

## 对外负债与汇率暴跌风险：国际证据

朱佳青 李广众 公淑玉\*

**摘 要** 本文使用 31 个国家 2001—2013 年的样本数据，对国家间双边对外负债如何影响双边汇率暴跌风险进行了分析。在控制了可能存在的内生性问题后，研究发现两国经济周期非对称性显著增加了汇率暴跌风险，一国对外负债的增加对汇率暴跌风险具有显著的抑制作用。一国金融发展水平的提高有助于减弱对外负债对汇率暴跌的抑制作用。进一步分析发现，对外负债对汇率暴跌的抑制作用在具有融资约束以及一国货币当局对外汇市场的干预程度较高的国家更为显著。

**关键词** 汇率暴跌，资产负债表效应，融资约束

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.14

### 一、引 言

自 2008 年金融危机以来，世界经济发展形势日趋严峻，随着中国经济增速放缓，在美联储缩减 QE 规模、国际资本流出新兴经济体的大背景下，人民币汇率风险问题正引发市场的广泛关注。中国作为世界第二大经济体，人民币汇率急剧波动可能对全球经济造成较大影响。对我国而言，人民币汇率的急剧贬值不仅可能推高石油等进口商品价格，还可能导致房地产等资产价格下跌，破坏经济稳定，引发金融系统安全。因此，汇率暴跌风险的形成及其防范长期以来是理论界与实务界共同关注的重要问题之一。

汇率暴跌是指货币汇兑收益的偶发性大幅下跌，代表汇率的急剧贬值，是企业汇率风险管理中难以对冲与规避的系统性风险。鉴于汇率暴跌对宏观经济的显著影响，近年来关于汇率暴跌的影响因素，尤其是一国对外负债水平变动在汇率暴跌形成过程中的作用受到广泛关注。随着一国对外负债水平的上升，本币汇率的暴跌风险既可能上升也可能下降。一方面，一国整体外

\* 朱佳青，广东外语外贸大学金融学院、广州华南财富管理研究中心研究基地、中山大学管理学院；李广众，中山大学管理学院/高级金融研究院；公淑玉，资本市场学院。通信作者及地址：李广众，广东省广州市海珠区新港西路 135 号，510275；电话：18666080234；E-mail: liguangzhong@mail.sysu.edu.cn。本成果受国家自然科学基金项目（71772190、71903040、U1811462、71991474）、广东省普通高校重点科研项目“外汇风险暴露与企业上市择时：基于实物期权动态视角的研究”（2018WQNCX032）、中山大学笹川良一优秀青年教育基金，以及广东省自然科学基金面上项目（2019A1515011476）的资助。感谢匿名审稿人对本文富有建设性的意见，文责自负。

债水平的上升将增加企业(私有部门债务)或国家(主权债务)破产的可能性,导致汇率暴跌的发生。另一方面,一国货币当局的干预行为可能导致汇率暴跌风险下降。Calvo and Reinhart (2002) 提出“浮动汇率恐惧”(fear of floating) 的概念,指出一些新兴市场经济体在存在大量外债的情况下,由于担心汇率的突然或大幅贬值可能引起本国企业资产负债表迅速恶化,进而引发经济危机,因此货币当局将对本币汇率施加积极干预以防范汇率暴跌风险。<sup>1</sup>

现有实证研究对于对外负债对汇率暴跌的影响并未获得一致结论 (Catão and Milesi-Ferretti, 2014; Frankel and Rose, 1996; Frankel and Wei, 2004; Ghosh and Ghosh, 2003; Rogoff *et al.*, 2003)。对这些文献的研究表明,实证研究中产生不一致结论的主要原因在于对汇率暴跌风险的测度以及对外负债可能存在内生性问题的处理存在一定不足之处。例如,在汇率暴跌的测度方面,现有文献对汇率暴跌的研究常用的测度方法是设置汇率跌幅阈值,如5%、10%、15%等,然后使用虚拟变量识别汇率暴跌风险的发生 (Frankel and Rose, 1996; Milesi-Ferretti and Razin, 1998; Kumar *et al.*, 2003; Freund, 2005; Gagnon, 2009)。然而,这类方法对汇率暴跌的定义可能并不能很好地体现汇率暴跌风险的动态变化。由于汇率暴跌风险具有时变的动态特征(汇率在经济动荡的时期比在经济正常的时期更可能经历暴跌),因此,使用相同的阈值水平定义不同时间段发生的汇率暴跌风险可能并不合理。<sup>2</sup>此外,使用汇率跌幅的阈值来识别汇率暴跌风险也无法识别汇率的大幅贬值是由暴跌引起的(非连续波动),还是汇率的连续性波动 (Chernov *et al.*, 2018)。在对实证模型的估计方面,对外负债一方面可能对汇率暴跌风险产生影响,另一方面也受到汇率暴跌风险的影响,因此可能存在逆向因果导致的内生性问题,与此同时,缺省变量所导致的估计偏差问题在过去的研究中也未得到很好的解决。

国内对于汇率风险的研究主要关注汇率贬值影响因素及其经济后果,对于汇率暴跌风险的研究相对缺乏。例如,陈卫东和王有鑫(2016)建立了一个既包括合法渠道,又包括地下渠道在内的测算框架,对人民币贬值背景下的跨境资本流动渠道和规模进行深入分析。徐建国(2011)发现中国服务业的两次停滞都伴随着人民币的大幅贬值和净出口的大幅增加,一个可能的机制是本币贬值促进本国贸易部门的发展,并可能抑制本国非贸易部门的发展。刘湘云和朱春明(2008)以美国纽约商品交易所的原油期货价格为研究对象,分析了美元贬值和石油价格之间的关系。胡援成和张朝洋(2012)结合有向

<sup>1</sup> Calvo and Reinhart (2002) 指出,一些国家,特别是新兴市场国家虽然对外宣称实行弹性较大的浮动汇率制度,但实际上这些国家积极地干预外汇市场,防止本币出现突然或大幅度的贬值。

<sup>2</sup> 对于这一点我们将在文章第三部分进行详细的说明。

无环图方法 (DAG) 及结构向量自回归模型 (SVAR), 分别从成本推动渠道、资金输入渠道和货币扩张渠道就美元贬值对我国通货膨胀影响的传导途径及其效应进行了实证研究。然而, 不同于连续性波动, 资产价格的偶然性急剧波动是难以分散的风险 (Eraker *et al.*, 2003; Bollerslev *et al.*, 2008; Bollerslev *et al.*, 2016)。因此, 不论是对于企业与投资者, 还是对于试图建立稳定有序外汇市场的政策制定者而言, 汇率暴跌风险的研究都是至关重要的。

本文尝试使用时变的汇率暴跌风险参数模型——自回归跳跃频率模型 (Autoregressive Jump Intensity model, 以下简称 ARJI 模型)——对全球 31 个国家在 2001—2013 年间的双边汇率暴跌风险进行估计, 并在此基础上讨论双边对外负债对汇率暴跌风险的影响。在控制了可能存在的内生性问题后, 研究结果发现, 两国经济周期非对称性显著增加了双边汇率暴跌风险, 一国对外负债的增加显著抑制了汇率暴跌风险, 而一国金融发展水平的提高有助于减弱对外负债对汇率暴跌的抑制作用, 进一步分析发现, 对外负债对汇率暴跌的抑制作用在具有融资约束以及一国货币当局对外汇市场的干预程度较高的国家更为显著。最后, 净效应分析表明, 大部分发展中国家和发达国家在外债增加时汇率暴跌风险均有所降低, 即使在发达国家, 外债水平的提高也将导致一国试图避免汇率暴跌风险的产生, 这说明即使是发达国家汇率水平的调整也受到融资约束的影响。

本文的主要贡献包括以下两点。首先, 本文使用 Chan and Maheu (2002) 提出的 ARJI 模型对全球 31 个国家在 2001—2013 年间的双边汇率进行暴跌风险估计。该模型对于汇率暴跌的衡量有助于区分汇率的大幅贬值是由暴跌引起的, 还是由于汇率受到正常冲击的条件方差比较高引起的。本文估计结果说明 ARJI 模型对双边汇率暴跌的动态变化具有较好拟合性。<sup>3</sup>其次, 在控制了可能存在的内生性问题后, 本文在实证上验证了对外负债对汇率暴跌风险的抑制作用。

论文全文的安排如下: 第二部分进行理论分析与相关文献回顾, 第三部分对实证模型、数据以及变量进行定义, 第四部分报告了实证结果, 第五部分进行了稳健性检验, 最后是本文研究结论与启示。

<sup>3</sup> 自 ARJI 模型提出以来, 已被广泛应用于资产价格跳跃风险的相关研究中, 例如, 陈浪南和孙坚强 (2010)、Li *et al.* (2016)、Maheu and McCurdy (2004)、Maheu *et al.* (2013) 等; 时变的汇率暴跌风险衡量方法还包括 Chernov *et al.* (2018) 提出的衡量方法。该模型采用贝叶斯马尔科夫链蒙特卡罗算法 (Bayesian Markov chain Monte Carlo) 拟合汇率暴跌的动态过程。其具体的估计过程中需要使用外汇期权用于计算隐含波动率以及短期利率的相关数据。由于受到数据可获得性的限制, 该方法较难应用于较大样本的实证研究, 因此 Chernov 等人主要分析了四种货币 (澳元、瑞士法郎、英镑、日元) 对美元的双边汇率。相比 Chernov *et al.* (2018) 的方法, 本文使用 ARJI 模型估计的时变的汇率暴跌风险仅需要较低频率的双边汇率数据 (周度), 因此更加适用于跨国双边汇率大样本的研究。

## 二、理论分析与文献回顾

对汇率暴跌影响因素的研究可以从经济、金融两个维度来展开,在经济维度上,主要涉及的是最优货币区域理论所代表的变量,包括国家间贸易依赖程度、经济周期的非对称性,以及国家规模等。金融维度上,主要涉及的是金融一体化以及信贷市场的发展等因素。

### (一) 最优货币区域理论 (optimal currency area, OCA)

在经济学中,最优货币区域理论是一个在整个地区使用单一货币的前提下使得整个地区的经济效率最大化的地理区域。最优货币区理论最早由 Mundell (1961) 提出。Mundell (1961) 的研究识别了一系列决定不同国家或地区组成货币区的决定性因素,这些因素主要包括贸易依赖性、经济周期的相似性等。在 Mundell (1961) 的基础上, Alesina and Barro (2002) 的理论研究亦表明,本国与外国贸易联系程度的加深使得本国货币当局更加不愿意承受由于双边汇率的过度波动所导致的贸易成本的增加,而两国经济周期非对称性的增加使得浮动汇率制度成为更为理想的经济调节机制。这一开创性的理论也在后续的实证研究中得到证明。Bayoumi and Eichengreen (1998), Hausmann *et al.* (2001), 以及 Devereux and Lane (2003) 使用了双边贸易量作为贸易依赖性的代理变量, GDP 增长率差异的波动率作为经济周期的非对称性的代理变量, GDP 取对数作为国家规模的代理变量对 OCA 理论进行了验证, 并发现 OCA 理论在国际样本中成立的证据。

需要说明的是,贸易联系程度对汇率暴跌的影响既可能是正向的,又可能是负向的。一方面,最优货币区域理论表明,两国贸易联系程度的加深将抑制双边汇率的过度波动;另一方面,一国贸易开放程度的加深使得该国更有可能受到外部冲击的影响 (Cavallo and Frankel, 2008)。因此,贸易联系程度对汇率暴跌的具体影响仍然需要通过实证进行检验。

### (二) 对外负债与汇率暴跌风险

一国对外负债水平的上升可能对汇率暴跌风险产生正向或负向的影响。一方面,一国整体外债水平的上升将增加企业(私有部门债务)或国家(主权债务)破产的可能性,导致汇率暴跌的发生。Aghion *et al.* (2004) 的理论研究表明,当一国存在名义价格粘性时,融资约束与本国贬值导致的以外币计价的对外负债上升将促使货币危机爆发。另一方面,对外负债水平的上升可能促使一国货币当局加强对汇率的干预行为,进而导致汇率暴跌风险下降。

具体而言，由于汇率暴跌可能引起本国企业资产负债表迅速恶化从而引发经济危机，一国货币当局可能从事前预防的角度对本币汇率进行干预，抑制汇率暴跌的发生。尤其是，当一国企业存在融资约束时，面对本币暴跌引起的负债额度的急剧上升，企业无法迅速从金融市场获得足够的资金偿还贷款，不得不贱卖资产。当市场上出现这种清仓抛售（fire sale）的浪潮时，又将进一步恶化企业的资产负债表，甚至引发经济危机。Hausmann *et al.* (2001) 和 Calvo and Reinhart (2002) 研究指出，本币大幅贬值可能引发的资产负债表效应已成为当前中央银行在本国经济受到外部冲击时抑制汇率大幅贬值的主要原因之一。

现有实证研究对于对外负债对汇率暴跌的影响并未获得一致结论。例如，Frankel and Rose (1996) 使用对外负债占 GNP 的比例作为国际负债的衡量指标，并没有发现其对汇率暴跌具有显著影响，Ghosh and Ghosh (2003) 则发现对外负债对汇率暴跌具有正向但不显著的作用，Frankel and Wei (2004) 和 Rogoff *et al.* (2003) 认为，一国持有较高水平的对外负债并不一定会增加汇率暴跌发生的可能性。Catão and Milesi-Ferretti (2014) 实证检验了对外负债的资产负债表效应在预测以主权债务危机定义的外部危机时的重要作用，但并未发现对外负债在预测以汇率暴跌定义的外部危机时具有显著作用。

基于对外负债对汇率暴跌风险产生影响的两种作用机制以及金融市场发展在缓解本国企业融资约束方面的重要作用 (Devereux and Lane, 2003)，本文重点研究对外债务与一国汇率暴跌风险之间的关系、金融发展水平对二者关系的调节作用以及二者关系在存在不同融资约束的国家中的不同表现。

### 三、实证模型、样本与变量

本文实证模型采用 2001—2013 年度面板数据考察了汇率暴跌幅度随时间变化的趋势，基本回归模型在考虑对外负债程度和贸易联系程度的内生性的基础上，重点分析对外负债对汇率暴跌风险的影响。本文选择的样本包括全球 31 个主要发达国家和发展中国家在 2001—2013 年间的的面板数据。这些国家包括澳大利亚，奥地利，比利时，巴西，加拿大，中国，丹麦，芬兰，法国，德国，希腊，印度，印度尼西亚，以色列，意大利，日本，韩国，马来西亚，墨西哥，荷兰，新西兰，挪威，新加坡，南非，西班牙，瑞典，瑞士，泰国，土耳其，英国和美国。<sup>4</sup>

<sup>4</sup> 研究中选择发达国家的标准为在样本期间是否为保持浮动汇率制度，以及数据的可获得性。在国际货币基金组织外汇安排和外汇限制年度报告中，这些发达国家的货币政策始终被归类为“浮动汇率”或“没有预定路径的管理浮动汇率”。上面列出的欧元区国家使用欧元作为本国货币。这些国家包括法国，德国，意大利，荷兰，西班牙，比利时，芬兰，希腊和奥地利。考虑到合理与完整性，研究也包括一些重要的发展中国家，包括中国和其他亚洲国家。

本文计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} Crash_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 EXTFIN_{ijt} + \beta_2 FIN_{jt} + \beta_3 FIN_{jt} \times EXTFIN_{ijt} \\ & + \beta_4 OCA_{ijt} + \beta_5 GDPperca_{jt} + \gamma_t + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $Crash_{ijt}$  衡量  $t$  年内  $j$  国对  $i$  国的汇率暴跌幅度, 汇率数据来源于 Bloom-berg。  $EXTFIN_{ijt}$  为本文关注的关键变量, 为  $t$  年内国家  $j$  对国家  $i$  的长期负债占国家  $j$  的 GDP 的比值, 对外长期负债数据来自 IMF Coordinated Portfolio Investment Survey 数据库。此外, 由于本国金融市场发展在缓解国内企业融资约束方面起到了至关重要的作用, 本文借鉴 Devereux and Lane (2003) 使用  $t$  年国家  $j$  的流动负债占 GDP 的比值作为国家  $j$  的金融发展程度的代理变量 ( $FIN_{jt}$ ), 以考察本国金融发展程度的调节效应。流动负债数据来自世界银行全球金融发展数据库 (Global Financial Development Database)。

最后, 借鉴 Devereux and Lane (2003), 本文使用最优货币区域理论所代表的变量作为模型 (1) 的控制变量, 主要包括: 国家规模  $Size_{ijt}$ , 为  $t$  年国家  $i$  和国家  $j$  实际 GDP 的乘积取对数, GDP 及其平减指数数据取自世界银行 WDI 数据库; 两国贸易联系程度  $Trade_{ijt}$ , 为  $t$  年内国家  $j$  对国家  $i$  的进出口贸易总量占国家  $j$  的 GDP 的比值, 双边贸易数据来自国际货币基金组织的贸易数据库 (Direction of Trade Statistics); 以及两国经济周期的非对称性  $Cycle_{ijt}$ , 为使用 GARCH (1, 1) 模型估计的两国 GDP 增长率之差在  $t$  年的条件方差。最后, 考虑到一国持有外债水平可能与其经济水平同步发展, 我们在回归中加入了国家  $j$  的人均 GDP ( $GDPperca_{jt}$ ) 来排除缺省变量偏差对回归结果产生的影响, 人均 GDP 数据来源于世界银行 WDI 数据库。模型 (1) 还控制了时间效应  $\gamma_t$  及个体效应  $\alpha_{ij}$ ,  $\varepsilon_{ijt}$  是随机误差项,  $\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。

### (一) 汇率暴跌幅度

正如前文提到的, 现有文献通过设置阈值来定义汇率暴跌的方法并不是时变的, 本文将使用 Chan and Maheu (2002) 提出的 ARJI 模型对全球 31 个国家在 2001—2013 年间的双边汇率周数据进行暴跌风险估计。具体模型设定如下:

首先, 汇率收益率的表达式为

$$\begin{aligned} R_t = & \mu + \phi_1 R_{t-1} + \sqrt{h_t} z_t + J_t, \\ J_t = & \sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k}, \quad z_t \sim NID(0, 1), \quad Y_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2), \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $R_t$  为  $t$  期两国双边汇率的对数取差分, 例如, 令中国代表  $j$  国, 令美国代表  $i$  国, 那么本文中中国对美国的双边汇率表示为 USD/CNY (美元/人民币), 因此  $R_t$  的下降意味着人民币的贬值, 也即  $j$  国货币的贬值。<sup>5</sup>  $\mu$  为漂移

<sup>5</sup> 人民币作为分母, 美元作为分子。

项,  $\sqrt{h_t} z_t$  捕捉了收益波动率的连续部分, 其中  $h_t$  服从 GARCH (1, 1) 过程,  $z_t$  独立同分布且服从标准正态分布。  $\sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k}$  捕捉了收益率的跳跃部分,  $Y_{t,k}$  衡量  $t$  期内每次跳跃的大小,  $Y_{t,k}$  服从均值为  $\theta_t$ , 方差为  $\delta_t^2$  的正态分布。  $\theta_t$  的表达式为:

$$\theta_t = \eta_0 + \eta_1 R_{t-1} D(R_{t-1}) + \eta_2 R_{t-1} (1 - D(R_{t-1})), \quad (3)$$

其中当  $R_{t-1} > 0$  时,  $D(R_{t-1}) = 1$ , 这一设定考虑了上一期收益率对当期收益率条件均值的非对称影响。  $\delta_t^2$  服从 AR (1) 过程, 其表达式为:

$$\delta_t^2 = \zeta_0^2 + \zeta_1 R_{t-1}^2. \quad (4)$$

其次,  $R_t$  在  $t$  期的跳跃频率用  $n_t$  表示, 基于  $t-1$  期信息的  $t$  期跳跃次数  $n_t$  等于  $j$  的条件概率服从参数 (也即  $t$  期条件跳跃频率) 为  $\lambda_t$  的泊松分布。  $t$  期条件跳跃频率  $\lambda_t$  服从 ARMA (1, 1) 过程:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \xi_{t-1}. \quad (5)$$

根据 Chan and Maheu (2002), 我们可以使用双边汇率周度数据对上述模型进行拟合, 从而获得模型参数, 进而构造基于  $t-1$  期信息的  $t$  期内条件跳跃幅度  $J_{t|t-1}$ :

$$J_{t|t-1} = E[J_t | \Phi_{t-1}] = \lambda_t \theta_t. \quad (6)$$

因此,  $t$  期内汇率暴跌幅度  $Crash_t$  可以表示为:

$$Crash_t = \text{Min}[J_{t|t-1}, 0], \quad (7)$$

即条件跳跃幅度  $J_{t|t-1}$  中取值为负的部分。

本文的研究包含了全球 31 个主要外汇交易国家、23 种不同货币, 即总共包含了 253 对双边汇率。因而在进行汇率暴跌风险的测算时, 我们对 ARJI 模型进行了 253 次估计, 获得了 137 对随时间波动的汇率暴跌幅度数据, 而剩余 116 对双边汇率的估计结果并不收敛, 或是得到了不随时间变动的 (time-invariant) 汇率暴跌数据, 由于本文的目的在于研究汇率暴跌风险的时变特征, 故在后文的研究中我们不考虑这 116 组双边汇率。另外, 由于本文后续实证研究中使用的是 31 个国家双边汇率暴跌幅度的年度数据, 因此在使用 ARJI 模型估计出汇率跳跃幅度的周数据后, 本文首先计算  $t$  年内跳跃幅度的总和, 然后再根据式 (7) 计算得到  $t$  年的汇率暴跌幅度。

图 1 显示了使用上述方法估计的样本期内人民币对各国货币双边汇率 (外币/人民币) 暴跌幅度的均值随时间变化的趋势。样本期内两个较大幅度的汇率暴跌发生在 2001—2002 年间及 2008—2009 年间, 前者反映了亚洲金融危机对人民币造成的影响, 而后者则反映了 2008 年全球金融危机对人民币造成的贬值压力。图 1 结果表明 ARJI 模型可以较好地反映汇率暴跌风险的时变特征。

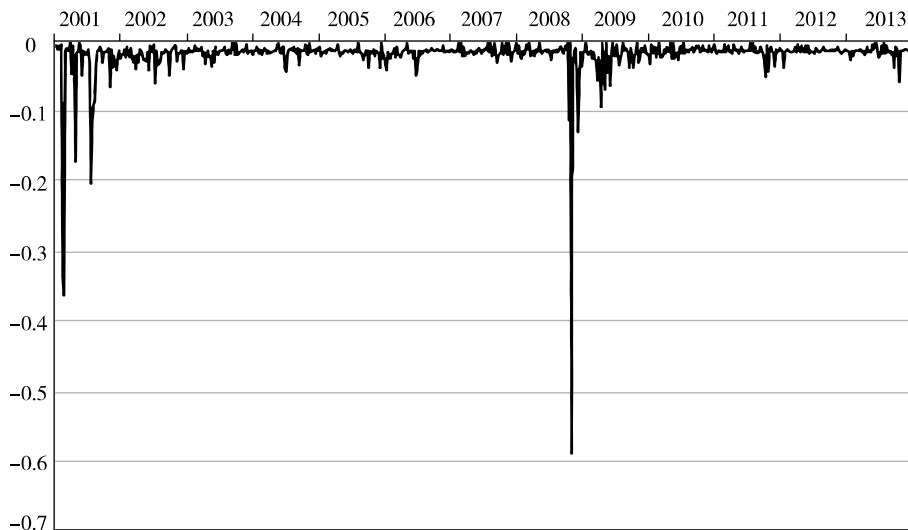


图1 样本内人民币对各国货币汇率暴跌幅度均值(外币/人民币)

为了进一步说明本文使用的汇率暴跌风险衡量方法较之前研究所使用方法的优劣所在, 本文将分别使用 Frankel and Rose (1996)、Milesi-Ferretti and Razin (1998), 以及 Gagnon (2009) 的相关研究中所使用的汇率暴跌风险衡量方法来识别美元/巴西里拉和欧元/巴西里拉 2001—2013 年间发生汇率暴跌的时间段, 并与本文所使用的衡量方法进行比较。<sup>6</sup> 结果在图 2 至图 4 中给出。图中阴影部分表示使用上述研究中的方法所识别的汇率暴跌时间段, 虚线表示使用本文方法计算的汇率暴跌幅度, 对应右坐标轴, 实线表示名义汇率的年收益率, 对应左坐标轴。图中用虚线表示的圈代表未被上述方法识别的汇率暴跌时间段。不难发现, 使用 Frankel and Rose (1996)、Milesi-Ferretti and Razin (1998), 以及 Gagnon (2009) 的方法均无法识别美元/巴西里拉及欧元/巴西里拉在次贷危机时期发生的大幅贬值, 使用 Frankel and Rose (1996)、Milesi-Ferretti and Razin (1998) 的方法无法识别美元/巴西里拉及欧元/巴西里拉在欧债危机时期发生的大幅贬值, 而使用 Gagnon (2009) 的方法无法识别欧元/巴西里拉在欧债危机时期发生的大幅贬值。因此, 使用汇率大幅贬值的阈值作为暴跌时间段的识别方式可能低估汇率暴跌风险。

<sup>6</sup> Frankel and Rose (1996) 定义汇率暴跌的发生必须满足以下条件: (1)  $t$  期汇率发生至少 25% 的贬值; (2)  $t$  期汇率贬值幅度比  $t-1$  期高 10% 以上。Milesi-Ferretti and Razin (1998) 定义汇率暴跌的发生必须满足以下条件: (1)  $t$  期汇率发生至少 15% 的贬值; (2)  $t$  期汇率贬值幅度比  $t-1$  期高 10% 以上; (3)  $t-1$  期汇率发生至少 10% 的贬值。Gagnon (2009) 定义汇率暴跌的发生必须满足以下条件: (1)  $t$  期汇率发生至少 8% 的贬值; (2)  $t$  期和  $t+1$  期发生贬值之和超过 20%; (3)  $t$  期和  $t+1$  期发生贬值之和超过  $t-2$  期和  $t-1$  期发生贬值之和的 10%; (4) 当贬值幅度小于 5% 时暴跌停止。



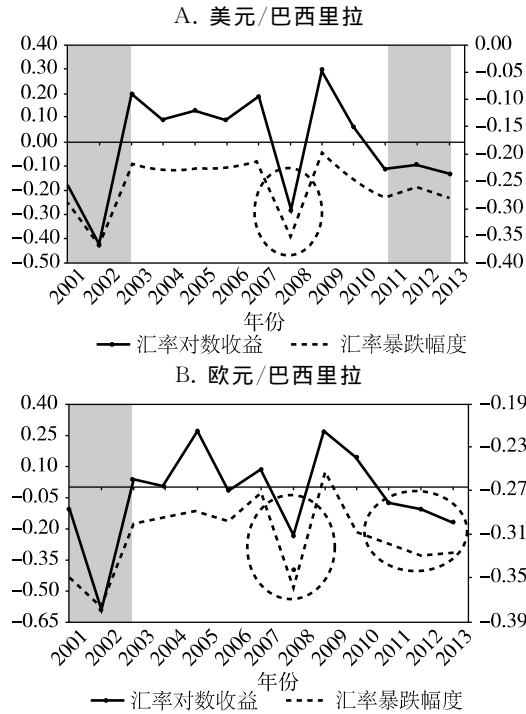


图 2 使用 Gagnon (2009) 方法所识别的汇率暴跌时间段 (阴影部分)

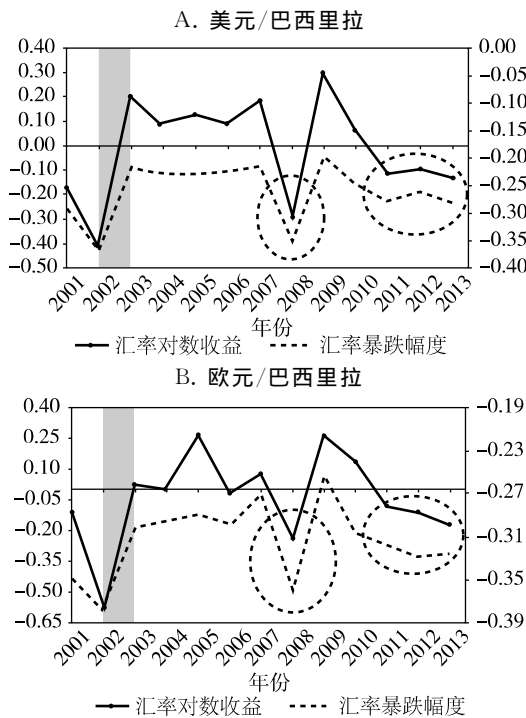


图 3 使用 Frankel and Rose (1996) 方法所识别的汇率暴跌时间段 (阴影部分)

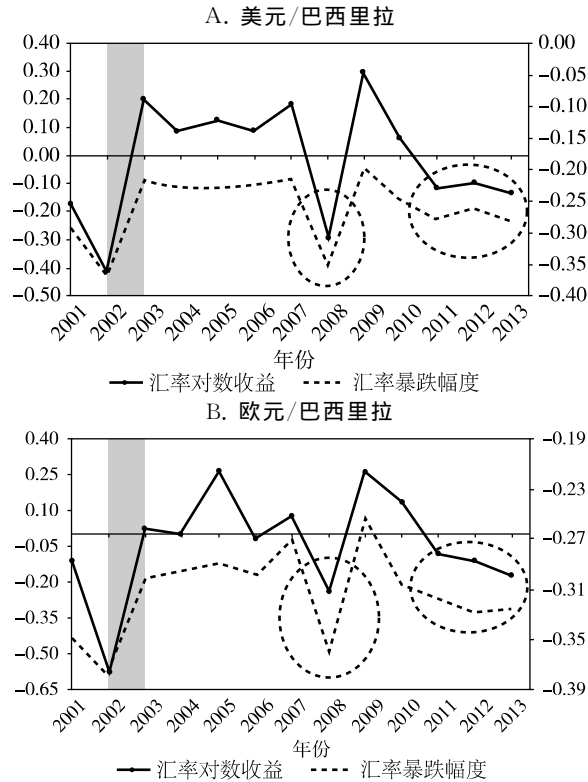


图4 使用 Milesi-Ferretti and Razin (1998) 方法所识别的汇率暴跌时间段 (阴影部分)

## (二) 对外负债的回归模型

Devereux and Lane (2003) 的研究指出, 当一国面临较高的融资约束时, 对外负债的增加将导致其汇率波动减小。由于一国对外负债同时也受到汇率波动的影响, 为了消除逆向因果造成的内生性问题, 我们参考 Wälti (2011)、李广众等 (2014) 的研究, 采用两阶段回归的方法。利用 2001—2013 年间各变量年度数据, 对各国双边对外负债进行回归, 回归模型设定如下:

$$EXTFIN_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Dis_{ij} + \alpha_2 Lang_{ij} + \alpha_3 EMU_{ij} + \alpha_4 \ln(GDPperca_{ijt}) + \alpha_5 Creditor_{ij} + \alpha_6 Corruption_{ijt} + \gamma_t + \epsilon_{i,j,t} \quad (8)$$

上述模型中,  $EXTFIN_{ijt}$  表示  $t$  年内国家  $j$  对国家  $i$  的长期负债占国家  $j$  的 GDP 的比值。 $Dis_{ij}$  是国家  $i$  和国家  $j$  的主要经济城市间距离的自然对数。 $Lang_{ij}$  是虚拟变量, 两国使用共同语言时取 1, 否则取 0。 $EMU_{ij}$  是虚拟变量, 两国同属于欧洲货币联盟时取 1, 否则取 0。 $\ln(GDPperca_{ijt})$  是国家  $i$  和国家  $j$  人均 GDP 乘积的自然对数。 $Creditor_{ij}$  是衡量债权人权利保护水平的指标, 数据来源于 La Porta *et al.* (1998)。 $Corruption_{ijt}$  衡量  $i$ 、 $j$  两国政府在  $t$  期的腐败程度, 算法是将各自腐败指数 (指数数值越大表示腐败程度越低)

相乘取对数，该指数来自透明国际（Transparency International）的年度报告。在后文的分析中，我们将采用模型回归得到估计系数，对各国双边对外长期负债进行预测，并将预测值代入模型（1）以控制对外负债与汇率波动的逆向因果关系产生的影响。

### （三）贸易联系程度的回归模型

最优货币区域理论表明，两国贸易联系程度会影响双边汇率的波动情况（Mundell, 1961；Devereux and Lane, 2003），但双边汇率波动也将影响双边贸易联系程度（王彬，2015；王雪等，2016；曹伟等，2016；Arize *et al.*, 2000；Barkoulas *et al.*, 2002；Tenreyro, 2007；McKenzie, 1999；Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2007）。为了解决内生性问题，本文参照 Frankel and Romer（1999）对经济增长问题研究中贸易变量内生性问题的处理方式，将双边贸易水平对经典引力模型（Gravity model）中使用的工具变量进行回归，然后以回归结果的预测值来代替两国的双边贸易水平  $Trade_{ijt}$  带入模型（1）进行回归。因此，利用 2001—2013 年间各变量年度数据，对贸易联系程度进行回归的模型设定如下：

$$\begin{aligned} Trade_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Dis_{ij} + \alpha_2 Lang_{ij} + \alpha_3 EMU_{ij} + \alpha_4 Bor_{ij} + \alpha_5 \ln(gdp_{it}) \\ & + \alpha_6 \ln(gdp_{jt}) + \alpha_7 Landl_{ij} + \alpha_8 Island_{ij} + \alpha_9 Area_{ij} \\ & + \alpha_{10} \ln(population_{it}) + \alpha_{11} \ln(population_{jt}) + \alpha_{12} Colony_{ij} \\ & + \alpha_{13} NAFTA_{ij} + \alpha_{14} APEC_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt}. \end{aligned} \quad (9)$$

上述模型中， $Trade_{ijt}$  是在  $t$  年内国家  $j$  对国家  $i$  的进出口贸易总量占国家  $j$  的 GDP 的比值。 $Dis_{ij}$  是国家  $i$  和国家  $j$  的主要经济城市间距离的自然对数。 $Lang_{ij}$  是虚拟变量，两国使用共同语言时取 1，否则取 0。 $EMU_{ij}$  是虚拟变量，两国同属于欧洲货币联盟时取 1，否则取 0。 $Bor_{ij}$  是虚拟变量，两国共享一个边界时取 1，否则取 0。 $Landl_{ij}$  是国家  $i$  和国家  $j$  中内陆国家的数量（0，1，或 2）。 $Island_{ij}$  是国家  $i$  和国家  $j$  中岛国的数量（0，1，或 2）。 $Area_{ij}$  是国家  $i$  和国家  $j$  区域乘积的自然对数（每平方公里）。 $\ln(gdp_{it})$  和  $\ln(gdp_{jt})$  分别是国家  $i$  和国家  $j$  的 GDP 的对数， $\ln(population_{it})$  和  $\ln(population_{jt})$  分别是国家  $i$  和国家  $j$  总人口的对数。GDP 和总人口数据均取自世界银行 WDI 数据库。 $Colony_{ij}$  是虚拟变量，国家  $j$  曾经是国家  $i$  的殖民地或国家  $i$  曾经是国家  $j$  的殖民地时取 1，否则取 0。 $NAFTA_{ij}$  为虚拟变量，两国均加入北美自由贸易协定时取 1，否则取 0。 $APEC_{ij}$  为虚拟变量，两国均加入亚太经合组织时取 1，否则取 0。在后文的分析中，我们将根据模型（9）回归得到估计系数对双边贸易联系程度进行预测，并使用预测值代入模型（1）以控制双边贸易与汇率波动的逆向因果关系产生的影响。

## 四、实证结果

### (一) 基本模型的实证结果

由于对外负债水平和双边贸易联系程度在基本模型(1)中具有内生性,根据上文描述,本文采取两阶段回归的思想,将对外负债水平和双边贸易联系程度变量对若干外生变量进行回归,再以回归结果预测值代入模型以解决基本模型(1)中变量的内生性问题。

表1报告了使用模型(8)预测国家 $j$ 对国家 $i$ 长期负债水平的回归结果。模型的拟合优度为0.215。所有变量都在1%水平上统计显著。从结果可以看出,两国间语言相同、人均GDP越高、政治越清廉(数值越大表示腐败程度越低)越有助于改善投资环境,进而提高金融市场的一体化程度。欧洲货币联盟成员国间区域一体化程度较高,因此成员国之间金融活动更加频繁,金融借贷量较大。与之相反,国家之间距离较远,双边金融负债将减少,这取决于地缘的不便利。本国债权人权利保护的加强将减少对外金融负债。

表1 对外长期负债的 OLS 估计结果 (2001—2013)

解释变量	估计系数	稳健标准误
<i>Dis</i>	-0.0052***	0.0004
<i>Lang</i>	0.0072***	0.0009
<i>EMU</i>	0.0201***	0.0014
$\ln(GDP_{perca})$	0.0017***	0.0004
<i>Creditor</i>	-0.0014***	0.0003
<i>Corruption</i>	0.0054***	0.0009
<i>YearEffects</i>	是	
观测值个数	9 496	
$R^2$	0.215	

注:\*表示在10%水平上统计显著,\*\*表示在5%水平上统计显著,\*\*\*表示在1%水平上统计显著。标准误的估计为修正异方差的White异方差稳健标准误估计。

表2报告了使用模型(9)预测国家 $j$ 与国家 $i$ 双边贸易的回归结果。表2的估计结果显示,除了 $\ln(gdp_{jt})$ 外,各变量的符号与理论预期相一致,并且所有变量都通过了1%显著水平检验。<sup>7</sup>两国间距离对双边贸易量具有不利影

<sup>7</sup>  $\ln(gdp_{jt})$ 系数为负的一种可能解释是,由于 $Trade_{ijt}$ 是在 $t$ 年国家 $j$ 对国家 $i$ 进出口总额对国家 $j$ 的GDP的比值,因此国家 $j$ 的GDP越大 $Trade_{ijt}$ 值越小。

响，两国人口数量、国家  $i$  经济实力、两国共同语言、共同边界都对贸易强度水平具有积极作用。加入 *NAFTA*、*APEC* 以及 *EMU* 都显著增强成员国间双边贸易联系水平。国家  $i$  和国家  $j$  中内陆国家的数量对双边贸易具有不利影响，与之对应的情况是岛国数量越多则对双边贸易具有促进作用。此外，曾经存在殖民关系也将促进双边贸易量。模型拟合优度指标  $R^2$  达到 0.449，反映了选取变量能够较好地解释双边贸易联系程度。

表 2 双边贸易联系程度的 OLS 估计结果 (2001—2013)

解释变量	估计系数	稳健标准误
<i>Dis</i>	-0.0092***	0.0006
<i>Lang</i>	0.0052***	0.0010
<i>EMU</i>	0.0075***	0.0014
<i>Bor</i>	0.0386***	0.0028
$\ln(gdp_j)$	-0.0056***	0.0003
$\ln(gdp_i)$	0.0121***	0.0121
<i>Landl</i>	-0.0082***	0.0008
<i>Island</i>	0.0054***	0.0009
<i>Area</i>	-0.0032***	0.0002
$\ln(population_j)$	0.0022***	0.0002
$\ln(population_i)$	0.0025***	0.0025
<i>Colony</i>	0.0075***	0.0025
<i>NAFTA</i>	0.0745***	0.0160
<i>APEC</i>	0.0285***	0.0015
<i>YearEffects</i>	是	
观测值个数	12 051	
$R^2$	0.449	

注：\*表示在 10%水平上统计显著，\*\*表示在 5%水平上统计显著，\*\*\*表示在 1%水平上统计显著。标准误的估计为修正异方差的 White 异方差稳健标准误估计。

表 3 报告了对基本模型 (1) 在控制了时间效应和个体效应基础上进行的 OLS 估计结果。表 3 第 (1)、(3) 列使用全样本进行估计，第 (2)、(4) 列去除了英美两国的样本以排除英美两大经济体对研究结果产生的影响。表 3 结果表明，经济周期的非对称性 ( $Cycle_{ijt}$ ) 对汇率暴跌幅度有显著影响，具体表现为当两国经济周期的非对称性增强时，汇率暴跌幅度增大。更重要的

是,对外负债的增加显著抑制了双边汇率暴跌,而本国金融市场的发展( $FIN$ )可以缓解对外负债对汇率暴跌的抑制作用( $FIN \times EXTFIN$ 的符号负显著)。

表3 汇率暴跌程度影响因素的 OLS 估计结果 (2001—2013)

解释变量	全样本 (1)	去除英美 (2)	全样本 (3)	去除英美 (4)
<i>Cycle</i>	-0.174*** (-3.90)	-0.159*** (-3.56)	-0.160*** (-3.48)	-0.146*** (-3.18)
<i>Trade</i>	0.074 (0.29)	0.043 (0.15)	0.067 (0.23)	0.030 (0.10)
<i>Size</i>	0.0001 (0.03)	-0.002 (-0.56)	0.002 (0.45)	-0.001 (-0.23)
<i>EXTFIN</i>			1.563** (2.27)	1.606** (2.31)
<i>FIN</i>			0.001 (0.06)	0.012 (1.63)
<i>FIN</i> × <i>EXTFIN</i>			-1.382*** (-2.91)	-1.172*** (-2.83)
<i>GDPperca</i>			-0.249* (-1.93)	-0.321*** (-2.73)
<i>Year Effects</i>	是	是	是	是
<i>Country-pair Effects</i>	是	是	是	是
观测值个数	6 045	5 317	5 807	5 087
$R^2$	0.087	0.091	0.088	0.091
组数	465	409	465	409

注:\*表示在10%水平上统计显著,\*\*表示在5%水平上统计显著,\*\*\*表示在1%水平上统计显著。标准误的估计为经过Cluster和异方差修正的White异方差稳健标准误估计。

## (二) 对外负债的净效应分析

表4报告了各国对外负债水平上升一个标准差( $\text{std}(EXTFIN)=0.023$ )对汇率暴跌幅度的净效应,具体计算方法为 $0.023 \times (\beta_{EXTFIN} + \beta_{FIN \times EXTFIN} \times \text{mean}FIN_j)$ ,其中 $\beta_{EXTFIN}$ 、 $\beta_{FIN \times EXTFIN}$ 为表3中第(3)列的回归结果( $\beta_{EXTFIN}=1.563$ , $\beta_{FIN \times EXTFIN}=-1.382$ ), $\text{mean}FIN_j$ 由样本统计获得。表4中我们将样本国家分为发达国家和发展中国家在两列中分别列出,这样做的目

的是为了更好地观察外部金融负债对于不同发展层级的国家在汇率暴跌方面的实际作用。

表 4 结果表明，在发展中国家中，除中国、马来西亚之外，大部分国家在对外负债增加的情况下汇率暴跌幅度显著减小。<sup>8</sup>相应地，发达国家中除了加拿大、日本、荷兰、新加坡、西班牙、瑞士，以及英国以外的其他大部分国家对外负债均对汇率暴跌风险具有抑制作用。一般来说，发达国家被认为更少地受到融资约束的影响，特别是像美国这样的国家，即使经历汇率暴跌，也可以很快地在资本市场上获得资金弥补资金缺口，出现违约的可能性较小。因此，外界普遍认为外债上升并不会影响这些发达国家的汇率暴跌行为。本文的研究表明，仍然存在非常多对外负债的净效应为正的发达国家，即外债水平的提高将抑制汇率暴跌，这说明 2000 年以后，即使是发达国家仍然存在融资约束的问题。

表 4 各国对外长期负债对汇率暴跌的净效应

发展中国家	净效应	发达国家	净效应
中国	-0.0124	日本	-0.0303
马来西亚	-0.0035	瑞士	-0.0079
泰国	0.0028	英国	-0.0066
印度	0.0153	西班牙	-0.0047
巴西	0.0177	加拿大	-0.0029
南非	0.0224	荷兰	-0.0029
印度尼西亚	0.0232	新加坡	-0.0004
墨西哥	0.0280	德国	0.0005
		比利时	0.0027
		奥地利	0.0054
		以色列	0.0057
		希腊	0.0061
		澳大利亚	0.0089
		新西兰	0.0099
		法国	0.0106
		意大利	0.0122

<sup>8</sup> 由于双边汇率暴跌幅度取值为负，正的净效应表明对外负债的增加将抑制汇率暴跌。

(续表)

发展中国家	净效应	发达国家	净效应
		韩国	0.0146
		美国	0.0146
		丹麦	0.0150
		芬兰	0.0168
		瑞典	0.0172
		挪威	0.0194
		土耳其	0.0231
净效应为正的国家个数	6	净效应为正的国家个数	16
净效应为负的国家个数	2	净效应为负的国家个数	7

### (三) 对外负债、融资约束与汇率暴跌风险

前文的实证结果表明, 对外负债的增加显著降低了汇率暴跌风险, 一国金融发展水平有助于减弱对外负债的增加对汇率暴跌风险的抑制作用。为了进一步研究二者关系在不同融资约束国家中的不同表现, 我们将国家按照融资约束情况对样本进行分组回归。本文首先根据国家  $j$  属于发展中国家或发达国家进行分组, 这是因为普遍认为发展中国家较发达国家面临更高的融资约束, 回归结果在表 5 第 (1)、(2) 列给出。一种更为精确的融资约束衡量方法是根据国家  $j$  的标准普尔长期主权信用评级 (外币计价债务) 大于等于或小于 A+ 进行分组, 回归结果在表 5 第 (3)、(4) 列给出。表 5 的回归结果表明, 对外长期负债对汇率暴跌的抑制作用只在发展中国家以及 S&P 信用评级小于 A+ 的分组中显著为正。这一结果说明在存在融资约束的情况下, 对外负债的增加可能使得货币当局对于汇率暴跌风险的关注与预防更加重视, 最终表现为二者的负相关关系更加显著。

表 5 汇率暴跌幅度的子样本检验: 按融资约束分组

解释变量	发展中国家	发达国家	S&P rating < A+	S&P rating $\geq$ A+
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cycle</i>	-0.023 (-0.41)	-0.132** (-2.01)	-0.177*** (-2.61)	0.025 (0.79)
<i>Trade</i>	0.082 (0.13)	0.709 (0.98)	-1.324* (-1.90)	2.299*** (3.77)



(续表)

解释变量	发展中国家	发达国家	S&P rating < A+	S&P rating ≥ A+
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Size</i>	0.016** (2.00)	-0.011** (-2.27)	0.010 (1.15)	-0.015*** (-3.24)
<i>EXTFIN</i>	3.149** (2.24)	1.608 (1.34)	2.998** (2.11)	-0.619 (-0.95)
<i>FIN</i>	-0.003 (-0.15)	0.005 (0.33)	0.029 (1.35)	-0.026* (-1.69)
<i>FIN</i> × <i>EXTFIN</i>	-7.482*** (-5.51)	-0.331 (-0.58)	-6.273*** (-3.30)	0.469 (0.94)
<i>GDPperca</i>	2.147 (1.38)	0.368 (1.40)	-1.576* (-1.83)	0.465** (2.08)
<i>Year Effects</i>	是	是	是	是
<i>Country-pair Effects</i>	是	是	是	是
观测值个数	1 846	3 961	2 509	3 298
$R^2$	0.223	0.088	0.171	0.081
组数	142	323	229	318

注：\*表示在 10%水平上统计显著，\*\*表示在 5%水平上统计显著，\*\*\*表示在 1%水平上统计显著。标准误的估计为经过 Cluster 和异方差修正的 White 异方差稳健标准误估计。

## 五、稳健性检验

由于本文汇率暴跌风险指标的构建具有离散化特征：双边汇率跳跃幅度为负的观测值被保留下来，而双边汇率跳跃幅度为正的观测值均被替换成零值。这一设定可能对研究结果产生影响。为了解决这一问题，本文首先使用了截回归 (Tobit regression) 的方法进行稳健性检验，由于无法进行固定效应估计，我们使用 Tobit 随机效应模型，并控制了国家  $i$  和国家  $j$  各自的个体效应。回归结果在表 6 中给出，结果与表 3 基本一致。

表 6 汇率暴跌程度影响因素的 Tobit 估计结果 (2001—2013)

解释变量	全样本	去除英美	全样本	去除英美
<i>Cycle</i>	-0.289*** (-4.36)	-0.260*** (-3.92)	-0.239*** (-3.46)	-0.204*** (-2.94)
<i>Trade</i>	-0.163 (-0.53)	-0.350 (-1.02)	-0.300 (-0.88)	-0.589 (-1.54)

(续表)

解释变量	全样本	去除英美	全样本	去除英美
<i>Size</i>	-0.001 (-0.22)	-0.005 (-0.78)	0.003 (0.37)	-0.002 (-0.27)
<i>EXTFIN</i>			2.422* (1.83)	2.265* (1.67)
<i>FIN</i>			0.024 (1.55)	0.054*** (3.24)
<i>FIN</i> × <i>EXTFIN</i>			-1.897** (-2.03)	-1.183 (-1.21)
<i>GDPperca</i>			-0.852*** (-3.00)	-1.164*** (-3.89)
<i>Year Effects</i>	是	是	是	是
<i>Country j Effects</i>	是	是	是	是
<i>Country i Effects</i>	是	是	是	是
观测值个数	6 045	5 317	5 807	5 087
组数	465	409	465	409

注：括号内为经过 Cluster 和 White 异方差修正的 *t* 值。\* 表示在 10% 水平上统计显著，\*\* 表示在 5% 水平上统计显著，\*\*\* 表示在 1% 水平上统计显著。

其次，考虑到可能存在的缺省变量偏差问题，本文借鉴货币危机相关文献，加入本国经常账户余额占 GDP 的比重 (*CA\_balance*)、FDI 净流入占 GDP 的比重 (*FDI*)、失业率 (*Unemployment*)、通胀率 (*Inflation*)，以及外汇储备 (不包含黄金) 占本国进口总额的比重 (*Reserve*) 作为新增控制变量以检验本文结论的稳健性。回归结果在表 7 中给出，新增控制变量的系数符号与预期一致，例如，经常账户余额及外汇储备的增加有助于抑制汇率暴跌；随着本国失业率增加，汇率暴跌幅度显著增加；通胀率的增加也将增加汇率暴跌风险，但回归系数不显著。更重要的是，本文的主要结论并未发生改变，即对外负债的增加将显著抑制汇率暴跌，而本国金融市场的发展将减弱这种抑制作用。<sup>9</sup>

表 7 汇率暴跌程度影响因素的 OLS 估计结果：新增控制变量

解释变量	全样本	去除英美	全样本	去除英美
<i>EXTFIN</i>			2.062*** (3.09)	2.082*** (2.99)

<sup>9</sup> 非新增控制变量的系数与表 3 相似，限于篇幅，非新增控制变量的系数没有报告。

(续表)

解释变量	全样本	去除英美	全样本	去除英美
<i>FIN</i> × <i>EXTFIN</i>			-1.997*** (-4.01)	-1.731*** (-3.99)
<i>CA_balance</i>	0.051*** (2.64)	0.043** (2.25)	0.065*** (3.02)	0.064*** (2.90)
<i>FDI</i>	-0.031*** (-3.45)	-0.033*** (-3.47)	-0.030*** (-3.36)	-0.032*** (-3.36)
<i>Unemployment</i>	-0.064** (-2.44)	-0.054** (-2.10)	-0.051 (-1.51)	-0.070** (-1.97)
<i>Inflation</i>	-0.046 (-0.74)	-0.037 (-0.60)	-0.021 (-0.33)	-0.014 (-0.22)
<i>Reserve</i>	0.019*** (4.81)	0.017*** (4.15)	0.023*** (5.16)	0.019*** (4.34)
<i>Other controls</i>	是	是	是	是
<i>Year Effects</i>	是	是	是	是
<i>Country-pair Effects</i>	是	是	是	是
观测值个数	5 885	5 164	5 647	4 934
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.094	0.098	0.096	0.099
组数	465	409	465	409

注：\*表示在10%水平上统计显著，\*\*表示在5%水平上统计显著，\*\*\*表示在1%水平上统计显著。标准误的估计为经过Cluster和异方差修正的White异方差稳健标准误估计。

前文的实证结果表明，对外负债的增加显著降低了汇率暴跌风险，一国金融发展水平有助于减弱对外负债的增加对汇率暴跌风险的抑制作用。为了进一步说明对外负债的增加对汇率暴跌风险的抑制作用是由于一国货币当局担心汇率暴跌可能引起的本国企业资产负债表迅速恶化而对汇率暴跌风险进行了关注与预防，我们借鉴Levy-Yeyati and Sturzenegger (2001) 计算了各国外汇储备（不包含黄金）变动率的均值（Mean\_reserve）和波动率（Vol\_reserve），以此衡量一国货币当局对外汇市场的干预程度，我们根据均值和波动率的样本内中值分别对样本进行分组，如果本文实证结果确实是由上述作用导致的，我们应该在外汇储备变动率的均值和波动率更大的国家观测到更为显著的对外负债对汇率暴跌风险的抑制作用。回归结果在表8中给出，结果与预期一致。<sup>10</sup>

<sup>10</sup> 限于篇幅，表8没有报告控制变量的系数，结果与表7相似。

表8 汇率暴跌程度影响因素的 OLS 估计结果：按各国外汇储备变动率的均值和波动率分组

解释变量	Mean_reserve above median	Mean_reserve below median	Vol_reserve above median	Vol_reserve below median
<i>EXTFIN</i>	3.820*** (2.83)	0.297 (0.52)	3.526*** (3.17)	-0.854 (-1.33)
<i>FIN</i> × <i>EXTFIN</i>	-3.653*** (-4.29)	0.677 (0.85)	-3.132*** (-2.92)	0.687* (1.90)
<i>Controls</i>	与表7相同			
观测值个数	2680	2967	3020	2627
$R^2$	0.166	0.091	0.156	0.069
组数	216	249	240	225

注：\*表示在10%水平上统计显著，\*\*表示在5%水平上统计显著，\*\*\*表示在1%水平上统计显著。标准误的估计为经过Cluster和异方差修正的White异方差稳健标准误估计。

由于在本文的基本回归部分，我们借鉴了Devereux and Lane (2003)的研究使用流动性负债(M3)占GDP的比重作为本国金融发展水平的衡量指标，另一种常用的衡量指标是本国私人信贷占GDP的比重(Chan and Manova, 2015)。因此，作为本文的最后一个稳健性检验，我们使用该指标作为本国金融发展水平的代理变量(*FIN2*)，本国私人信贷占GDP比重的数据来自WDI数据库，回归结果与表3基本一致，限于篇幅，回归结果没有报告。

## 六、结论与启示

近年来，由于国际金融危机导致的全球失衡和金融脆弱性，汇率暴跌风险已成为国际经济和金融领域的前沿性研究。世界金融一体化使得一国汇率暴跌以多米诺骨牌效应扩散到与其关联的他国货币市场，引发全球外汇市场急剧波动、投资者大规模恐慌，以及全球性的金融市场动荡。Reinhart and Rogoff (2011)指出，本币汇率暴跌将导致以外币计价的债务大幅上升，由于信息不对称的存在，私有部门债务的大幅上升将导致其资产负债表恶化、市场价值下跌、对外融资能力削弱，进而导致其投资活动受到抑制，而这又将进一步恶化其资产负债表，产生恶性循环，最终引发经济危机。另一方面，主权债务的大幅上升则可能导致一国政府破产，引发主权债务危机。为了防止这两类情形的发生，一国货币当局可能会采取宽松的货币政策，而这又将推高通货膨胀率，引发本币的进一步贬值，因此汇率暴跌通常伴随着通胀危机。

鉴于汇率暴跌可能产生的重大经济后果以及对外负债在汇率暴跌形成过程中的重要性，本文重点考察了对外负债对汇率暴跌风险的影响。研究借助 ARJI 模型对全球 31 个主要外汇交易国家在 2001—2013 年间的汇率暴跌风险进行了估计，在控制了可能存在的内生性问题后，实证分析结果表明，一国对外负债的增加显著抑制了汇率暴跌风险，而一国金融发展水平的提高有助于减弱这一抑制作用。进一步分析发现，对外负债对汇率暴跌的抑制作用在具有融资约束以及一国货币当局对外汇市场的干预程度较高的国家更为显著。与 Hausmann *et al.* (2001) 和 Calvo and Reinhart (2002) 研究一致，本文研究说明，本币大幅贬值所可能引发的资产负债表效应是各国中央银行在本国经济受到外部冲击时抑制汇率大幅贬值的主要原因之一，反映在对外负债与汇率暴跌风险的关系上则表现为对外负债水平上升可能导致汇率暴跌风险的下降。

需要指出的是，虽然本文实证结果表明对外负债对汇率暴跌风险的抑制作用很可能是因为一国货币当局由于担心汇率暴跌引起企业资产负债表恶化而对本币汇率施加干预，防止暴跌的发生，但关于资产负债表的具体调整，以及一国如何干预外汇市场在本文中并没有作具体识别。对于这一不足之处，我们将留待未来的研究中做进一步分析。随着人民币汇率市场化进程的不断深化，人民币发生暴跌的可能性也将有所增加，本文对国际样本的研究结论对于完善我国汇率政策、防范汇率暴跌风险对本国经济造成的不利影响具有重要的参考价值。

## 参 考 文 献

- [1] Aghion, P., P. Bacchetta, and A. Banerjee, "A Corporate Balance-Sheet Approach to Currency Crises", *Journal of Economic Theory*, 2004, 119, 6-30.
- [2] Alesina, A., and R. J. Barro, "Currency Unions", *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (2), 409-436.
- [3] Arize, A. C., T. Osang, and D. J. Slotje, "Exchange-rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC's", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, 18 (1), 10-17.
- [4] Bahmani-Oskooee, M., and S. W. Hegerty, "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: A Review Article", *Journal of Economic Studies*, 2007, 34 (3), 211-255.
- [5] Barkoulas, J. T., C. F. Baum, and M. Caglayan, "Exchange Rate Effects on the Volume and Variability of Trade Flows", *Journal of International Money and Finance*, 2002, 21 (4), 481-496.
- [6] Bayoumi, T., and B. Eichengreen, "Exchange Rate Volatility and Intervention: Implications of the Theory of Optimum Currency Areas", *Journal of International Economics*, 1998, 45, 191-209.
- [7] Bollerslev, T., T. H. Law, and G. Tauchen, "Risk, Jumps, and Diversification", *Journal of*

- Econometrics*, 2008, 144 (1), 234-256.
- [8] Bollerslev, T., S. Z. Li, and V. Todorov, "Roughing Up Beta: Continuous Versus Discontinuous Betas and the Cross Section of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 2016, 120 (3), 464-490.
- [9] Calvo, G. A., and C. M. Reinhart, "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117, 379-408.
- [10] 曹伟、言方荣、鲍曙明, "人民币汇率变动、邻国效应与双边贸易——基于中国与‘一带一路’沿线国家空间面板模型的实证研究", 《金融研究》, 2016年第9期, 第50—66页。
- [11] Catão, L. A. V., and G. M. Milesi-Ferretti, "External Liabilities and Crises", *Journal of International Economics*, 2014, 94, 18-32.
- [12] Cavallo, E. A., and J. A. Frankel, "Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality", *Journal of International Money and Finance*, 2008, 27, 1430-1452.
- [13] Chan, J. M., and K. Manova, "Financial Development and the Choice of Trade Partners", *Journal of Development Economics*, 2015, 116, 122-145.
- [14] Chan, W. H., and J. M. Maheu, "Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20 (3), 377-389.
- [15] 陈浪南、孙坚强, "股票市场资产收益的跳跃行为研究", 《经济研究》, 2010年第4期, 第54—66页。
- [16] 陈卫东、王有鑫, "人民币贬值背景下中国跨境资本流动: 渠道、规模、趋势及风险防范", 《国际金融研究》, 2016年第4期, 第3—12页。
- [17] Chernov, M., J. Graveline, and I. Zviadadze, "Crash Risk in Currency Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 53, 137-170.
- [18] Devereux, M. B., and P. R. Lane, "Understanding Bilateral Exchange Rate Volatility", *Journal of International Economics*, 2003, 60 (1), 109-132.
- [19] Eraker, B., M. Johannes, and N. Polson, "The Impact of Jumps in Volatility and Returns", *Journal of Finance*, 2003, 58 (3), 1269-1300.
- [20] Frankel, J. A., and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?", *American Economic Review*, 1999, 89 (3), 379-399.
- [21] Frankel, J. A., and A. K. Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 1996, 41 (3), 351-366.
- [22] Frankel J., and G. Wei, "Managing Macroeconomic Crises: Policy Lessons", Working Paper, National Bureau of Economic Research, 2004.
- [23] Freund, C., "Current Account Adjustment in Industrial Countries", *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24 (8), 1278-1298.
- [24] Gagnon, J. E., "Currency Crashes and Bond Yields in Industrial Countries", *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28 (1), 161-181.
- [25] Ghosh, S. R., and A. Ghosh, "Structural Vulnerabilities and Currency Crises", *IMF Staff Papers*, 2003, 50, 481-506.
- [26] Hausmann, R., U. Panizza, and E. Stein, "Why Do Countries Float the Way They Float?", *Journal of Development Economics*, 2001, 66 (2), 387-414.
- [27] 胡援成、张朝洋, "美元贬值对中国通货膨胀的影响: 传导途径及其效应", 《经济研究》, 2012年第4期, 第101—112页。
- [28] Kumar, M., U. Moorthy, and W. Perraudin, "Predicting Emerging Market Currency Crashes",

- Journal of Empirical Finance*, 2003, 10 (4), 427-454.
- [29] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 1998, 106 (6), 1113-1155.
- [30] Levy-Yeyati, E., and F. Sturzenegger, "Exchange Rate Regimes and Economic Performance", *IMF Staff papers*, 2001, 47, 62-98.
- [31] 李广众、杨子晖、杨铠维, "汇率波动性与股市收益率联动性——来自国际样本的经验证据", 《金融研究》, 2014 年第 7 期, 第 16—31 页。
- [32] Li, G., J. Zhu, and J. Li, "Understanding Bilateral Exchange Rate Risks", *Journal of International Money and Finance*, 2016, 68, 103-129.
- [33] 刘湘云、朱春明, "美元贬值和石油价格变动相关性的实证分析", 《国际金融研究》, 2008 年第 11 期, 第 50—55 页。
- [34] Maheu, J. M., and T. H. McCurdy, "News Arrival, Jump Dynamics, and Volatility Components for Individual Stock Returns", *Journal of Finance*, 2004, 59 (2), 755-793.
- [35] Maheu, J. M., T. H. McCurdy, and X. Zhao, "Do Jumps Contribute to the Dynamics of the Equity Premium?", *Journal of Financial Economics*, 2013, 110 (2), 457-477.
- [36] McKenzie, M. D., "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows", *Journal of Economic Surveys*, 1999, 13 (1), 71-106.
- [37] Milesi-Ferretti, G. M., and A. Razin, "Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities", 1998, IMF Working paper.
- [38] Mundell, R. A., "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, 1961, 51 (4), 657-665.
- [39] Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff, "From Financial Crash to Debt Crisis", *American Economic Review*, 2011, 101 (5), 1676-1706.
- [40] Rogoff, K. S., M. A. Savastano, and C. M. Reinhart, "Debt Intolerance", Working Paper, NBER, 2003.
- [41] Tenreyro, S., "On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility", *Journal of Development Economics*, 2007, 82 (2), 485-508.
- [42] Wälti, S., "Stock Market Synchronization and Monetary Integration", *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30 (1), 96-110.
- [43] 王彬, "人民币汇率均衡、失衡与贸易顺差调整", 《经济学》(季刊), 2015 年第 14 卷第 4 期, 第 1277—1302 页。
- [44] 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 7 期, 第 1—16 页。
- [45] 徐建国, "人民币贬值与服务业停滞", 《世界经济》, 2011 年第 3 期, 第 3—20 页。

## External Debt Liabilities and Crash Risk in Currency Returns: International Evidence

JIAQING ZHU

*(Guangdong University of Foreign Studies ;  
Southern China Institute of Fortune Management Research ;  
Sun Yat-sen University)*

GUANGZHONG LI\*

*(Sun Yat-sen University)*

SHUYU GONG

*(China Capital Market Institute)*

**Abstract** We investigate the impact of external debt liabilities on crash risk in bilateral exchange rate returns for 31 countries from 2001-2013. After addressing potential endogeneity problems, we find that the increase in business cycle asymmetry significantly increases crash magnitude. More importantly, we find that the increase in external debt liabilities significantly reduces crash risk in currency returns, and the development of domestic financial sectors will attenuate this effect. Further analysis reveals that the negative impact of external debt liabilities on currency crash risk is increasingly pronounced in countries with more financial constraints and more exchange rate market interventions.

**Key Words** currency crash risk, balance-sheet effect, financial constraint

**JEL Classification** F31, F40, F41

---

\* Corresponding Author: Guangzhong Li, No. 135, Xingang West Road, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong, 510275, China; Tel: 86-18666080234; E-mail: liguangzhong@mail.sysu.edu.cn.