



No. 2226

Working Paper

# 非抛补利率平价偏移、汇率波动与政府杠杆率

丁剑平 白瑞晨

**【摘要】** 在全球不确定性不断提高，汇率波动区间持续走阔的背景下，世界各国（地区）政府的平均杠杆率也在逐年上升，债务问题又重新走进人们视野，受到社会各界的关注。本文基于 158 个国家和地区 1980-2020 年的年度面板数据，运用系统 GMM 方法，实证验证汇率波动对政府杠杆率的影响效果，并通过在一般政府债务分析框架中引入偏移的非抛补利率平价条件给予理论解释。实证结果表明：汇率波动与政府杠杆率之间存在显著正向关系，该结论在更换指标、分样本回归以及引入工具变量后依然保持稳健。进一步的研究表明，金融发展水平对汇率波动影响政府杠杆率具有负向的调节效应，资本管制则存在门限效应。本研究为我国“稳增长，稳杠杆”提供了有益启示。

**【关键词】** 非抛补利率平价 汇率波动 政府杠杆率 金融发展 资本管制

**【文章编号】** IMI Working Paper NO. 2226



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/>

# 非抛补利率平价偏移、汇率波动与政府杠杆率

丁剑平<sup>1</sup> 白瑞晨<sup>2</sup>

**【摘要】**在全球不确定性不断提高，汇率波动区间持续走阔的背景下，世界各国（地区）政府的平均杠杆率也在逐年上升，债务问题又重新走进人们视野，受到社会各界的关注。本文基于 158 个国家和地区 1980-2020 年的年度面板数据，运用系统 GMM 方法，实证验证汇率波动对政府杠杆率的影响效果，并通过在一般政府债务分析框架中引入偏移的非抛补利率平价条件给予理论解释。实证结果表明：汇率波动与政府杠杆率之间存在显著正向关系，该结论在更换指标、分样本回归以及引入工具变量后依然保持稳健。进一步的研究表明，金融发展水平对汇率波动影响政府杠杆率具有负向的调节效应，资本管制则存在门限效应。本研究为我国“稳增长，稳杠杆”提供了有益启示。

**【关键词】**非抛补利率平价 汇率波动 政府杠杆率 金融发展 资本管制

## 一、引言

2008 年金融危机后，全球范围内的经济、政治格局出现了显著深刻的变化。在经济复苏不及预期，经济增速不断放缓的宏观背景下，又相继爆发了贸易争端、新冠疫情等事件，而伴随着全球不确定性不断提高的，是各国（地区）政府杠杆率水平的加剧恶化。根据 Abbas, Belhocine, ElGanainy 和 Horton（2010）的研究，2008 年以来，全球平均政府杠杆率已由 0.4 增加到了 0.6，达到《马斯特里赫特条约》中对欧元区成员国政府杠杆率约束的最高水平。虽然 Reinhart 和 Rogoff（2010）认为当政府杠杆率高于 0.9 时才会对经济增速有较明显的负面影响，但上世纪 90 年代新兴市场国家爆发主权债务危机时，全球政府平均杠杆率仅在 0.8 左右，因此，对于不断高企的政府杠杆率我们有必要加以重视。

<sup>1</sup> 丁剑平，中国人民大学国际货币研究所学术委员、上海国际金融中心研究院副院长、上海财经大学金融学院教授、博士

<sup>2</sup> 白瑞晨，上海财经大学金融学院博士生、博士

世界范围内的一系列重大事件冲击使得国际金融市场成为当下宏观经济波动的主要风险源，而汇率作为连接外汇市场与国内市场的核心经济变量，近期更受到学者们的广泛关注（方意等，2021；盛斌和景光正，2021）。站在国内的视角来看，2005年我国推行汇率市场化改革，人民币实际汇率不断走高，2017年党的十九大报告中提出“要发展更高层次的开放型经济”，体现了汇率市场化改革的决心，也同样意味着我国未来汇率波动水平可能进一步增加，而这又会给国内宏观经济带来怎样的影响。过往文献在双边贸易、价格水平、经济增长等方面做出了贡献，但对于政府杠杆率将如何变化尚缺乏深入研究。

作为国际金融领域中汇率定价理论的重要基石，非抛补利率平价（UIP）刻画了两国间利率与汇率之间的联系，而利率作为价格指标又与一国政府债券的供求水平直接相关，另一方面，传统的 UIP 理论没有对行为个体的过多假设，与现实经济活动有较好的契合度，这就为本文研究汇率波动与政府杠杆率的关系提供了一个可行的视角。然而过往的实证研究表明，相比于理论模型，现实的 UIP 条件往往存在偏移，那么这种偏移的 UIP 条件又会给本文的研究带来怎样的影响，通过放松高利率国家的货币将在未来出现贬值的重要结论，本文从理论上研究了在偏移的 UIP 条件下汇率波动对政府杠杆率的效应，并基于全球面板数据进行实证检验。

与已有研究相比，本文的贡献在于：第一，在研究选题上，本文结合非抛补利率平价偏移的事实，研究了汇率波动经由该渠道对政府杠杆率的影响，结合中国当下“稳增长，稳杠杆”的背景，具有一定研究价值和现实意义；第二，在研究方法上，本文基于动态面板模型和逐步回归法，验证了汇率波动经由 UIP 偏移影响政府杠杆率的真实性，并进行多种稳健性检验以提高结果的可信度；第三，本文也探究了该效应在不同金融发展水平和资本管制程度下的异质性，在我国进一步推进金融开放与逐步放松资本管制的战略下，是对现有研究的重要补充。

本文余下的结构安排为：第二部分为文献综述，第三部分为理论模型，第四部分为计量模型、变量选取和数据说明，第五部分为对理论模型的实证检验，第六部分为进一步分析，第七部分为结论及建议。

## 二、文献综述

本文的参考文献主要包含两类研究方向。其中一类文献研究了汇率波动对经济活动的影响，戴金平等（2017）将汇率波动对宏观经济的传导渠道主要分为资本流动和国际贸易两类。在资本流动方面，Caporale, Ali 和 Spagnolo（2015）基于主要发达国家（地区）的美元汇率与资本流动数据进行实证检验，结论发现汇率波动的抑制效应随不同国家、不同资本表现出明显异质性。董有德和谢钦骅（2015）进一步对国际资本流动进行分类，运用面板 *porbit* 模型研究发现汇率波动对四种类型的国际资本流动均存在显著负向影响。与上述研究不同，也有学者从企业转移投资从而获得更大市场份额、比较优势理论等角度来考虑，认为汇率波动有利于跨国资本流动（Sung 和 Lapan, 2000）。在国际贸易方面，学界基本认同汇率波动将会抑制一国（地区）的进出口贸易（Ozturk 和 Kalyoncu, 2009; Oric 和 Pugh, 2010）。也有学者提出了不同意见，Broll 和 Eckwert（1999）基于理论模型认为，当出口商面临汇率波动时的收入效应大于替代效应时，汇率波动将正向影响出口贸易水平。从国内的研究来看，谭小芬等（2016）基于微观数据发现人民币汇率波动加剧对出口贸易包括出口额与出口产品种类均存在显著负面影响。王雪等（2016）运用 GARCH-BEKK 模型发现我国双边贸易受双边汇率波动影响的同时也受到第三国汇率影响。基于以上两类影响渠道，学者们从物价水平（许雪晨等，2021），经济增长（Barguelli, Ben-Salha 和 Zmami, 2018），全要素生产率（Aghion, Bacchetta, Ranciere 和 Rogoff, 2009），人均收入（Bagella, Becchetti 和 Hasan, 2006），技术创新（盛斌和景光正，2021），货币国际化（张国建等，2017；阙澄宇和程立燕，2018）等各个角度均发现了汇率波动的宏观效应。

目前，从金融发展和资本管制的角度，考察汇率波动异质性影响的研究还并不充分。Aghion 等（2009）使用全球 83 个国家的面板数据，发现汇率波动对全要素生产率的负向作用受金融发展水平影响，发展水平越高则负向作用越小。阙澄宇和程立燕（2018）采用面板平滑转移回归模型，实证发现随着金融发展水平的提高，汇率波动对货币国际化的影响存在显著非线性特征。阙澄宇等（2019）在考察汇率波动和资本账户开放的影响时，以全要素生产率为参照，发现汇率波动对全要素生产率存在负向影响，而这一效应会随着资本账户的开放而减弱。

另一类文献主要对非抛补利率平价（UIP）在现实是否成立进行验证。Hansen 和 Hodrick（1980）、Fama（1984）研究发现外汇市场中的远期汇率往往与未来即期汇率呈现负向关系，意味着高利率国家的货币将在未来升值，这与 UIP 的结论相违背，并由此提出了“远期偏离

之谜” (forward bias puzzle)，随着计量技术的进步与数据质量的提高，后续研究也依然支持了前者的结论 (Sarno, 2005)。国内的学者们也对人民币汇率的 UIP 条件进行了检验，也发现了存在 UIP 偏离的现象，并从风险溢价、交易成本、外汇市场干预、套利受限和资本管制等角度提供了可能的解释 (肖立晟和刘永余, 2016; 肖祖沔和向丽锦, 2019)。

总体来看，在现有关于汇率波动宏观效应的文献中，涉及政府杠杆率的研究还存在一定空白，并缺乏相应的传导渠道分析，在金融发展和资本管制条件下的异质性研究也还有待扩展。本文结合上述两类文献，通过引入偏移的非抛补利率平价条件，探究汇率波动对政府杠杆率水平的影响，并从金融发展与资本管制两个角度作进一步分析。

### 三、理论模型

根据 Carrera 和 Vergara (2012)，政府总债务水平由本币债务和外币债务两部分构成，以本币计可表示为：

$$D_t = D_t^d + e_t * D_t^f \quad (1)$$

其中， $D_t$ 表示政府总债务， $D_t^d$ 、 $D_t^f$ 分别表示以本币和外币计算的政府债务， $e_t$ 为以直接标价法衡量的名义汇率，下标  $t$  表示时间。进一步，根据 Escolano, Shabunina 和 Woo (2017)，政府新发行债务可由政府跨期预算约束得到：

$$\Delta D_t^d + e_t \Delta D_t^f = i_{t-1}^d D_{t-1}^d + e_t i_{t-1}^f D_{t-1}^f - PB_t \quad (2)$$

其中， $i_t^d$ 、 $i_t^f$ 表示本币和外币债券的名义利率， $PB_t$ 为政府财政盈余。

通常，相比于政府债务的绝对水平，我们更关心政府债务相对于产出，即政府杠杆率水平 ( $D_t/Y_t$ ) 的高低，假设用  $\theta_t$  来表示并结合 (2) 式，则：

$$\Delta \theta_t = \frac{i_t^d D_{t-1}^d + e_t i_t^f D_{t-1}^f - PB_t}{Y_t} + \frac{\Delta e_t D_t^f}{Y_t} - \frac{g_t}{1+g_t} \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad (3)$$

其中， $g_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$ ，假设理性预期下，广义形式的非抛补利率平价 (UIP) 成立，则：

$$1 + i_t = (1 + i^*) \left( \frac{e_{t+1}}{e_t} \right)^\alpha + \xi_{t+1} \quad (4)$$

其中， $i_t$ 为本国利率， $i^*$ 为世界利率，假设其外生且为常数， $\xi_{t+1}$ 为与  $t$  期无关的白噪音。当  $\alpha = 1$  时，则传统非抛补利率平价成立，否则不然。假设本文模型中，外币债务的名义利率为世界利率 ( $i_t^f = i^*$ )，则联立 (3) 式和 (4) 式，可以得到：

$$\theta_t = \frac{1}{1+g_t} \theta_{t-1} + [(1+i^*)\left(\frac{e_t}{e_{t-1}}\right)^\alpha + \xi_{t+1} - 1] \frac{D_{t-1}^d}{Y_t} + \frac{e_t i^* D_{t-1}^f}{Y_t} + \frac{\Delta e_t D_t^f}{Y_t} - \frac{PB_t}{Y_t} \quad (5)$$

假设汇率水平 $e_t$ 为随机变量，且围绕均值 $\bar{e}$ 波动， $e_{t-1}$ 为上一期已实现汇率水平，不妨设 $e_{t-1} = \bar{e}$ 。此时，汇率对政府杠杆率水平的边际效应可以表示为：

$$\frac{\partial \theta_t}{\partial e_t} = \frac{1}{Y_t} [(1+i^*) \frac{\alpha}{\bar{e}} \left(\frac{e_t}{\bar{e}}\right)^{\alpha-1} D_{t-1}^d + i^* D_{t-1}^f + D_t^f] \quad (6)$$

进一步有：

$$\frac{\partial^2 \theta_t}{\partial e_t^2} = \frac{1}{Y_t} (1+i^*) \frac{\alpha(\alpha-1)}{\bar{e}^2} \left(\frac{e_t}{\bar{e}}\right)^{\alpha-2} D_{t-1}^d \quad (7)$$

由（7）式可知，政府杠杆率关于汇率二阶导数的符号取决于 $\alpha(\alpha-1)$ 的值，也即非抛补利率平价的偏移程度。根据 Froot 和 Thaler（1990）的研究，现实数据上通常表现出 $\alpha \approx -1$ 的情况，而对于任何 $\alpha < 0$ ，都有 $\frac{\partial^2 \theta_t}{\partial e_t^2} > 0$ ，因此本文提出以下推论：

推论 1：由于 $\theta_t$ 是 $e_t$ 的凸函数，根据 Jansen 不等式，有 $E[\theta_t(e_t)] > \theta_t[E(e_t)] = \theta_t(\bar{e})$ ，也即汇率波动水平的提高增加政府杠杆率水平。

对于非抛补利率平价的偏移，一只主流文献从交易成本与有限交易主体的角度给出了相应解释，学者们认为跨国金融资产的交易成本阻碍了套利行为，从而利率平价无法生效，而有限数量和非理性的投资者对套利交易的反应不足也使得非抛补利率平价的假设条件不能有效满足（Bacchetta 和 Wincoop, 2010；肖立晟和刘永余，2016），这就将非抛补利率平价的偏移程度与金融发展水平联系在了一起。根据 Svirydzienka（2016）对金融发展水平的论述，可以从两个方面来探讨上述两者间的关系，一方面，从金融基础设施的角度来说，专业化的金融机构与金融从业者能够减少国内外信息不对称的水平，从而降低摩擦成本；另一方面，从金融市场的角度来说，活跃的金融市场提高了交易主体的参与度，同时也对交易主体的专业性提出了更高的要求，从而缓解有限交易主体对利率平价成立带来的限制。

推论 2：汇率波动对政府杠杆率正向作用的大小受一国（地区）金融发展水平影响，金融发展水平越高，汇率波动的影响越低。

非抛补利率平价成立的一个重要条件是资本可以在国际间自由流动，这样套利资本才能够在外汇市场进行交易以改变汇率水平。相应的，当一国（地区）资本管制较为严格时，国内外利差与汇率之间的联系就十分有限（肖立晟和刘永余，2016），由此也阻断了本文模型中汇率波动对政府杠杆率的影响渠道。

推论 3：汇率波动对政府杠杆率的效应受一国（地区）资本管制水平影响，当管制程度超出一定范围，则该效应不再显著。

## 四、计量模型、变量选取和数据说明

### （一）模型设定

#### 1. 推论 1 实证模型设定

为考察汇率波动水平对政府杠杆率的影响，本文根据理论模型推导构建如下计量方程：

$$debt_{it} = \alpha_1 + \beta_1 L.debt_{it} + \beta_2 volatility_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中，i、t 分别表示国家和年份；debt 表示政府杠杆率；volatility 表示汇率波动水平，X 表示控制变量； $\mu_i$  为个体固定效应； $\lambda_t$  为时间趋势项； $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。根据本文理论模型式（5），本文也在解释变量中加入了被解释变量的滞后项 L.debt。

#### 2. 推论 2 实证模型设定

为检验金融发展水平是否影响汇率波动水平对政府杠杆率的正向作用，本文构建如下含有交互项的计量模型：

$$debt_{it} = \alpha_1 + \beta_1 L.debt_{it} + \beta_2 volatility_{it} + \beta_3 FD_{it} + \beta_4 (FD_{it} * volatility_{it}) + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中，FD 为衡量金融发展水平的指标，该指标共涵盖三个二级指标 fm、fi、fd，分别表示金融市场、金融机构和总体金融体系的发展情况。本文选取 Svirydzenka（2016）构建的金融发展指数作为本文金融发展的代理变量，该指标对一国金融基础设施和金融市场从深度、可得性、效率三个维度进行综合评估，取值范围为 0~1，得分越高表明金融发展水平越高。其余变量与前文保持一致。

#### 3. 推论 3 实证模型设定

为验证汇率波动对政府杠杆率的效应是否受资本管制水平影响，本文构建如下动态面板门限模型：

$$debt_{it} = \alpha_1 + \beta_1 L.debt_{it} + \beta_2 volatility_{it} * 1(ka_{it} \leq \kappa) + \beta_3 volatility_{it} * 1(ka_{it} > \kappa) + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,  $ka$  表示资本账户管制程度, 本文选取 Fernandez, Klein, Rebucci 和 Uribe (2015) 构建的总资本账户管制指数作为本文的代理变量, 该指标取值 0~1, 取值越大则表明资本账户管制程度越高。 $\kappa$  为资本管制的门限变量,  $1(\cdot)$  为示性函数, 当括号内条件满足时取值为 1, 否则为 0, 其余变量与前文保持一致。

## (二) 变量选取

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为政府杠杆率水平, 数据主要来源于 Abbas 等 (2010) 收集整理的历史公共债务数据库。该数据库涵盖了全球 174 个国家 (地区) 1692-2020 年广义政府杠杆率的数据, 考虑到数据可得性, 本文选取 1980 年以后的数据进行实证检验。

### 2. 核心解释变量

参考 Hericourt 和 Poncet (2015), 陈琳等 (2020), 盛斌和景光正 (2021) 的研究, 本文在取得月度名义汇率变动率后, 再计算其年度标准差, 最终得到汇率波动指标, 计算公式如下:

$$\text{volatility}_{it} = \sqrt{\frac{1}{12} * \sum_{\text{month}=1}^{12} [(\frac{\Delta e_{m+1}}{e_m}) - (\frac{\Delta e}{e})]^2} \quad (11)$$

本文主要选取 IFS 数据库中的美元汇率 (以直接标价法计) 作为名义汇率进行汇率波动指标的计算, 选取原因主要出于数据可得性的考虑, IFS 数据库涵盖全球 221 个国家 (地区) 1980-2020 年的美元汇率数据, 且缺失值较少, 符合本文研究需要。另一方面, 以名义汇率和实际汇率计算的汇率波动指标本身十分接近, 进行实证得到的结果也并无显著区别, 因此, 本文主体使用名义汇率计算的汇率波动指标, 并使用实际汇率波动进行稳健性检验。

### 3. 控制变量

根据理论模型和现有研究, 本文选取政府消费 (consumption)、固定资本形成率 (capital)、贸易开放度 (trade)、GDP 增速 (gdp)、人均实际 GDP (realgdp)、通货膨胀 (inflation) 作为控制变量。数据主要来源于世界银行 WDI 数据库, 为消除变量间可能的相关性和经济波动的影响, 参考王晋斌等 (2020) 的做法, 本文对除汇率变动指标外所有回归变量进行五年算术平均处理, 并对控制变量作对数处理, 其中, 由于 GDP 增速和通货膨胀率由于取值可能为负, 因此作一阶差分处理。变量名称与含义见表 1。



表 1 变量名称和变量含义

变量名称	变量含义
debt	政府杠杆率，广义政府总债务/GDP，五年算术平均
volatility	汇率波动，以月度美元汇率变动率计算的年度标准差，见式（11）
consumption	政府消费，广义政府最终消费/GDP，五年算术平均，取对数
capital	固定资本形成率，固定资本形成额/GDP，五年算术平均，取对数
trade	贸易开放度，进出口总额/GDP，五年算术平均，取对数
gdp	GDP 增速，名义 GDP 年增长率，五年算术平均，取一阶差分
realgdp	人均实际 GDP，以固定美元（2010）计人均实际 GDP，五年算术平均，取对数
inflation	通货膨胀，以 CPI 计年通货膨胀率，五年算术平均，取一阶差分
FD	金融发展水平，涵盖金融基础设施与金融市场深度、可得性、效率的多维指标
ka	资本管制水平，加权多类资产流入流出限制的综合性指标

### （三）数据说明

本文选取 1980-2020 年 158 个国家（地区）的数据进行实证检验，变量的描述性统计与 pearson 相关系数矩阵如表 2、表 3 所示，注意表 2 中，汇率波动的标准差和最大值分别为 0.838 和 42.252，相较于 0.056 的平均值过大，因此本文对汇率波动数据进行双侧 0.5%水平的缩尾处理，以排除极端值对实证回归的干扰。在表 3 中，变量间的相关系数最大不超过 0.4，故认为解释变量间不存在明显的多重共线性，可以进行回归分析。进一步，本文也剔除汇率波动长期为零的样本<sup>3</sup>以提高回归结果的可信度。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
debt	4,963	0.617	0.521	0	5.601
volatility（缩尾前）	5,569	0.056	0.838	0	42.252
volatility（缩尾后）	5,542	0.026	0.054	0	0.794
consumption	4,608	2.677	0.410	0.140	3.918
capital	4,553	3.061	0.318	1.108	4.267
trade	4,763	4.221	0.588	-1.523	6.052
gdp	4,924	0.0325	1.460	-26.10	23.05
realgdp	5,195	8.272	1.523	5.165	11.61
inflation	4,415	-1.969	124.2	-4,698	4,734

资料来源：作者计算

<sup>3</sup> 这些样本包括：圣文森特和格林纳丁斯、圣卢西亚、圣基茨和尼维斯、美国、安提瓜岛、巴哈马、巴巴多斯、阿联酋、伯利兹、卡塔尔、吉布提、沙特阿拉伯、多米尼加、格林纳达、巴拿马、阿曼。

表 3 相关系数矩阵

变量名	debt	volatility	consumption	capital	trade	gdp	realgdp	inflation
debt	1.000							
volatility	0.170***	1.000						
consumption	0.043***	-0.031**	1.000					
capital	-0.128***	-0.118***	0.083***	1.000				
trade	-0.032**	-0.092***	0.282***	0.254***	1.000			
gdp	0.105***	0.053***	-0.023	-0.114***	-0.004	1.000		
realgdp	-0.154***	-0.074***	0.396***	0.282***	0.342**	-0.066***	1.000	
inflation	-0.014	0.048***	0.023	0.045***	0.006	-0.050***	0.010	1.000

资料来源：作者计算

## 五、经验证据

### （一）基准回归结果

考虑到基准回归模型（式 8）的解释变量包含被解释变量的滞后项，因此本文主要采用系统 GMM 方法进行估计，同时为与 OLS 方法进行比较，本文也汇报了使用固定效应模型的回归结果<sup>4</sup>。表 4 第（1）~（4）列分别展示了使用固定效应模型与系统 GMM 模型对式（8）的回归结果，汇率波动的估计系数普遍显著为正，说明汇率波动增大将导致政府杠杆率的提高。重点观察列（4），在添加控制变量后，政府杠杆率的滞后一阶系数在 1%显著性水平上保持显著，证明动态模型的适用性，AR（2）检验不能拒绝“二阶扰动项不存在自相关”的假设，Hansen 检验通过，满足使用系统 GMM 模型的要求。在处理了可能的内生性问题后，汇率波动的估计系数为 0.192 且通过显著性水平为 1%的统计检验，说明汇率波动每增加一个单位，政府杠杆率平均将提高 0.192，初步验证了推论 1 提出的观点。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	debt	debt	debt	debt
	FE		SYS-GMM	
L.debt	0.952*** (67.36)	0.948*** (47.14)	0.882*** (60.33)	0.790*** (26.45)
volatility	0.212***	0.177***	0.098	0.192***

<sup>4</sup> 由于本文已对数据进行五年均值处理，故控制时间趋势项。本文也同时汇报了使用时间固定效应和非动态模型的估计结果，结论与基准回归没有显著差异，感兴趣的读者可以向作者索取。

	(4.63)	(3.45)	(1.47)	(4.27)
控制变量	NO	YES	NO	YES
R-squared	0.955	0.955		
AR(2)			0.446	0.612
Hansen Test			0.198	0.365
观测值	4,418	3,386	4,418	3,386
国家（地区）组数	154	142	154	142
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在 10%、5%、1%显著性水平上显著，（）中为经异方差修正的的稳健 t 值，AR(2)和 Hansen Test 汇报 P 值，下表同。

## （二）稳健性检验

为进一步检验基准回归的结论是否稳健，本文进行了如下稳健性检验：1、替换解释变量。

本文主要考虑两种汇率波动的替代指标，包括三元悖论指数中的汇率稳定性指标 *ers* 和以实际有效汇率计算的汇率波动指标；2、分样本回归。根据 IMF 和摩根士丹利新兴市场指数对于不同发展程度国家的分类，我们将子样本划分为发达经济体与发展中经济体两类进行讨论；3、工具变量回归。本文选取汇率波动滞后一阶与滞后二阶的变量作为工具变量对式（8）重新进行估计。以上回归结果表明，本文的结论不发生显著变化。

## （三）机制检验

在本文的理论模型中，汇率波动对政府杠杆率的影响建立在非抛补利率平价的偏移上，为验证该渠道的真实性，参考温忠麟和叶宝娟（2014）提出的方法，本文建立式（12）~（14）的中介效应模型检验汇率波动是否通过政府债券利率影响政府杠杆率。

$$D.billsrate_{it} = \alpha_1 + \beta_1 F.volatility_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$debt_{it} = \alpha_1 + \beta_1 L.debt_{it} + \beta_2 volatility_{it} + \beta_3 LD.billsrate_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$volatility_{it} = \beta_1 L.billsrate_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中，*billsrate* 表示政府债券利率，本文选取 IFS 数据库中的政府短期债务利率作为代理变量，*F* 为超前算子，*L* 为滞后算子，*D* 为差分算子，*LD* 为滞后差分算子，其余变量与前文保持一致。在模型检验过程中，需要注意以下三点问题：1、式（12）中 *F.volatility* 表示基于 *t* 期的预期汇率波动，参考多数实证验证非抛补利率平价偏移的文献（Chinn, 2006；Chinn 和

Quayyum, 2012; Kano 和 Wada, 2017), 本文假设理性预期, 预期汇率近似等于未来即期汇率 ( $e_{t+1} = E_t(e_{t+1}) + \xi_{t+1}$ ), 因此使用  $t+1$  期的汇率波动作为预期汇率波动的代理变量; 2、传统 UIP 理论并未考虑利率的动态变化, 本节通过引入差分项  $D.billsrate$  来进一步探究可能的动态影响。根据理论模型预测, 预期汇率波动增加意味着当期利率水平上升, 即  $\beta_1$  符号为正, 而当期利率水平上升使得下一期政府杠杆率提高, 即  $\beta_3$  符号为正; 3、为排除当期汇率波动和上一期利率变动可能的相关性, 本文也通过式 (14), 取回归后的残差  $r\_volatility$  作为  $volatility$  的代理变量, 对式 (12)、(13) 重新进行回归, 同样, 本文对式 (12)、(13) 的动态模型使用系统 GMM 模型进行估计。

表 8 展示了中介效应的检验结果, 其中第 (1) 列为式 (14) 的辅助回归结果, 第 (2)、(3) 列使用汇率波动变量进行回归, 第 (4)、(5) 列使用残差代理变量回归。从列 (4) 可以发现, 汇率波动残差代理变量 (以下统称为汇率波动) 的估计系数显著为正, 说明预期汇率波动增加意味着利率水平上升, 符合非抛补利率平价偏移的假设。进一步, 从列 (5) 可以看出, 滞后一期的利率变动回归系数显著为正, 且汇率波动的估计系数相较于基准回归显著性出现下降但依然显著为正, 这说明存在偏移的非抛补利率平价渠道, 使得汇率波动可以对政府杠杆率产生正向影响。

表 5 机制检验回归结果

变量	(1) volatility	(2) billsrate	(3) debt	(4) billsrate	(5) debt
		汇率波动变量		汇率波动残差代理变量	
L.billsrate	-0.012 (-1.02)	0.640*** (11.02)		0.639*** (11.02)	
L.debt			0.858*** (39.52)		0.858*** (39.59)
F.volatility		0.057 (0.84)			
volatility			0.250*** (2.97)		
F.r_volatility				0.134* (1.77)	
r_volatility					0.248*** (2.90)
LD_billsrate			0.133*** (3.37)		0.133*** (3.36)

控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.021				
AR(2)		0.101	0.452	0.131	0.442
Hansen Test		1.000	1.000	1.000	1.000
观测值	1,976	1,416	1,354	1,416	1,354
国家（地区）组数	78	73	73	73	73
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES

## 五、进一步分析<sup>5</sup>

### （一）金融发展水平的调节效应

为了验证推论 2，表 9 汇报了使用系统 GMM 模型对式（9）的回归结果，其中，列（1）使用了总体金融体系的得分指标作为金融发展水平的代理变量，列（2）、列（3）则分别使用金融市场和金融机构的得分指标作为代理变量。结果显示，金融发展与汇率波动的交互项系数在三类指标间均在 5% 的显著性水平上显著为负，表明汇率波动对政府杠杆率的正向效应随着一国（地区）金融发展水平的提高而降低，可见健全的金融体系在降低交易成本，提高市场参与度，改善投资者专业水平均起到积极作用，从而能缓解非抛补利率平价的偏移程度，印证了本文推论 2 的内容。

表 6 金融发展水平的调节效应回归结果

变量	(1) debt	(2) debt	(3) debt
	SYS-GMM		
L.debt	0.790*** (27.03)	0.791*** (27.04)	0.788*** (26.49)
volatility	0.394*** (4.71)	0.267*** (4.69)	0.493*** (5.31)
fd_vol	-1.026*** (-3.83)		
fd	0.092** (2.36)		
fm_vol		-0.615**	

<sup>5</sup> 受限于篇幅，本节稳健性检验结果放于附录，检验结果与正文基本保持一致，感兴趣的读者可以向作者索取。

			(-2.45)
fm			0.048* (1.84)
fi_vol			-1.123*** (-4.49)
fi			0.108*** (2.71)
控制变量	YES	YES	YES
AR(2)	0.764	0.684	0.831
Hansen Test	0.437	0.466	0.510
观测值	3,350	3,350	3,350
国家(地区)组数	140	140	140
个体固定效应	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES

## (二) 资本管制水平的门限效应

根据本文理论分析,只有当一国(地区)的资本管制水平低于某一限度( $ka \leq \kappa$ )时,非抛补利率平价这一通过资本流动传递的渠道才会生效,由此汇率波动可以影响政府杠杆率,但当管制水平超出门限值( $ka > \kappa$ )后,该传导渠道受到阻断,汇率波动的效应将不再显著。为考察推论3,式(10)的回归结果如表10所示。以列(2)为例,当资本管制水平小于0.611时,汇率波动的估计系数为0.912且在5%的显著性水平上保持显著,可以看到相比于基准回归,此时系数的估计值更大,说明汇率波动对政府杠杆率的效应在基准回归中可能被低估,当资本管制水平大于0.611时,回归系数不再显著,由此可见,当一国(地区)资本管制程度跨越门限值后,资本流动的受限阻碍了汇率波动对政府杠杆率的传导,由此验证了推论3。

本文在列(2)的基础上还增加了列(3)作为补充回归,这是由于列(2)中政府杠杆率滞后一阶项的回归系数大于1,与动态模型的假设相违背,可能导致回归结果不准。在排除了固定资本形成因素后,滞后项系数小于1,此时汇率波动的估计系数为0.916,与列(2)在系数符号与显著性水平上没有明显区别,因此本文认为列(2)的系数估计结果基本可信。

表7 资本管制水平的门限效应回归结果

变量	(1) debt	(2) debt	(3) debt
	SYS-GMM		
L.debt	0.938*** (46.87)	1.039*** (45.58)	0.974*** (37.20)

volatility ( $ka \leq \kappa$ )	1.577*** (3.02)	0.912** (2.16)	0.916** (2.26)
volatility ( $ka > \kappa$ )	-1.001 (-1.34)	-0.624 (-1.19)	-0.590 (-1.13)
控制变量	NO	YES	YES
门限估计值 $\hat{\kappa}$	0.611	0.611	0.611
AR(2)	0.722	0.719	0.604
Hansen Test	0.328	0.366	0.321
Threshold Tset	0.059	0.000	0.000
观测值	1,773	1,526	1552
国家(地区)组数	92	88	89
个体固定效应	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES

## 六、结论及建议

本文使用 1980—2020 年的跨国面板数据，利用系统 GMM 方法，考察了在非抛补利率平价偏移的背景下，汇率波动对政府杠杆率水平的影响及其作用渠道，并进一步研究了该效应在不同金融发展水平和资本管制程度下的异质性。归纳汇总，本文得出如下结论：（1）汇率波动的增加显著提高了政府杠杆率水平，在进行替换解释变量，分样本回归，工具变量回归等检验后，该结论依然保持稳健。（2）汇率波动的传导效应受一国（地区）金融发展水平的影响，金融发展水平越高，越能降低汇率波动对政府杠杆率的正向作用。（3）资本管制在汇率波动的传导效应中存在明显的门限效应，随着资本管制程度的不断提高，一旦跨越门限值，则汇率波动的正向作用将不再显著。以上两点结论同样通过本文的稳健性检验。（4）机制检验的结果表明，在非抛补利率平价偏移的背景下，预期汇率波动与政府债务利率的变动存在显著正向关系，进而影响下一期的政府杠杆率水平，与理论模型预测相一致。

结合我国“要发展更高层次的开放型经济”、“建设现代化经济体系”的时代背景，本文从政府稳杠杆、金融发展和资本账户开放三个方面，提出以下政策建议。首先，随着全球举债不断攀升，近年来我国政府杠杆率水平提高到了 0.6 左右，稳杠杆的政策目标正愈发受到重视。而对于发展中国家和发达国家，汇率波动是影响政府杠杆率水平的重要因素，这就要求我国在继续深入汇率市场化改革的同时，也要注意防范外汇市场受经济周期、外部冲击等

因素产生过度波动，适时的引入逆周期因子，控制汇率波动的合理范围，做好预期管理。其次，金融发展水平对汇率波动的“促杠杆”效应存在负向调节作用，完备的金融体系是促进资源合理配置，提高市场交易效率的重要基础，对稳定政府杠杆率也同样具有积极意义，应从深度、可得性、效率三个方面入手，多维度综合完善我国金融基础设施与金融市场建设。最后，资本账户管制的门限效应表明，当管制程度超过门限值后，汇率波动不再对政府杠杆率产生影响。我国进一步“走出去”，推进人民币国际化的战略离不开资本账户管制的放松，但这同时也为外部冲击经由资本项目渠道传导至国内经济提供了可能，这要求我们在对外开放的同时，宏观审慎的调控政策也应当审时度势的实行。

## 参考文献

- [1] 陈琳、袁志刚、朱一帆：《人民币汇率波动如何影响中国企业的对外直接投资？》，《金融研究》2020年第03期。
- [2] 程立燕、李金凯：《国际资本异常流动对经济增长具有非线性效应吗？——基于汇率制度和金融市场发展视角》，《国际金融研究》2020年第04期。
- [3] 戴金平、黎艳、刘东坡：《汇率波动对世界经济的影响》，《国际金融研究》2017年第05期。
- [4] 董有德、谢钦骅：《汇率波动对新兴市场国家资本流动的影响研究——基于23个新兴市场国家2000-2013年的季度数据》，《国际金融研究》2015年第06期。
- [5] 方意、贾妍妍、赵阳：《重大冲击下全球外汇市场风险的生成机理研究》，《财贸经济》2021年第05期。
- [6] 阙澄宇、程立燕：《汇率波动对货币国际化具有非线性效应吗？——基于金融市场发展视角》，《国际金融研究》2018年第03期。
- [7] 阙澄宇、李金凯、程立燕：《高质量发展下如何推进汇率市场化与资本账户开放？——来自134个经济体的经验证据》，《财经研究》2019年第05期。
- [8] 盛斌、景光正：《汇率波动、金融结构与技术创新》，《财贸经济》2021年第10期。
- [9] 谭小芬、王雅琦、卢冰：《汇率波动、金融市场化与出口》，《金融研究》2016年第3期。
- [10] 王晋斌、刘璐、邹静娴：《汇率制度灵活性对生产率增长影响的再研究》，《世界经济》2020年第01期。
- [11] 王雪、胡未名、杨海生：《汇率波动与我国双边出口贸易：存在第三国汇率效应吗？》，《金融研究》2016年第07期。
- [12] 温忠麟、叶宝娟：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》2014年第05期。
- [13] 肖立晟、刘永余：《人民币非抛补利率平价为什么不成立：对4个假说的检验》，《管理世界》2016年第07期。
- [14] 肖祖沔、向丽锦：《资本管制与中国非抛补利率平价扭曲》，《世界经济研究》2019年第04期。
- [15] 许雪晨、田侃、倪红福：《汇率传递效应研究：基于全球价值链的视角》，《财贸经济》2021年第03期。
- [16] 张国建、佟孟华、梅光松：《实际有效汇率波动影响了人民币国际化进程吗？》，《国际金融研究》2017年第02期。



- [17] Abbas, S. M., Belhocine, N., Elganainy, A. A., & Horton, M., A historical public debt database. IMF Working Paper, No. 10/245, 2011.
- [18] Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K., Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of monetary economics*, Vol. 56, No. 4, 2009, pp. 494-513.
- [19] Bacchetta, P., & Van Wincoop, E., Infrequent portfolio decisions: A solution to the forward discount puzzle. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 3, 2010, pp. 870-904.
- [20] Bagella, M., Becchetti, L., & Hasan, I., Real effective exchange rate volatility and growth: A framework to measure advantages of flexibility vs. costs of volatility. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 30, No. 4, 2006, pp. 1149-1169.
- [21] Barguelli, A., Ben-Salha, O., & Zmami, M., Exchange rate volatility and economic growth. *Journal of Economic Integration*, Vol. 33, No. 2, 2018, pp. 1302-1336.
- [22] Broll, U., & Eckwert, B., Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 1999, pp. 178-185.
- [23] Caporale, G. M., Ali, F. M., & Spagnolo, N., Exchange rate uncertainty and international portfolio flows: A multivariate GARCH-in-mean approach. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 54, 2015, pp. 70-92.
- [24] Carrera, C. M., & Vergara, R., Fiscal sustainability: The impact of real exchange rate shocks on debt valuation, interest rates and GDP growth. *World Development*, Vol. 40, No. 9, 2012, pp. 1762-1783.
- [25] Chinn, M. D., The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, No. 1, 2006, pp. 7-21.
- [26] Chinn, M. D., & Quayyum, S., Long horizon uncovered interest parity re-assessed. NBER Working Paper, No. w18482, 2012.
- [27] Escolano, J., Shabunina, A., & Woo, J., The Puzzle of Persistently Negative Interest - Rate - Growth Differentials: Financial Repression or Income Catch - Up? *Fiscal Studies*, Vol. 38, No. 2, 2017, pp. 179-217.
- [28] Fama, E. F., Term premiums in bond returns. *Journal of Financial economics*, Vol. 13, No. 4, 1984, pp. 529-546.
- [29] Fernández, A., Klein, M. W., Rebucci, A., Schindler, M., & Uribe, M., Capital control measures: A new dataset. *IMF Economic Review*, Vol. 64, 2016, pp. 548-574.
- [30] Froot, K. A., & Thaler, R. H., Anomalies: foreign exchange. *Journal of economic perspectives*, Vol. 4, No. 3, 1990, pp. 179-192.
- [31] Hansen, L. P., & Hodrick, R. J., Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of political economy*, Vol. 88, No. 5, 1980, pp. 829-853.
- [32] Héricourt, J., & Poncet, S., Exchange rate volatility, financial constraints, and trade: empirical evidence from Chinese firms. *The World Bank Economic Review*, Vol. 29, No. 3, 2015, pp. 550-578.
- [33] Kano, T., & Wada, K., The first arrow hitting the currency target: A long-run risk perspective. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 74, 2017, pp. 337-352.
- [34] orić, B., & Pugh, G., The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, Vol. 42, No. 20, 2010, pp. 2631-2644.
- [35] Ozturk, I., & Kalyoncu, H., Exchange rate volatility and trade: An empirical investigation from cross - country comparison. *African Development Review*, Vol. 21, No. 3, 2009, pp. 499-513.
- [36] Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S., Growth in a Time of Debt. *American economic review*, Vol. 100, No. 2, 2010, pp. 573-578.
- [37] Sarno, L., Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand? *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, Vol. 38, No. 3, 2005, pp. 673-708.
- [38] Sung, H., & Lapan, H. E., Strategic foreign direct investment and exchange - Rate uncertainty. *International Economic Review*, Vol. 41, No. 2, 2000, pp. 411-423.
- [39] Sviryzdenka, K., Introducing a new broad-based index of financial development, International Monetary Fund. IMF Working Paper, No. 5, 2016.

# Uncovered Interest Parity deviation, Exchange Rate Volatility and Government Leverage

DING Jianping BAI Ruichen

**Abstract:** In the context of rising global uncertainty and a continuous broadening of the range of exchange rate volatility, the average leverage of governments in all countries (regions) of the world is also increasing year by year, and the debt issue has come back into view and received attention from all sectors of society. This paper empirically verifies the effect of exchange rate volatility on government leverage based on annual panel data of 158 countries and regions from 1980 to 2020, using the systematic GMM method, and gives a theoretical explanation by introducing the deviated uncovered interest parity condition in the general government debt analysis framework. The empirical results show that there is a significant positive relationship between exchange rate volatility and government leverage, and this finding remains robust to indicator replacement, sub-sample regressions, and the introduction of instrumental variables. Further research shows that the level of financial development has a negative moderating effect on exchange rate volatility affecting government leverage, and capital controls have a threshold effect. This study provides useful insights for "stabilizing growth and leverage".

**Keywords:** Interest Rate Parity, Exchange Rate Volatility, Government Leverage, Financial Development, Capital Control



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