 万亿美元，这说明在 2008 年次贷危机后，边缘国家可能会更容易受到中心国家的货币政策影响。

除了上述金融渠道，如果货币中心国家与边缘国家有大量的贸易往来，那么货币中心国的货币政策溢出还有可能无需以汇率作为媒介，直接通过贸易渠道实现；同时，Mallick & Sousa（2013）指出，货币中心国家的政策举动也可能引起全球主要大宗商品价格变化，从而影响边缘国家的通胀水平，从而对其实际利率水平造成影响。总结来看，现有大部分文献均从理论和实证角度证明，货币中心国家的国家会显著地向边缘国家传递，并不同程度地影响其货币政策独立性。

（二）汇率制度与保持货币政策独立性的选择之争

通过上述分析可以看出，中心货币国家的货币政策一方面会影响边缘国家的资本流入并导致其汇率变化，从而对其贸易产生冲击（Brana et al., 2012），另一方面也会极大地影响边缘国家的金融稳定性。对于这两方面的冲击，根据传统“三元悖论”理论，边缘国家可通过两种方式进行应对。一种是模仿中心国家的货币政策行为，即放弃货币政策独立性从而保证汇率稳定性实现。这种做法大多在新兴市场国家出现，如 Filardo & Yetman（2012）就发现部分亚洲国家、大多数中东地区石油输出国以及巴西选择通过超发货币的方式来应对美国量化宽松的货币政策，从而保证本国货币汇率稳定。采取这种干预方式的原因被 Calvo & Reinhart（2002）形象的称之为“害怕浮动”，他们认为由于新兴市场国家会更依赖外贸来拉动本国经济，并且更加难以承受全球大宗商品价格变动，因此这种方式会更多的出现在新兴市场国家而非发达国家。从理论上讲，尽管这种调节方式能够在一定程度上稳定本国汇率和对外贸易，但也会使得新兴市场国家本就脆弱的金融体系和宏观经济基本面更加脆弱，所以总体来看，这种应对方式会提升本国金融风险。

另外一种方式是允许汇率自由浮动。从“三元悖论”角度来看，浮动汇率制对货币政策溢出效应的抵御效果毋庸置疑，但其他的理论研究指出，若想保证这一抵御效果，仍需要资本管制措施进行辅助。Farhi & Werning（2014）便通过一个 NK 模型证实，只有同时采取资

本管制和浮动汇率制才能实现小国的福利最大化，Davis & Presno（2017）进一步证明，若在浮动汇率制下如果不对资本流动进行限制，那么中央银行的政策行为可能会偏离其国内政策目标，从而证实了资本管制对于保证小型开放经济的货币政策独立性的重要作用。实证研究中关于浮动汇率制对于货币政策溢出效应的影响也并不统一。部分研究所得实证结果与传统理论相符，如 Di Giovanni & Shambaugh（2008）通过一个面板模型研究了外国利率对本国实际 GDP 的影响，发现本国利率受到外国利率冲击主要出现在固定汇率制度的经济体，而不是采取浮动汇率制的国家，Hausman & Wongsan（2011）在研究新兴市场国家资产价格对联邦公开市场委员会（FOMC）公告的反应时，也发现了类似的结果，即汇率变动越不灵活的国家，其利率变动对于美国货币政策的变动反而更加敏感。Obstfeld et al.（2018）通过实证表明无论是实体经济还是金融市场，与浮动汇率制经济体相比，全球金融冲击会对采取固定汇率制的国家会造成更强的溢出效应，在许多其他研究中也得到了类似的结果（Goldberg，2013；Aizenman et al.，2016；Bekaert & Mehli，2017）。但也有相当数量的文章得到了不同的结论：首先，汇率不完全浮动的国家也能掌握一定的货币政策独立性，如 Klein & Shambaugh（2015）发现不仅只有浮动汇率经济体能够保持货币政策独立性，有管理的浮动汇率经济体也能行使一定程度的货币自主权，对于新兴市场经济体更是如此；其次，浮动汇率制也并不能完全保证边缘国家的货币政策独立性，如 Edwards（2015）发现美联储的货币政策变化分别有 74%、50%和 33%传染到了哥伦比亚、智利和墨西哥三国，说明这些采取浮动汇率制的国家并未能够掌握货币政策独立性。

对于上述现象，Rey（2015）总结后认为在全球金融风险上升的背景下，“三元悖论”已经退化为“二元悖论”，因此她建议边缘国家政府应根据自身实际，在充分考虑全球金融周期影响后实施资本管制，以保持本国货币政策独立性。在 Rey 的观点提出后，有相当数量的文章也证实了“二元悖论”现象的确存在，突出表现为资本管制和宏观审慎监管比浮动汇率制更能抵御外国货币政策冲击，如 Tong & Wei（2011）通过实证模型指出，以限制非 FDI 型资本流入为目标的新型资本管制措施，比单纯采取浮动汇率制更能抵御货币中心国家的货币政策冲击。Han & Wei（2018）将货币中心国的货币政策冲击分为收缩型和扩张型两类，他们证实无论何种冲击，资本管制对于边缘国家来说都是不可或缺的，而浮动汇率制的抵御效果则取决于冲击类型和资本制情况。国内也有许多学者对此现象进行了深入分析，如范小云等（2015）通过二次项模型和面板门限模型，从实证角度证明对于货币政策独立性而言，存在最优汇率波动范围，当超过这一范围时，汇率制度降低本国货币政策的独立性，从而造成“二元悖论”现象；伍戈和陆简（2016）通过理论模型分析指出，全球避险情绪是造成“二元悖论”现象的重要原因，陆简（2017）进一步指出，为全球避险情绪会通过准备金比率、通货比率两条渠道对货币乘数产生负向的影响，从而削弱本国货币政策独立性，使宏观经济表现出一定“二元悖论”特征。

总结来看，在现有研究（尤其是实证研究）中，对于货币政策独立性的影响因素，尤其是对浮动汇率制是否有效抵御外部货币政策冲击缺乏共识，从而产生了究竟是“三元悖论”

还是“二元悖论”的争论。本文试图在前人研究的基础上，以货币锚定因素作为基准，结合最新的汇率制度分类标准，分别通过理论与实证模型分析影响货币政策独立性的主要因素，并从侧面检验“三元悖论”的稳定性。

三、理论模型分析

本文的理论模型基础为蒙代尔—弗莱明（M-F）模型，具体形式如下：

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G + X(e) - M(y, e) \quad (1)$$

$$L(y, r) = M_s \quad (2)$$

$$X(e) - M(y, e) + K(r, \rho) = 0 \quad (3)$$

与传统的 M-F 模型相比，本文模型的主要创新体现在 BP 曲线，即（3）式上，更具体来说，体现在资本净流出函数上。传统的 M-F 模型中，假设资本净流出函数 $K(r) = \theta(r^* - r)$ ，即对于本国来说，资本流出情况仅取决于本国利率情况。在目前的全球金融大背景下，这一设定显然与现实严重不符：一方面，全球各国的资本市场并不是完全开放的，因此资本无法保证在流入流出时实现自由流动，尤其是近年来为防范金融风险，各国纷纷加大了各自的资本管制力度；另一方面，除收益率外，资本的流动还需要考虑包括全球风险状况、各国宏观经济状况在内的诸多风险因素，尤其是在经济全球化背景下，主要经济体的波动或恐慌可能会瞬间传遍全球市场。总之，在当今的全球金融大环境下，资本无法实现完全替代，同时经济和金融的关联性和互动性也较过去显著增强，因此在考察资本流动状况时，不能仅考虑利率或者资产收益率对其影响。本文参考 Krugman & Obstfeld（2010）在研究利率平价条件时的做法，在资本净流出函数中加入风险溢价，即 $K(r, \rho) = \sigma(r^* - r - \rho)$ ，即只有当外币与本币资产收益率之差大于风险溢价 ρ 时，人们才会投资外币资产，从而实现资本外流，反之则导致资本流入。同时，根据伍戈和陆简（2016）、范小云等（2015）研究，本文认为风险溢价 ρ 主要取决于以下两个因素：全球避险情绪 ga 、国家综合风险 cr ，风险溢价 ρ 与各因素之间的关系可以用以下函数关系表明，即：

$$\rho = \rho(ga, \Delta cr) \quad (4)$$

其中， Δ 表示外国某一变量与本国该变量水平之差。当全球避险情绪高涨时，资本出于避险需求，会更加倾向投资于金融稳定的国家，因此，风险溢价 ρ 与各因素之间的关系可以改写为（5）式形式，并且满足以下条件：

$$\begin{aligned} \rho &= \rho(ga * \Delta cr) \\ \rho'_{cr} &> 0, \rho'_{ga} = \varphi \Delta cr \end{aligned} \quad (5)$$

其中， ρ'_{cr} ， ρ'_{ga} 分别表示风险溢价 ρ 对本国各个风险因素的偏导数， φ 为负数，需要指出的是，由于 ga 为全球避险情绪，因此其变动与本国因素无关，因此 ρ'_{cr} 中没有考虑 ga 的影响。这样，传统的 BP 曲线修正为（3）式所示，其中 $K(r, \rho)$ 满足 $K'_r < 0$ ， $K'_\rho < 0$ 。考虑到现实中资本的投资倾向性，假定本国投资对于利率的敏感性大于资本流出，因此假设 $K'_r > I'_r$ 。除以

上条件外，本文模型假设均与传统的 M-F 模型一致。根据以上分析，本文提出第一条理论假设。

假设 1：如果不考虑国家风险和全球避险因素，传统的“三元悖论”依然成立，即资本自由流动、固定汇率制度和货币政策独立性三者至多只能择其二；但在全球经济金融一体化背景下，受国家风险和全球避险情绪影响，资本市场开放程度对货币政策独立性的影响将强于汇率制度，受此影响，“三元悖论”在一定条件下甚至有可能转化为“二元悖论”。

在对资本净流出函数进行调整后，可由理论模型得到均衡产量 y 对货币供应量 M_s 以及对风险溢价 ρ 的偏导数：

$$\frac{\partial y}{\partial M_s} = \frac{K'_r - I'_r}{L'_y(K'_r - I'_r) + L'_r[C'_y(1 - T'_y) - 1]} \quad (6)$$

$$\frac{\partial y}{\partial \rho} = \frac{K'_\rho L'_r}{L'_y(K'_r - I'_r) + L'_r[C'_y(1 - T'_y) - 1]} \quad (7)$$

不难看出，(6) 式与 (7) 式分别表示货币供给 M_s 和风险溢价 ρ 每增加一单位所带来的均衡产出的增量。由于 $K'_r > I'_r$ ，因此 $\frac{\partial y}{\partial M_s} > 0$ ，这也是不考虑风险溢价因素时，货币政策对于均衡产出会产生正面影响的原因，同时由于 $K'_\rho < 0, L'_r < 0$ ，因此 $\frac{\partial y}{\partial \rho} > 0$ 。

同时，由全微分方程可知：

$$dy = \frac{\partial y}{\partial M_s} dM_s + \frac{\partial y}{\partial \rho} d\rho \quad (8)$$

$$d\rho = \rho'_{cr} dcr + \rho'_{ga} dga \quad (9)$$

将 (9) 式代入 (8) 式，可以得到：

$$dy = \frac{\partial y}{\partial M_s} dM_s + \frac{\partial y}{\partial \rho} (\rho'_{cr} dcr + \rho'_{ga} dga) \quad (10)$$

通过 (10) 式可以看出，在考虑风险溢价因素后，货币政策对均衡产出的影响会产生一些变化，主要表现在货币政策效果会受本国综合风险水平与全球避险情绪共同影响。对于全球避险情绪，可以发现 (10) 式中 ga 对于均衡产出的影响还与相对国家综合风险 Δcr 有关，根据这一结果，本文提出假设 2。

假设 2：全球避险情绪并不会直接影响“三元悖论”的稳定性，以货币政策独立性为例，全球避险情绪需要与国家风险水平共同发生作用才会对其造成影响。

对于国家综合风险水平 cr ，通过 (10) 式可以看出除了本国风险水平会影响均衡产出，外国风险水平同样也会造成影响，因此本国风险水平的上升并不会必然造成货币政策效果下降（伍戈和陆简，2016）。结合 (6) (7) 式可以进一步计算得到，当受国家综合风险与全球避险情绪共同影响的风险溢价水平与货币供给增量的比值大于临界值 $\frac{-(K'_r - I'_r)}{K'_\rho L'_r}$ 时，货币政策对均衡产出的影响将被削弱甚至出现反向影响。根据这一分析，本文提出假设 3。

假设 3：影响货币政策独立性的是相对国家风险水平，具体而言，国内综合风险上升对本国货币政策独立性有负面作用，而外国综合风险的上升对本国货币政策独立性有正面效果，在某些情况下，外国综合风险比本国综合风险更能影响本国货币政策独立性。

通过理论部分的分析我们可以发现，影响货币政策独立性的因素不仅有汇率制度，还与国家综合风险、全球避险情绪等因素有关，具体而言，当全球金融风险情绪上升时，无论采取何种汇率制度，国家综合风险相对较高的国家都会出现显著的资本外流，这将极大地削弱货币政策效果，甚至导致“二元悖论”现象。接下来本文将通过一个空间计量模型对以上分析结果进行检验。

四、数据实证模型及说明

（一）模型设计

从理论部分的分析可以看出，一国货币政策独立性不仅受本国汇率制度以及其他经济变量影响，很可能也与其他国家的经济变量（如国家风险水平）有关。对于此类问题，如果用传统的线性回归模型进行分析，则容易因为忽略样本之间的空间依赖性而导致实证结果产生偏误。为避免这一问题，本文选取了空间计量模型来进行研究分析，对于面板数据而言，常用的空间计量模型主要有空间自回归模型（SAR）、空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLX）、含空间自回归误差项的空间自回归模型（SAC）、空间杜宾模型（SDM）等。其中，空间杜宾模型（SDM）被 Elhorst、LeSage 等知名空间计量经济学家认为是最佳的空间计量起始模型，其模型形式如下：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha I_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

其中， Y_t 是被解释变量， W 是根据实际需要设定的空间矩阵， X_t 是由解释变量与控制变量组成的矩阵， ε_t 是服从正态分布的 n 维向量， θ 和 δ 分别表示外生交互与内生交互系数，若忽略外生交互效应，SDM 就将退化为 SAR：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha I_N + X_t\beta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

而若忽略内生交互效应，SDM 将退化为 SLX：

$$Y_t = \alpha I_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

可以发现，SDM 的一大优点便是同时考虑了样本间的外生交互效应与内生交互效应。本文首先选用空间杜宾模型（SDM）进行基础分析后，并使用 SAR、SLX 进行进一步分析，作为不同模型的稳健性分析结果。需要指出的是，目前许多使用空间计量模型的实证研究依旧按照非空间模型的思路，仅通过对模型系数的点估计结果来进行分析，从而得出所研究问题是否存在空间溢出效应的结论。LeSage & Pace（2009）指出这种由非空间计量方法沿用的点估计分析方法可能导致错误的结论，正确的做法是用解释变量的偏微分来作为检验模型是否存在空间溢出效应的依据，将一个特定单位解释变量的变化带来的单位自身被解释变量的变化定义为直接效应（也称本地效应），而将其对其他单位被解释变量的影响定义为间接效应（也称溢出效应）。本文空间计量部分在分析各变量的点估计后，通过直接效应、间接效应与总效应大小及显著性水平来检验前文理论部分假设，分析各解释变量对于货币政策独立性的多种影响。

（二）变量定义、数据来源及说明

1.被解释变量、解释变量及控制变量说明

由于本文的基础理论模型为 M-F 模型，因此实证部分的核心变量为 MI 、 FO 、 ERS 三个指标，其中 MI 表示货币政策独立性， FO 表示金融市场开放程度， ERS 表示汇率稳定性。对于金融开放度 FO 指标，本文选用 $kaopen$ 指数来表示，该指数根据 IMF 每年公布的《汇率安排与汇兑限制年度报告》中对各国资本流动各个子项目的管制情况编制而成， $kaopen$ 指数越大，意味着本国资本越能实现自由流动。而货币政策独立性 MI 和汇率稳定性 ERS 分别按照以下两式计算：

$$MI = \frac{1 - corr(r_i, r_b)}{1 - (-1)}$$
$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + std(\Delta \log(exr))}$$

上式中， $corr(r_i, r_b)$ 表示 i 国利率与基准国 b 国利率之间的相关系数。在本文中，各国的利率指标的选取优先级按照“货币市场利率>银行贴现利率>银行存款利率”进行， $corr(r_i, r_b)$ 为年度数据，根据各国在各年的月度利率数据求得，其最大值为 1，最小值为 -1。 $std(\Delta \log(exr))$ 表示汇率对数化后变动的标准差， exr 为本国对基准国的双边汇率。

作为本文的贡献之一，本文将 Aizenmen et al. (2010) 的原始编制方法进行了一定改动。在 Aizenmen et al. (2010) 及大多数相关文章中，所用汇率均为对美元汇率（极少数文章为对欧元汇率），因此文章所考查的货币政策独立性实际上主要是对美国（或欧盟）的货币政策独立性。但实际上，各国的货币政策参考目标不止有以美国为代表的主要货币发行国家，这一点对于一些极度依赖地缘经济的小国尤其成立¹，因此有必要根据各国货币锚定情况来研究货币政策独立性强弱。鉴于此，本文根据 Ilzetzki et al. (2019) 的研究成果，根据各国在不同年份的实际货币锚定情况，确立 MI 和 ERS 指标中的基准国。根据以上设定，不难看出， $corr(r_i, r_b)$ 越大，意味着本国与货币锚定国之间的货币政策相关性越高，此时 MI 越小，即本国货币政策独立性越低；同时， $std(\Delta \log(exr))$ 越大，本国对货币锚定国的汇率波动越大，此时 ERS 越小，即本国汇率稳定性越低。

除了以上三个指标，本文还有另外两个重要解释变量：国家风险水平和全球避险情绪。对于前者，本文主要参照 PRS 集团发布的年度风险评估指南（The International Country Risk Guide, ICRG）中对各国的风险评估情况，将各国 ICRG 评分与满分 100 分的差额来衡量本国的综合风险水平；而对于全球避险情绪，本文选取了 VIX 指数作为其代理变量。这一指数由芝加哥期权交易所（CBOE）制定，用以衡量标准普尔 500 指数期权的隐含波动率，在许多文献中均已表明，VIX 与全球避险情绪显著相关²。

除了上述解释变量外，本文还仿照范小云等（2015）的做法，在模型中加入了以下控制变量，以消费者物价指数表示的通货膨胀率 INF 代表物价水平，包括货物和服务进出口总

¹ 如孟加拉国等南亚小国的货币政策主要参考印度，亚美尼亚等独联体国家的货币政策主要参考俄罗斯，新西兰等大洋洲区域国家的货币政策主要参考澳大利亚等。

² 如 Ranaldo & Söderlind (2010)、Habib & Stracca (2012)、Grise & Nitschka (2015)、伍戈和陆简 (2016) 等。

额占 GDP 的比重 TO ，表示贸易开放水平；私人信贷占 GDP 的比重 PCG ，表示金融发展水平；以国际储备占 GDP 的比重 RG 代表外汇市场干预能力。按照除 PCG 数据来自世界银行的全球金融发展数据库（GFDD）外，其他数据均来自世界银行和国际货币基金组织的 IFS 数据库，样本覆盖了 1989-2017 年全球主要 128 个国家和地区。需要说明的是，由于宏观数据的特性，本文部分数据存在缺失，为了本文的实证模型尤其是空间计量回归的需要，本文仿照资产定价领域的处理方法进行了数据填充：首先按照每年样本内国家的人均 GDP 排名、总 GDP 排名、总人口数将样本分为 14 组，然后将上述组别依次填充组内均值，这样，便得到了缺失程度较少的宏观数据。经过这样的处理，最大程度地保证了数据的完整性，但也必须认识到，这种做法可能会对最终结果的准确性造成一定影响。

2. 空间矩阵的构建

对于空间计量模型而言，描述样本中各单位空间分布状况的空间矩阵是模型的核心。在经济学应用中，通常将一般空间矩阵所反映的“地理”分布状况用“经济”分布状况来代替，即将地理矩阵转化为经济矩阵。如前文所述，为避免经济矩阵元素与被解释变量相关而导致的内生性问题，在构建空间矩阵时，应尽量避免直接用经济变量矩阵（如 GDP 矩阵）左乘地理矩阵（邻接矩阵或距离矩阵）来得到经济矩阵。在本文的研究中，主要根据国际贸易关系作为反映各国经济关系的空间矩阵，将地理距离与地理邻接关系矩阵作为反映地缘关系的空间矩阵，以此全面考察各解释变量与货币政策独立性间的空间联系。

首先，为充分反映两国在贸易方面的相互依存度，本文基于贸易结合度指数建立了反映国际经济联系的空间矩阵 W_1 。其中，贸易结合度的计算公式为 $DTC_i^s = \frac{X_i^s \cdot M_w}{X_i \cdot M_s}$ ， X_i^s 表示 i 国对 s 国的出口额， X_i 表示 i 国出口总额； M_s 表示 s 国进口总额； M_w 表示世界进口总额。当贸易结合度大于 1 时，则认为两国贸易联系紧密，两国的贸易“距离”较近。本文样本国家相互之间的进出口贸易总额均来自 DOTS 数据库，在按照上述公式计算各国的贸易结合度后，本文对样本期内各国相互间的贸易结合度求均值，当平均贸易结合度大于 1 时，则认为两国在贸易“距离”上看是邻接的，根据此法可得到空间矩阵 W_1 。与直接利用各国相互间进出口量得到的贸易矩阵相比，该矩阵可以有效避免因各国贸易总量不同而导致的真实贸易距离失真问题。在本文中，我们将 W_1 用作空间计量分析的基础矩阵，其他矩阵则主要用于对比分析及稳健性分析。

随后，本文按照各国相互之间的地理距离，将距离的倒数作为元素构建空间距离矩阵 W_2 ，然后按照各国的地理位置的邻接情况构建空间邻接矩阵 W_3 。在空间计量回归中，基于地理情况构建的空间矩阵能够直接反映各国间的地缘政治情况，并且也能够一定程度上反映各国在历史、文化等因素方面的联系，因此在空间计量回归中，地理关系矩阵往往作为空间计量的基础。同时也必须意识到，由于现代通讯及交通技术的快速发展，用地理距离衡量的空间联系已经不再像过去具有那么强的代表性，因此在本文中， W_2 和 W_3 更多地是用来进行不同空间矩阵的稳健性检验，以检验通过各国之间地理联系所反映的空间传导效应是否与经济联系存在差异。

本文的所有数据均来自公开数据库，变量说明与来源及其描述性统计情况请参见表 1。通过描述性统计结果可以看出，所有国家的货币政策独立性均值不足 0.5，而资本市场开放度及汇率稳定性的均值均大于 0.5，说明从平均意义上来看，更多国家在宏观经济目标的抉择中更加看重资本自由流动与汇率稳定。同时，从最值情况来看，上述三类变量的取值几乎涵盖了所有可能的数值范围，说明在本文所选样本范围内，较好地考虑到了各国在面对“三元悖论”时的不同选择，这也使得本文的实证分析结果更具可信性。

表 1-A 变量描述与数据来源

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义	数据来源
被解释变量	货币政策独立性	MI	$MI = \frac{1 - corr(r_i, r_b)}{1 - (-1)}$	根据 IMF IFS 数据自制
解释变量	资本市场开放度	FO	kaopen 指数	Chinn-Ito Index
	对“锚货币”汇率稳定性	ERS	$ERS = \frac{0.01}{0.01 + std(\Delta \log(exr))}$	根据 Ilzetzi et al. (2019) 和 IMF IFS 数据自制
	国家综合风险水平	$Crisk$	$Crisk = 100 - ICRG$ 国家风险评分	PRS 集团 ICRG 数据库
	全球避险情绪	VIX	VIX 指数	CBOE 数据库
	全球避险情绪与国家综合风险水平交互项	$VCrisk$	$VCrisk = VIX \cdot Crisk$	
控制变量	物价水平	INF	消费者物价指数	World Bank 数据库
	贸易开放水平	TO	货物和服务进出口总额占 GDP 比重	World Bank 数据库
	金融发展水平	PCG	私人信贷占 GDP 比重	World Bank 数据库
	外汇市场干预能力	RG	国际储备占 GDP 比重	World Bank 数据库
空间矩阵	贸易关系矩阵	W_1	基于贸易结合度的贸易矩阵	IMF DOTS 数据库
	地理距离关系矩阵	W_2	基于地理距离的空间矩阵	地图数据
	地理邻接关系矩阵	W_3	基于地理邻接关系的空间矩阵	地图数据

表 1-B 主要变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
MI	3314	0.412693	0.210117	0	0.967908
FO	3711	0.682757	0.29762	0.015738	1
ERS	3558	0.53529	0.369124	0	1

<i>Crisk</i>	3584	34.966	13.07133	3.916667	91.5
<i>VIX</i>	3712	19.33456	5.777634	11.09024	32.69261
<i>VCrisk</i>	3584	680.6889	315.8057	83.24591	2068.025
<i>INF</i>	3712	77.23871	60.34109	2.28E-10	2740.274
<i>TO</i>	3712	0.821716	0.512796	0.137368	4.42029
<i>PCG</i>	3712	48.91362	44.84052	0.18617	308.9863
<i>RG</i>	3712	0.161878	0.176598	0	1.704482

综上，本文的实证模型（基础模型）如下所示：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha l_N + X_t \beta_X + W X_t \theta_X + C_t \beta_C + \mu + \xi_t l_N + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

$Y = \{MI\}$ $X = \{FO, ERS, Crisk, VCrisk\}$ $C = \{INF, TO, PCG, RG\}$

其中，被解释变量为 Y ，解释变量为 X ，控制变量为 C 。

五、实证分析

（一）基础模型及结果

1. 普通面板数据回归及分析

首先，对 128 个国家 1989 年至 2017 年的面板数据采用固定效应方法估计普通面板回归模型，所得结果如表 2 所示，其中（1）至（4）列主要考察不同解释变量组合对货币政策独立性的影响。按照本文理论部分的分析，（3）列对应的实证模型为本文的主要回归模型，后文的空间面板回归也进行了相同的处理。通过对普通面板回归结果进行分析，可以得到以下结论：

表 2 普通面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	-	-	-	-
<i>ERS</i>	0.0883*** (-6.064)	0.0848*** (-5.780)	0.0875*** (-5.947)	0.0874*** (-5.940)
	-	-	-	-
<i>FO</i>	0.0852*** (-5.177)	0.0826*** (-4.938)	0.0820*** (-4.903)	0.0822*** (-4.917)
<i>Crisk</i>		0.0010* (1.909)	0.0005 (0.928)	0.0007 (0.742)
<i>VCrisk</i>			0.0000** (2.148)	0.0001** (1.977)
<i>VIX</i>				0.0043 (1.613)

<i>INF</i>	-0.0002** (-1.961)	-0.0002** (-2.247)	-0.0002** (-2.363)	-0.0002** (-2.330)
	-	-	-	-
<i>PCG</i>	0.0006*** (-4.382)	0.0006*** (-4.379)	0.0006*** (-4.265)	0.0006*** (-4.199)
	-	-	-	-
<i>TO</i>	0.0551*** (-3.578)	0.0553*** (-3.540)	0.0558*** (-3.577)	0.0556*** (-3.561)
<i>RG</i>	0.1511*** (4.885)	0.1570*** (4.897)	0.1581*** (4.933)	0.1556*** (4.850)
<i>N</i>	3278	3179	3179	3179
<i>R</i> ²	0.1475	0.1520	0.1535	0.1543

注：括号内为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，下同；(1) (2) (3) (4) 分别为模型中使用不同解释变量时得到的回归结果。

(1) 四个控制变量对货币政策独立性 (*MI*) 的影响与一般经济理论一致，即稳定地表现为越高的通货膨胀水平 (*INF*)、金融发展水平 (*PCG*)、贸易开放水平 (*TO*) 会削弱本国货币政策独立性，而国际储备水平 (*RG*) 则与本国货币政策独立性显著正相关，说明一国在外汇市场的干预能力会对本国货币政策效果起到明显的保障作用。

(2) 第 1 至 4 列考察了主要解释变量对货币政策独立性的影响。其中第 1 列对最原始的三元悖论进行了检验，检验结果也与三元悖论结果一致，即固定汇率制与资本自由流动均会降低货币政策独立性。在模型添加不同解释变量组合后，汇率波动幅度 (*ERS*) 与资本市场开放程度 (*FO*) 对货币政策独立性影响的方向及显著性没有出现明显改变，说明“三元悖论”具有一定的稳定性；另外也可以发现，在考虑了国家风险水平 (*Crisk*) 及其与全球避险情绪的交叉项 (*VCrisk*) 后，汇率稳定性 (*ERS*) 及资本市场开放程度 (*FO*) 对于货币政策独立性 (*MI*) 的影响程度出现了一定的下降，这证实了假设 1 中的部分猜想，即国家风险水平与全球避险情绪会影响“三元悖论”的稳定性。

(3) 第 2 至 4 列的实证结果说明，当单独考虑国家风险 (*Crisk*) 而不考虑全球避险情绪 (*VIX*) 时，一国综合风险水平会显著地影响本国货币政策独立性；但考虑全球避险情绪后，国家风险水平并不会单独对货币政策造成显著影响，而国家风险与全球避险情绪的交叉项 (*VCrisk*) 的系数却显著为正，这与假设 2 相符。进一步分析国家综合风险水平及其与全球避险情绪的交互项的回归系数，可以发现当全球避险情绪上升时，国家风险水平会显著提升本国货币政策独立性。造成这一现象的原因可能如本文假设 3 所述，在于影响货币政策独立性的是本国的相对风险而非绝对风险水平，因此国家风险上升究竟对于货币政策独立性有何种影响，还有待于通过空间计量模型检验。

基于以上分析可以发现，M-F 模型对货币政策独立性、汇率波动幅度和资本市场开放程度之间的关系仍具备较强的解释力，三元悖论依然成立。然而，如前文所述，若想准确分析国家风险水平及全球避险情绪对货币政策独立性的影响，还需要通过空间计量模型考察空

间依赖效应后进行进一步的探讨。

2.空间面板数据基础回归及分析

本文采用 Moran's I 检验方法对 128 个国家的货币政策独立性进行了空间相关性分析，发现样本期内各国表现出了明显的空间正相关特点，即大部分国家与其邻近国家的货币政策独立性呈正相关关系。因此，运用空间计量方法检验各变量对货币政策独立性的影响，分析国家风险水平及货币政策独立性在国家间的溢出效应是必要的。本文首先采用基于贸易结合度的贸易关系矩阵估计空间面板基础模型的回归结果，如表 3 所示。通过分析，不难发现以下结论：

表 3 空间面板数据基础回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ERS</i>	-0.0366* (-1.940)	-0.0361* (-1.907)	-0.0365* (-1.925)	-0.0364* (-1.923)
	-	-	-	-
<i>FO</i>	0.1029*** (-6.090)	0.1080*** (-6.330)	0.1075*** (-6.297)	0.1079*** (-6.319)
<i>Crisk</i>		-0.0012* (-1.732)	-0.0018** (-2.088)	-0.0020 (-1.462)
<i>VCrisk</i>			0.0000 (1.170)	0.0000 (0.586)
<i>VIX</i>				0.0012 (0.313)
<i>INF</i>	0.0001 (1.615)	0.0001 (1.623)	0.0001 (1.593)	0.0001 (1.618)
<i>PCG</i>	-0.0002 (-1.322)	-0.0004** (-1.999)	-0.0004** (-1.990)	-0.0004** (-1.972)
<i>TO</i>	-0.0298 (-1.515)	-0.0315 (-1.602)	-0.0317 (-1.612)	-0.0327* (-1.661)
<i>RG</i>	0.0770* (1.932)	0.0566 (1.378)	0.0573 (1.396)	0.0549 (1.335)
W				
<i>MI</i>	0.0140*** (6.509)	0.0135*** (6.230)	0.0135*** (6.220)	0.0133*** (6.079)
<i>ERS</i>	-0.0025 (-0.902)	-0.0012 (-0.417)	-0.0011 (-0.356)	-0.0017 (-0.554)
<i>FO</i>	-0.0035* (-1.740)	-0.0023 (-0.808)	-0.0024 (-0.823)	-0.0025 (-0.871)
<i>Crisk</i>		0.0001** (2.048)	0.0001** (2.088)	0.0000 (0.065)

			-0.0000	0.0000
<i>VCrisk</i>			(-1.080)	(1.071)
				0.0004
<i>VIX</i>				(1.230)
N	3712	3712	3712	3712
<i>R</i> ²	0.1540	0.1254	0.1251	0.1946

注：（1）（2）（3）（4）分别为模型中添加不同的解释变量时得到的回归结果。

（1）货币政策独立性（*MI*）的空间依赖系数显著为正值，说明货币政策独立性在样本国之间存在较强的空间正相关，也就是说，一个地区较高的货币政策独立性会提升与其贸易关联较高国家的货币政策独立性，这说明两国之间以贸易为代表的经济联系越紧密，不仅不会使本国因经济依赖而产生货币政策依赖，反而会提升本国的货币政策独立性。

（2）汇率稳定性（*ERS*）及资本市场开放程度（*FO*）仅有非空间依赖项系数显著，而对应的空间依赖项系数显著性较弱，这一结果再度印证了三元悖论的成立，同时还说明他国的汇率制度及资本市场开放程度可能并不会影响本国的货币政策独立性。另外对比（1）至

（4）列的结果后可以发现，在考虑了国家间经济联系、国家风险水平（*Crisk*）以及避险情绪（*VIX*）的影响后，汇率稳定性（*ERS*）对于货币政策独立性（*MI*）的系数绝对值略微下降，而资本市场开放程度（*FO*）的系数绝对值则略微提升，结合普通面板部分分析可以进一步证实前文假设 1，而对于这两个因素的具体影响还需要通过下文的直接效应分析来判断。

（3）与面板回归结果相比，考虑了空间效应后，除国家风险外的其他解释变量的相关系数均不再显著。其中，全球避险情绪及其与国家风险水平的交互项（*VCrisk*）不再显著，原因可能是因为 *VIX* 指数的年度数据总体波动较小，从而降低了交互项的数据异质性，而空间计量模型恰恰需要样本数据具有较强异质性方可准确地估计各解释变量对于被解释变量的空间溢出效应。为了尽可能地解决这一问题，本文将样本数据按 *VIX* 从低到高分成三组后进行空间计量回归，部分结果如表 4 所示。从表中数据可以看出，尽管国家综合风险对货币政策独立性的系数仍然不是很显著。但对比后可以看出随着避险情绪的上升，国家风险变量（*Crisk*）的显著性水平有明显提升，从侧面证明了假设 2 中，国家风险水平会与全球避险情绪共同对货币政策独立性造成影响的结论。

表 4 国家风险变量按 *VIX* 分组回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>Crisk</i>	0.0006	0.0025	0.0024
	(0.196)	(0.987)	(1.203)
W			
<i>Crisk</i>	-0.0000	-0.0001	-0.0002*
	(-0.163)	(-0.858)	(-1.865)

注：（1）（2）（3）分别为按 *VIX* 从低到高分组后国家风险变量的回归结果。

（4）对于国家风险水平（*Crisk*），可以发现其非空间依赖项系数显著为负，而空间依赖项系数显著为正。这一定程度上印证了假设 3 以及前文面板回归部分对国家风险水平系数

的解释，即本国相对而非绝对风险水平与货币政策独立性负相关，而这一结论是否成立也需要通过进一步考察各变量的直接效应与间接效应来明确。

表 5 展示了上述回归中各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应，对于空间计量分析而言，这些效应比单一的相关系数更能充分反映解释变量对被解释变量的影响究竟是通过外部渠道还是自身渠道实现。通过分析，可以得到以下结论：

表 5 各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ERS</i>	-			
直接效应	0.0374** (-1.98)	-0.0365* (-1.93)	-0.0369* (-1.95)	-0.037* (-1.95)
<i>ERS</i>	-0.1191	-0.0659	-0.0617	-0.0848
间接效应	(-1.11)	(-0.6)	(-0.53)	(-0.72)
<i>ERS</i>	-			
总效应	0.1565 (-1.45)	-0.1024 (-0.92)	-0.0986 (-0.83)	-0.1218 (-1.03)
<i>FO</i>	-			
直接效应	0.1042*** (-6.18)	-0.1089*** (-6.41)	-0.1084*** (-6.38)	-0.1088*** (-6.40)
<i>FO</i>	-			
间接效应	0.1983** (-2.59)	-0.1486 (-1.35)	-0.1502 (-1.36)	-0.1534 (-1.41)
<i>FO</i>	-			
总效应	0.3024*** (-3.94)	-0.2575** (-2.34)	-0.2586** (-2.35)	-0.2622** (-2.41)
<i>Crisk</i>				
直接效应		-0.0011* (-1.7)	-0.0017** (-2.06)	-0.002 (-1.47)
<i>Crisk</i>		0.0044*	0.0049*	-0.0007
间接效应		(1.86)	(1.83)	(-0.14)
<i>Crisk</i>		0.0032	0.0032	-0.0026
总效应		(1.38)	(1.20)	(-0.56)
<i>VCrisk</i>			0.0000	0.0000
直接效应			(1.17)	(0.62)
<i>VCrisk</i>			-0.0000	0.0003
间接效应			(-0.96)	(1.23)
<i>VCrisk</i>			0.0000	0.0003
总效应			(0.24)	(1.50)
<i>VIX</i>				0.0013
直接效应				(0.34)
<i>VIX</i>				0.0179
间接效应				(1.34)
<i>VIX</i>				0.0192
总效应				(1.48)

注：(1) (2) (3) (4) 分别为模型中添加不同的解释变量时得到的回归结果。

(5) 汇率稳定性 (*ERS*) 及资本市场开放程度 (*FO*) 的直接效应在各类回归中均显著为负，而在考虑其他解释变量影响后，二者并未表现出明显的间接效应，这说明汇率制度及资本市场开放程度对货币政策独立性的影响仅表现为本地效应。进一步分析可以发现，在考虑了空间效应后，汇率制度稳定性对货币政策独立性的总效应并不显著，而资本市场开放程度的总效应却十分显著，这说明在开放经济条件下，尽管三元悖论并没有退化为二元悖论，但资本市场开放程度比汇率政策更能影响货币政策独立性，这一结果证明了前文假设 1 成

立。

(6) 国家风险水平 (*Crisk*) 的直接效应均显著为负, 而其间接效应却显著为正, 这证实了本文的假设 3, 即本国综合风险上升会对本国货币政策独立性造成损失, 而别国综合风险上升会使得本国相对风险水平下降, 从而提升货币政策独立性。从影响系数来看, 外国风险水平较之本国风险水平更能影响本国的货币政策独立性。尽管国家综合风险变量的总效应并不显著, 但这一结果仍能在一定程度上解释面板回归部分所得结论 (3) 中, 国家综合风险的系数为正的现象。

(二) 对比分析及稳健性分析

1. 关于空间矩阵的对比分析及稳健性分析

如前文所述, 为避免因使用单一空间矩阵而造成回归结果的偏误, 同时也为了检验不同影响渠道是否会对货币政策独立性影响分析造成影响, 本文分别使用 DTC 空间权重矩阵 (W_1)、地理距离空间权重矩阵 (W_2) 和地理邻接关系空间权重矩阵 (W_3) 对空间面板模型进行估计。经检验, 使用不同空间矩阵时的莫兰指数值均显著大于 0, 回归结果如表 6 所示。通过对比, 可以得到以下结论:

表 6 使用不同空间矩阵的空间面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0365* (-1.93)	-0.0372** (-1.97)	-0.0404** (-2.12)
<i>FO</i>	-0.108*** (-6.30)	-0.0960*** (-5.59)	-0.115*** (-6.72)
<i>Crisk</i>	-0.00177** (-2.09)	-0.000879 (-1.03)	-0.00118 (-1.60)
<i>VCrisk</i>	0.0000279 (1.17)	0.00000650 (0.27)	0.0000235 (1.61)
<i>INF</i>	0.000117 (1.59)	0.000150** (2.02)	0.000122* (1.74)
<i>PCG</i>	-0.000387** (-1.99)	-0.000330* (-1.69)	-0.000446** (-2.32)
<i>TO</i>	-0.0317 (-1.61)	-0.0298 (-1.50)	-0.0367* (-1.85)
<i>RG</i>	0.0573 (1.40)	0.0832** (2.02)	0.0766* (1.85)
W			
<i>MI</i>	0.0135*** (6.22)	1743.4 (0.83)	0.00681 (1.02)
<i>ERS</i>	-0.00109 (-0.36)	-2109.5 (-0.82)	-0.0185* (-1.69)
<i>FO</i>	-0.00240	-20841.2***	-0.0171*

	(-0.82)	(-6.88)	(-1.81)
<i>Crisk</i>	0.000150**	279.0***	0.000996***
	(2.09)	(3.79)	(2.92)
<i>VCrisk</i>	-0.000000990	0.317	-0.00000453
	(-1.08)	(0.45)	(-1.04)
<i>N</i>	3712	3712	3712
<i>R</i> ²	0.1251	0.1220	0.1053

注：(1) (2) (3) 分别为使用 W_1 、 W_2 、 W_3 得到的回归结果，下表同。

(1) 根据 Moran's I 检验结果，在使用两类地理矩阵时，货币政策独立性 (*MI*) 表现出了显著的空间自相关，但在表 6 中，当空间矩阵选择地理距离矩阵和地理邻接关系矩阵时，货币政策独立性的空间依赖系数却不再显著。这一结果说明，地缘关系紧密的国家间的货币政策独立性相关性主要依赖各国宏观经济变量间的空间联系实现。

(2) 当选用两个地理关系矩阵时，模型估计结果中各解释变量的空间依赖以及非空间依赖项估计系数与选用贸易距离矩阵时出现了一定差异：首先，汇率制度稳定性 (*ERS*) 和资本市场开放程度 (*FO*) 的空间依赖系数的显著程度均有一定上升，资本市场开放程度更是表现出了非常强的显著性。结合假设 1 进行分析，这很可能是由于货币政策独立性的空间相关性大部分“转移”给了资本市场开放程度所致，而其真实影响情况需要结合不同空间模型的效应分解情况加以证实；其次，国家风险变量 (*Crisk*) 的非空间依赖系数不再显著，而空间依赖系数的显著性也出现了明显增强，说明国家风险水平对货币政策独立性的影响可能更多为他国的溢出效应，而非本国的本地效应。

对于上述各变量的真实影响情况，还需像前文一样分析其直接效应与间接效应。表 7 为使用三个不同的空间权重矩阵的空间计量模型所得到的各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应统计表。通过该表可以得到以下结论：

表 7 使用不同空间矩阵时各解释变量的效应统计

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0369*	-0.0373**	-0.0408**
直接效应	(-1.95)	(-1.97)	(-2.14)
<i>ERS</i>	-0.0617	-0.0753	-0.0505*
间接效应	(-0.53)	(-0.85)	(-1.73)
<i>ERS</i>	-0.0986	-0.1126	-
总效应	(-0.83)	(-1.26)	0.0912***
			(-2.69)
<i>FO</i>	-	-	-
直接效应	0.1084***	0.0972***	0.1158***
	(-6.38)	(-5.66)	(-6.75)
<i>FO</i>	-0.1502	-	-0.0481*
间接效应	(-1.36)	0.7276***	(-1.93)

		(-7.19)	
<i>FO</i>	-0.2586**	-	-
总效应	(-2.35)	0.8248***	0.1639***
		(-8.10)	(-5.87)
<i>Crisk</i>	-0.0017**	-0.0009	-0.0012
直接效应	(-2.06)	(-1.05)	(-1.58)
<i>Crisk</i>	0.0049*	0.0097***	0.0027***
间接效应	(1.83)	(3.71)	(2.91)
<i>Crisk</i>	0.0032	0.0086***	0.0015
总效应	(1.20)	(2.86)	(1.53)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
直接效应	(1.17)	(0.27)	(1.61)
<i>VCrisk</i>	-0.0000	0.0000	-0.0000
间接效应	(-0.96)	(0.49)	(-1.02)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
总效应	(0.24)	(1.57)	(1.16)

(3) 通过地理关系矩阵分析空间效应时，汇率制度稳定性 (*ERS*) 与资本市场开放程度 (*FO*) 的直接效应出现了明显上升，其影响方向仍与空间基础回归一致；二者的间接效应和总效应显著性也有一定上升，但对比来看，资本市场开放程度的上升幅度更大，尤其是其间接效应表现的十分明显。结合前文结论进行分析后，一方面说明三元悖论在总体上依然成立，另一方面也再次印证了假设 1，说明在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度在“三元悖论”三大要素中的地位比汇率制度更加重要，三元悖论也有向二元悖论发展的趋势。

(4) 国家风险变量 (*Crisk*) 的直接效应在使用地理关系矩阵后不再显著，但其间接效应却有了进一步的加强，说明在仅考虑各国间的地理关系时，本国的综合风险水平已经无法影响货币政策独立性，此时国家相对风险水平的影响完全表现为他国风险水平对货币政策独立性的溢出效应，这一结果也进一步证实了假设 3。

总体来看，当使用地理距离矩阵和地理邻接矩阵时，模型回归结果所反映的主要解释变量的影响发生了变化，而这些变化也基本与前文的假设相符。除了这些变化外，在使用不同的空间权重矩阵时，各解释变量的相关系数及其效应的正负方向和显著程度基本保持一致，这证明了前文分析结论较为稳定可靠。

2. 关于空间计量模型的稳健性分析

选择不同的空间计量模型可能会影响结果的稳健性，为避免这一问题我们分别用 *SDM*、*SAR* 和 *SLX* 模型进行回归分析，估计得到的回归结果如表 8 所示，表 9 为不同模型下的各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应统计表。

表 8 使用不同空间计量模型的回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0365* (-1.925)	-0.0422** (-2.248)	-0.0393** (-2.059)
<i>FO</i>	-0.1075*** (-6.297)	-0.1149*** (-6.885)	-0.1114*** (-6.488)
<i>Crisk</i>	-0.0018** (-2.088)	-0.0004 (-0.659)	-0.0019** (-2.215)
<i>VCrisk</i>	0.0000 (1.170)	0.0000 (1.093)	0.0000 (1.174)
<i>INF</i>	0.0001 (1.593)	0.0001 (1.489)	0.0001* (1.713)
<i>PCG</i>	-0.0004** (-1.990)	-0.0004** (-1.988)	-0.0004** (-2.145)
<i>TO</i>	-0.0317 (-1.612)	-0.0386** (-1.986)	-0.0382* (-1.935)
<i>RG</i>	0.0573 (1.396)	0.0579 (1.439)	0.0652 (1.578)
W			
<i>MI</i>	0.0135*** (6.220)	0.0158*** (8.058)	
<i>ERS</i>	-0.0011 (-0.356)		-0.0041 (-1.352)
<i>FO</i>	-0.0024 (-0.823)		-0.0059** (-2.047)
<i>Crisk</i>	0.0001** (2.088)		0.0002** (2.102)
<i>VCrisk</i>	-0.0000 (-1.080)		-0.0000 (-0.900)
<i>N</i>	3712	3712	3712
<i>R</i> ²	0.1251	0.1946	0.1289

注：(1) (2) (3) 分别为使用 SDM、SAR 和 SLX 模型得到的回归结果，下表同。

表 9 使用不同空间计量模型时各解释变量的效应统计

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0369*	-0.0424**	-0.0393**
直接效应	(-1.95)	(-2.25)	(-2.06)
<i>ERS</i>	-0.0617	-0.0289**	-0.1023
间接效应	(-0.53)	(-2.07)	(-1.35)
<i>ERS</i>	-0.0986	-0.0713**	-0.1416*
总效应	(-0.83)	(-2.23)	(-1.87)

<i>FO</i>	-	-	-
直接效应	0.1084*** (-6.38)	0.1155*** (-6.89)	0.1114*** (-6.49)
<i>FO</i>	-0.1502	-	-0.1466**
间接效应	(-1.36)	0.0788*** (-4.04)	(-2.05)
<i>FO</i>	-0.2586**	-	-0.258***
总效应	(-2.35)	0.1943*** (-6.18)	(-3.67)
<i>Crisk</i>	-0.0017**	-0.0004	-0.0019**
直接效应	(-2.06)	(-0.66)	(-2.22)
<i>Crisk</i>	0.0049*	-0.0003	0.0038**
间接效应	(1.83)	(-0.65)	(2.10)
<i>Crisk</i>	-0.0032	0.0007	-0.0019
总效应	(-1.2)	(0.66)	(-1.13)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
直接效应	(-1.17)	(-1.09)	(-1.17)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
间接效应	(0.96)	(-1.08)	(0.90)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
总效应	(-0.24)	(-1.09)	(-0.72)

通过对比发现，在没有考虑解释变量空间影响的 SAR 模型中，国家风险变量（*Crisk*）的系数及各类效应均不显著，而货币政策独立性（*MI*）的空间依赖项系数却出现了上升，这说明只有在考虑空间影响后才能准确分析国家风险水平对货币政策独立性的影响，否则这一影响将隐藏于货币政策独立性自身的空间影响中；而在没有考虑被解释变量空间影响的 SLX 模型中，资本市场开放程度（*FO*）的间接效应显著性水平出现了大幅提升，同时其他变量的间接效应未出现明显变化，这说明货币政策独立性的空间自相关主要通过资本市场开放程度的溢出效应实现，结合 SAR 模型也可以发现货币政策独立性的空间相关程度也对资本市场开放程度有溢出效应。总体来看，使用不同空间计量模型时各解释变量相关系数的正负方向和显著程度基本保持一致，而其直接效应和间接效应也因模型反映问题不同而产生了符合常识的改变，说明本文的模型设定较为稳健可靠。

六、结论与建议

本文以“货币锚”为基准评估各国货币政策独立性与汇率制度稳定性后，通过一个考虑风险溢价因素影响的 Mundell-Fleming 模型作为理论分析框架，使用空间面板模型分析了避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性的影响，并从侧面检验了传统“三元悖论”的稳定

性。研究发现：（1）货币政策独立性在全球主要经济体间会表现出较强的空间关联性，经贸往来越频繁的国家间其货币政策独立性更容易同向变化；（2）全球避险情绪与国家风险水平上升都会显著地影响货币政策独立性，受此影响，传统的“三元悖论”稳定性会显著下降，并可能会在一定条件下转化为“二元悖论”；（3）国家风险水平对于货币政策独立性的影响只有在全球避险情绪上升时才会发生，并且在某些情况下，外国风险水平对于本国的冲击要高于本国风险；（4）在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度相比汇率制度更能影响一国的货币政策独立性。

本文的研究结论对于我国保持货币政策独立性，继续经济与金融稳定建设具有一定的指导意义。首先，空间计量的实证结果表明，货币政策独立性会在经济联系以及地理关系紧密的地区之间存在明显的空间正相关，因此需要注重防范邻国货币政策目标发生改变时，经由贸易往来与地缘政治等渠道对我国货币政策独立性造成冲击；其次，尽管全球经济的确逐渐表现出一定的“二元悖论”倾向，但不能因此完全否定“三元悖论”，因此为保证货币政策的高度独立性，人民币汇率与资本市场改革的进程不宜过速，尤其要注意控制资本市场改革的速度，只有制定与我国的金融基础设施建设情况相适应的改革措施，方能减少其对货币政策独立性的冲击；最后，在全球金融风险上升时，既需要将全球避险情绪与本国综合风险等变量作为监测指标纳入货币政策分析框架，更需要将与本国贸易密切的外国综合风险及其他经济变量考虑在模型中，从而为我国实现更加有效、更加独立的货币政策提供支持。本文采用空间面板模型进行实证分析，一个不足之处在于未将各个国家在不同年份之间的动态效应考虑在模型中，今后还可以利用动态空间面板回归对于此问题进行进一步的分析。

参考文献

- [1] Aizenman, J., M.D.Chinn & H.Ito(2016),“Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions”, *Journal of International Money and Finance* 68:298-330.
- [2] Aizenman, J., M.D.Chinn & H.Ito(2010),“The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration”, *Journal of international Money and Finance* 29(4): 615-641.
- [3] Bekaert, G. & A.Mehl(2019), “On the global financial market integration “swoosh” and the trilemma”, *Journal of International Money and Finance* 94: 227-245.
- [4] Brana, S., M.L.Djigbenou & S.Pratt(2012), “Global excess liquidity and asset prices in emerging countries: A PVAR approach”, *Emerging Markets Review* 13(3): 256-267.
- [5] Bruno, V. & H.S.Shin(2013), “Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 71: 119-132.
- [6] Bruno, V. & H.S.Shin(2015), “Cross-border banking and global liquidity”, *The Review of Economic Studies* 82(2): 535-564.
- [7] Calvo, G.A. & C.M.Reinhart(2002), “Fear of floating”, *The Quarterly Journal of Economics*

117(2): 379-408.

[8] Chen, Q. et al(2016), “Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers”, *Journal of International Money and Finance* 67: 62-81.

[9] Davis, J.S. & I.Presno(2017), “Capital controls and monetary policy autonomy in a small open economy”, *Journal of Monetary Economics* 85: 114-130.

[10] Di Giovanni, J. & J.C.Shambaugh(2008), “The impact of foreign interest rates on the economy: The role of the exchange rate regime”, *Journal of International Economics* 74(2): 341-361.

[11] Edwards, S.(2015), “Monetary policy independence under flexible exchange rates: an illusion?”, *The World Economy* 38(5): 773-787.

[12] Edwards S.(2010), “The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia”, *Journal of International Money and Finance* 29(4): 685-703.

[13] Ehrmann, M. & M.Fratzcher(2009), “Global financial transmission of monetary policy shocks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71(6): 739-759.

[14] Farhi, E. & I.Werning(2014), “Dilemma not trilemma? Capital controls and exchange rates with volatile capital flows”, *IMF Economic Review* 62(4): 569-605.

[15] Filardo, A.J. & J.Yetman(2012), “The expansion of central bank balance sheets in emerging Asia: what are the risks?”, *BIS Quarterly Review* 2012.

[16] Goldberg, L.S.(2013), “Banking globalization, transmission, and monetary policy autonomy”, *Staff Reports* 67(5):1811–1843.

[17] Gourinchas, P.O. & M.Obstfeld(2012), “Stories of the twentieth century for the twenty-first”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(1): 226-65.

[18] Grisse C, Nitschka T. On Financial Risk and the Safe Haven Characteristics of Swiss Franc Exchange Rates[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015,32:153-164.

[19] Habib M M, Stracca L. Getting beyond carry trade: What makes a safe haven currency?[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87(1): 50-64.

[20] Han, X. & S.J.Wei(2018), “International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma”, *Journal of International Economics* 110: 205-219.

[21] Hausman, J. & J.Wongswan(2011), “Global asset prices and FOMC announcements”, *Journal of International Money and Finance* 30(3): 547-571.

[22] Ilzetzki, E., C.M.Reinhart & K.S.Rogoff(2019), “Exchange arrangements entering the twenty-first century: Which anchor will hold?”, *The Quarterly Journal of Economics* 134(2): 599-646.

[23] Klein, M.W. & J.C.Shambaugh(2015), “Rounding the corners of the policy trilemma: sources of monetary policy autonomy”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(4): 33-66.

[24] Krugman, P. & M.Obstfeld(2010), *International Economics*, New York: Addison Wesley.

[25] Mallick, S.K. & R.M.Sousa(2012), “Real effects of monetary policy in large emerging economies”, *Macroeconomic Dynamics* 16(S2): 190-212.

[26] Neely, C.J.(2015), “Unconventional monetary policy had large international effects”, *Journal of Banking & Finance* 52: 101-111.

[27] Obstfeld, M., J.D.Ostry & M.S.Qureshi(2019), “A tie that binds: Revisiting the trilemma in emerging market economies”, *Review of Economics and Statistics* 101(2): 279-293.

[28] Ranaldo A, Söderlind P. Safe Haven Currencies[J]. *Review of Finance*, 2010, 14 (3): 385-407.

[29] Rey, H.(2015), “Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence”. National Bureau of Economic Research Working Paper.

[30] Rey, H.(2016), “International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma”, IMF Economic Review 64(1): 6-35.

[31] Tong, H., S.J.Wei(2011), “The composition matters: capital inflows and liquidity crunch during a global economic crisis”, The Review of Financial Studies 24(6): 2023-2052.

[32] 范小云 陈雷 祝哲, 2015:《三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择》,《经济学动态》第1期。

[33] 陆简, 2017:《避险情绪,货币乘数与二元悖论》,《国际金融研究》第6期。

[34] 伍戈 陆简, 2016:《全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析》,《金融研究》第11期。



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