

可置信政策、汇率制度与货币危机：

来自新兴市场与发展中国家的经验证据

作者姓名：王道平（通讯作者）

工作单位：南开大学金融学院国际金融学系，讲师，经济学博士

研究方向：国际金融、金融风险与金融监管

通讯地址：天津市津南区海河教育园区同砚路 38 号南开大学津南校区南开大学
金融学院

邮政编码：300350

联系电话：13820702415

电子邮箱：wangdaoping@nankai.edu.cn；wangdaoping98@163.com

作者姓名：范小云

工作单位：南开大学金融学院，副院长（主持工作），博士生导师，经济学博士

研究方向：国际金融、金融风险与金融监管

通讯地址：天津市津南区海河教育园区同砚路 38 号南开大学津南校区南开大学
金融学院

邮政编码：300350

电子邮箱：fanxiaoyun@vip.sina.com

作者姓名：陈雷

工作单位：南开大学金融学院、The University of Texas at Dalls，博士研究生

通讯地址：7720 McCallum Blvd Apt. 3033, Dallas, Texas, USA, 75252

电子邮箱：nkchenlei@yeah.net

本文获得国家社科基金重点项目（14AZD032）、教育部人文社科重点研究基地重大项目（14JJD790030）和天津社科规划项目（TJYY13-007）资助。

可置信政策、汇率制度与货币危机：^{*}

来自新兴市场与发展中国家的经验证据

王道平 范小云 陈雷

内容提要：本文基于新兴市场与发展中国家 1970~2010 年的跨国面板经验数据，考察了一国政府对外宣布的汇率制度、汇率弹性以及该国汇率政策的可置信性对于一国应对货币危机发生的影响。研究发现，对于新兴市场与发展中国家而言，该国政府对外宣布的汇率制度弹性越大、容忍本国汇率波幅变动的越大，其发生货币危机的几率反而将更大；此外，若一国政府的汇率政策的可置信性较低，将更容易引发国际投机资本对本国汇率进行投机冲击，增加发生货币危机几率。新兴市场与发展中国家在应对国际投机冲击时，试图通过扩大汇率弹性消除投机冲击的政策，事实上反而将增加货币危机发生几率；正确的预期引导、提高政府维护汇率稳定政策的可置信性，则将有助于消除市场恐慌、减少外汇投机冲击、防范货币危机发生。

关键词：汇率制度；货币危机；资本账户开放；预期

一、引言

自 2015 年以来，许多新兴市场与发展中国家宣布实施更自由的汇率制度后，汇率遭受暴跌甚至发生货币危机。中国自 2015 年 8 月 11 日人民银行突然宣布“决定完善人民币兑美元汇率中间价报价”改革后，人民币汇率波动幅度骤然大幅增加，尽管人民币汇率在 2015 年 8 月 11 日和 12 日经历一次性大幅贬值，但是人民币汇率贬值趋势并没有因此而止，索罗斯等国际投机资本更是公然宣布做空人民币等亚洲货币^①，这进一步导致人民币面临更大的贬值压力。如何避免和防范人民币发生货币危机、人民币汇率制度改革将何去何从，已成为我国政府当局、理论界和实务界都非常关切的问题（余永定等，2016；何振华，2016）。

当前，关于防范人民币货币危机、以及我国汇率制度改革与汇率政策问题，存在以下亟需解决但在理论界又存在争议的问题：一是，为何我国央行此次宣布汇率制度改革后，人民币在经历一次性较大幅的贬值调整之后不但没有减轻贬值压力，反而波幅骤然增加、市场对人民币的贬值预期与发生货币危机担忧迅速升温，这是否与我国 2014 年后扩大汇率弹性、以及 2015 年 8 月突然宣布的汇率制度改革政策有关？二是，通过实行更有弹性的汇率制度、或者通过未预期到的一次性贬值的动态不一致汇率政策，是否有助于化解当前人民币贬值压力、降低货币危机发生概率？三是，为应对投机冲击、防范货币危机发生，当前有无必要进行正确的干预、维护人民币的相对稳定，向外界展示货币当局维护人民币稳定的强有力的信心，增强汇率政策的可置信性和公信力？中国政府当局多次就汇率维稳表态是否有助于防范人民币货币危机的发生？^②

虽然已有大量文献从理论上探讨了汇率制度对一国货币危机发生的影响（Krugman, 1979; Flood and Garber, 1984; Obstfeld, 1996; Chang and Velasco, 2000），但是很少有实证研究对这些理论进行检验（Ghosh et al., 2015），大多关于货币危机的实证文献主要探讨如何对货币危机进行预警、哪些因素是发生货币危机的先兆（Frankel and Rose, 1996；

^{*} 王道平（通讯作者），南开大学金融学院国际金融学系，讲师，经济学博士，邮编：300350，电子信箱：wangdaoping@nankai.edu.cn；范小云，南开大学金融学院，副院长，博士生导师，经济学博士，邮编：300350，电子信箱：fanxiaoyun@vip.sina.com；陈雷，南开大学金融学院、The University of Texas at Dallas，博士研究生，邮编：75252，电子信箱：nkchenlei@yeah.net。本文获得国家社科基金重点项目（14AZD032）、教育部人文社科重点研究基地重大项目（14JJD790030）和天津社科规划项目（TJYY13-007）资助。

^① 参见何振华 2016 年 1 月 29 日发表于《人民日报》第 4 版文章《“做空”中国只会做空自己》。

^② 2016 年 2 月 13 日中国人民银行发布周小川行长接受《财新周刊》专访，中国人民银行行长周小川强调“人民币没有持续贬值的基础”、“不会让投机力量主导市场情绪”。具体参见中国人民银行官方网站 <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3016856/index.html>。

Kaminsky and Reinhart, 1999; Kaminsky, 2006; 张伟, 2004), 很少有经验研究的文献探讨不同的汇率制度选择、货币当局宣布的汇率政策对一国货币危机发生几率的潜在影响; 虽然已有不少文献从理论和经验上探讨了宏观经济政策的可置信性对其有效性的影响 (Persson, 1988; Lohmann, 1992; Agénor and Taylor, 1992; Jensen, 1997; Blanchard et al, 2010), 也有不少文献基于理论分析认为汇率政策的可置信性是影响货币危机发生的重要原因 (Dornbusch, 1991; Masson, 1995; Obstfeld, 1996、1997; Jeanne, 1997; Aghion et al, 2001), 但是很少有研究着重针对汇率政策的可置信性对汇率稳定、货币危机发生几率的影响进行实证检验 (Rose and Svensson, 1994; Jeanne, 1997), 而事实上新兴市场与发展中国家的众多历史经验表明, 本国货币的稳定与汇率制度及其汇率政策的可置信性密切相关 (Drazen and Masson, 1994; Obstfeld et al, 1995; Ghosh et al., 2015)。鉴于此, 本文将基于新兴市场与发展中国家的经验数据, 试图探讨一国货币当局宣布的汇率制度不同、及其汇率政策的可置信性对该国货币危机发生几率有何影响, 以期为中国汇率制度改革以及货币危机的防范提供一些有益的借鉴经验。

本文在既有研究的基础上, 进一步拓展并深化了关于汇率制度及汇率政策与货币危机方面的研究。首先, 本文将最新发展的外汇市场结构理论拓展到关于外汇投机冲击与货币危机领域的分析, 从微观基础方面丰富与发展了货币危机理论。其次, 本文进一步解释了为什么实践中许多国家尽管声称汇率浮动但事实上并没有履行他们的承诺、事实上更倾向于采取较固定的汇率政策, 其原因可能在于一国汇率制度越有弹性、浮动越大, 发生货币危机的几率也将越大, 这为 Calvo and Reinhart (2002) 等提出的“害怕浮动”学说提供了进一步的经验解释。再次, 本文基于国际经验数据分析了汇率政策的可置信性对于货币危机发生几率的影响, 不但丰富与拓展了关于宏观经济政策的可置信性对其有效性影响领域的研究, 而且为 Drazen and Masson (1994)、Obstfeld (1996) 等关于货币危机研究的理论结论, 提供了进一步的实证研究证据支持。最后, 本文的经验研究结论对于当前的中国汇率制度改革、新兴市场与发展中国家应对与防范货币危机具有重要的政策含义。

本文后续安排如下: 第二部分基于文献从理论上深入分析了汇率制度及汇率政策的可置信性对货币危机发生的影响; 第三部分对本文关键变量定义、数据来源、模型设计等进行了说明; 第四部分为实证结果及其分析; 第五部分为结论及政策含义。

二、理论分析与研究假设

近几十年来, 新兴市场与发展中国家一直没有摆脱货币危机的威胁。为防范与应对货币危机的发生, 新兴市场与发展中国家货币当局实行了一系列的汇率制度改革和汇率政策, 其中许多新兴市场与发展国家放弃了相对固定的汇率制度、被迫允许他们的汇率浮动 (Chang and Velasco, 2006), 但事实上新兴市场与发展中国家并没有因此而消除货币危机的困扰 (Reinhart and Rogoff, 2011)。

关于汇率制度、汇率政策与货币危机的关系, 第一代与第二代货币危机理论做了系统地理论上地阐释。第一代货币危机理论认为, 在假定一国货币需求稳定和国际储备既定的条件下, 国内信贷的扩张将导致国际储备不断减少, 最终将导致国际储备耗尽, 使得实行固定汇率制度的国家最终将无法维持原有的固定汇率制度, 这将引发投机冲击和货币危机的发生 (Krugman, 1979; Flood and Garber, 1984)。第二代货币危机理论认为, 货币危机的发生主要取决于政府捍卫固定汇率制度的成本与收益的权衡, 贬值预期的自我实现作用会改变原来的利弊权衡, 导致政府放弃固定汇率制度, 贬值预期的自我实现是货币危机的直接原因 (Drazen and Masson, 1994; Obstfeld, 1996; Sachs et al, 1996)。在第一代与第二代货币危机理论的指引下, 理论界大多认为固定汇率制度是导致货币危机的罪魁祸首, 受此影响经济学家们大多主张新兴市场与发展中国家应该实行更有弹性的汇率制度, 通过扩大汇率弹性

以应对货币危机的发生。但最近一些研究表明，事实上相对于浮动汇率制度，固定汇率制度更有利于汇率的稳定（Klein and Shambaugh, 2008），实践中许多国家尽管声称汇率浮动但事实上并没有履行他们的承诺、因害怕浮动事实上更倾向于采取较固定的汇率政策（Calvo and Reinhart, 2002; Chang and Velasco, 2006）。

那么，为什么原先声称采取较为固定汇率制度的新兴市场与发展中国家，实行更有弹性的汇率制度后未能消除货币危机？反而是许多声称汇率浮动的国家害怕浮动、事实上采取较固定的汇率政策以防范货币危机的发生？

其实，从第二代货币危机理论可以找到一些的解释，Obstfeld（1996）具有自我实现特征的货币危机理论模型指出，投机者是否发动投机冲击取决于其获得的支付是否大于0，若所有的交易者都抛售他们持有的货币他们获得的支付大于0，那么这将导致货币危机发生；但是若没有人认为其他人会发动投机冲击，仅某投机者单独发动投机冲击其获得的支付小于0，那么纳什均衡的结果将是不会发生货币危机。

此外，结合外汇市场微观结构理论，事实上更容易帮助我们对前文问题的理解。自20世纪末以来的许多关于外汇市场微观结构的研究表明，外汇交易者主要采用基本面与技术分析进行汇率预测与交易，在短期与趋势分析中技术分析比基本面分析运用的更多，技术分析广泛运用的趋势跟随策略将导致自我实现（Allen and Taylor, 1990; Taylor and Allen, 1992; Frankel and Froot, 1990; Lui and Mole, 1998; Neely, 2002; Menkhoff and Taylor, 2007）。若一国对外声称的汇率制度弹性较大，意味着该国政府当局将可以容忍本国汇率较大幅度的波动，那么恶化的经济基本面环境或者负向外部冲击在基本面和技术分析交易者的共同作用下，将非常容易导致汇率贬值趋势的形成，而外汇交易者的趋势跟随策略又会放大投机冲击、进一步增加贬值压力与投机冲击的恶性循环，从而引发自我实现式的货币危机；若政府当局采用适当的外汇市场干预，则可以避免贬值趋势的形成，进而抑制趋势跟随策略等交易者的投机冲击、避免促发自我实现的货币投机冲击发生（Sarno and Taylor, 2001; Neely, 2002）。当然，一国能否避免外汇投机冲击与货币危机的发生，其外汇政策将是否有效，这又与其政策的可置信性密切相关，若其政策的可置信较差，那么将难以避免投机冲击（Drazen and Masson, 1994; Obstfeld et al, 1995; Ghosh et al., 2015）。事实上，当一国汇率政策的可置信较差时，面对汇率贬值压力和投机冲击时，外汇市场参与者将对该国货币当局维持汇率稳定的宣布将不再信任，竞相沽售该国货币和该国货币计价资产，引发资本大量外流，进一步加剧贬值压力与投机冲击的恶性循环，加快自我实现式的货币危机爆发。

基于上述理论分析，我们提出以下研究假设：

假设1：若一国政府对外宣布的汇率制度弹性越大、容忍本国汇率波幅变动的越大，那么其发生货币危机的几率将越大，

假设2：一国政府的汇率政策的可置信较低，将容易引发国际投机资本对本国汇率进行投机冲击，进而将增加该国发生货币危机的几率。

三、研究设计

（一）关键变量定义、数据来源及其说明

1. 被解释变量：货币危机

关于货币危机的定义及数据来源，本文均依据 Reinhart and Rogoff（2011）的研究，该数据库给出了70个主要国家1800年至2010年的货币危机发生情况数据。

2. 解释变量：汇率制度

汇率制度的分类方法主要有两种^①：一种是国际货币基金组织（IMF）根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报》所给出的各成员国汇率制度分类

^① 见 Annual Report on Exchange Rate Arrangement and Exchange Restrictions 2014。

^①，即名义或法律（de jure）分类法^②。然而，事实上许多经济体的实际汇率制度与名义上事先宣称的汇率制度并不一致，即一国实践中实行的汇率制度并不一定遵循其事先的宣布，于是学者们根据各经济体的事后实际汇率行为对各经济体的汇率制度进行了另一种汇率制度分类，即事实（de facto）分类法，其中代表性的研究主要有 Reinhart and Rogoff（2004）给出的 RR 分类法、Levy-Yeyati and Sturzenegger（2005）给出的 LYS 分类法和 Shambaugh（2004）给出的 SH 分类法^③。

Reinhart and Rogoff（2004）的研究以及后续 Ilzetzki、Reinhart and Rogoff（2011）的研究提供的汇率制度安排（ERA）数据库，不但给出了基于 RR 分类法各主要经济体 1940~2010 年的事实（de facto）分类汇率制度数据（包括六档粗略分类（coarse classification）数据和十五档精细分类（fine classification）数据），而且给出了按照 IMF 根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报（AREAER）》进而编成的各主要经济体 1970~2010 年的四档名义或法律（de jure）分类法的汇率制度数据。Reinhart and Rogoff（2004）和 Ilzetzki、Reinhart and Rogoff（2011）给出的六档粗略分类主要将各国汇率分为：事实盯住（De facto peg）、事实爬行盯住（De factor crawling peg）、管理浮动（Managed floating）、自由浮动（Freely floating）、自由落体（Freely falling）和双轨制数据缺失六种，并依次赋值 1-6；其按照 IMF 根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报》提供的四档名义或法律（de jure）分类法数据主要将各国汇率分为：盯住、爬行盯住、管理浮动和自由浮动四种，并依此赋值 1-4。Reinhart and Rogoff（2004）和 Ilzetzki、Reinhart and Rogoff（2011）不仅提供了各国宣称的名义汇率制度数据和事实汇率制度数据，而且为本文考察一国的事实汇率制度是否与该国宣称的汇率制度相符提供了很好的数据库。为此，本文主要采用 Reinhart and Rogoff（2004）和 Ilzetzki、Reinhart and Rogoff（2011）提供的各经济体汇率制度数据进行经验检验，以其按照 IMF 根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报》提供的四档名义或法律（de jure）分类法数据作为各国宣布的汇率制度数据，以其提供的粗略分类（coarse classification）数据作为各国的事实汇率制度数据。本文关于政策的可置信性定义采用 Drazen and Masson（1994）的定义，若政府当局宣布的政策被执行那么其政策是可置信的；本文关于汇率政策的可置信性定义与此类似，若事后该国事实汇率制度与其宣称的汇率制度一致则认为该国政府宣称的汇率制度是可置信，为了量化衡量一国汇率的可置信性，本文以各国宣布的汇率制度数据与事实汇率制度数据的差值作为衡量该国政府宣称的汇率制度是否可置信。

3. 控制变量：

（1）资本账户开放

现有大量研究认为，金融自由化改革尤其是资本账户的对外开放会导致金融危机发生，尤其是会增加货币危机的发生的几率（Stiglitz, 1994；Kaminsky and Reinhart, 1999）。也有不少学者研究认为，实践中由于国际资本可以通过地下钱庄、虚假贸易等一系列手段逃避管制，国内外居民和企业很容易逃避，资本管制的作用可能是有限的，资本管制也许并不一定有效（Edwards, 1999；Rossi, 1999；Glick and Hutchison, 2005）。此外，对于国际资本流入和流出的管制、以及对权益和债券等不同资本流动的管制，可能影响也并不相同。为此，本文将资本账户开放作为重要的控制变量，并从不同管制方面进行了稳健性分析。

^① 可参见 IMF 每年出版的“Annual Report on Exchange Rate Arrangement and Exchange Restrictions”。

^② 1999 年后，IMF 对汇率制度的分类法进行了调整，调整后的新分类法不但注重对各国政府公开宣称的汇率制度，而且也注重对各国真实汇率政策的考察，为此部分学者将 IMF 1999 年后新分类视为实际分类法（张璟和刘晓辉，2015）。

^③ 关于 RR 分类法、LYS 分类法和 SH 分类法的详细比较可以参见 Reinhart and Rogoff（2004）、Ilzetzki、Reinhart and Rogoff（2011）、Shambaugh（2004）、Levy-Yeyati and Sturzenegger（2005）的研究，以及国内学者张璟和刘晓辉（2015）、刘晓辉等（2015）的研究。

关于资本账户开放度的衡量方法,现有文献主要采用名义或法律指标(*de jure indicators*)方法、事实指标(*de facto indicators*)方法两大类^①。其中,名义或法律指标方法主要基于IMF编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报(AREAER)》披露的信息测算各国的资本账户开放度,代表性的指标主要有Chinn and Ito (2006、2008)提出的Chinn-Ito指数(KAOPEN)、Karcher and Steinberg (2013)提出的CKAOPEN指数、Fernández et al (2015)提供的资本账户各子类开放度指数^②;采用实际指标法衡量资本账户开放度的指标,主要有Lane and Milesi-Ferretti (2006)基于各国对外总资产与对外总负债之和/GDP提出的TOTAL指数。

(2) 国内信贷

传统货币危机理论认为,信贷过度扩张易导致资产价格泡沫,国内信贷的过度扩张常认为是导致一国发生货币危机与金融危机的重要原因(Krugman, 1979; Blanco and Garber, 1986)。为此,本文参照现有关于货币危机的文献引入信贷增长率作为控制变量(Frankel and Rose, 1996; Kaminsky and Reinhart, 1999; Rossi, 1999),为了进一步克服内生性问题,本文参考现有关于金融危机研究的通常做法选用国内信贷增长率的滞后项作为代理变量(Rossi, 1999; Demirgüç-Kunt and Detragiache, 1999; 王道平, 2016)。

(3) 国际储备

如果一国的国际储备越多,通常能够防范投机冲击的能力越强,因此受到被国际资本冲击的可能性降低,发生货币危机概率将相对较小。参照现有文献通常的做法(Calvo and Mendoza, 1996; Milesi-Ferretti and Razin, 1998; Kaminsky and Reinhart, 1999; Glick and Hutchison, 2005),本文采用M2/国际储备作为一国的国际储备代理变量。

(4) 经济增长

一国经济实际增长率也常备认为是影响一国发生货币危机的重要因素,一般而言,一国经济增长率较高发生货币危机的概率较低,经济增长恶化很有可能诱发货币危机。为此,本文参照现有文献通常的做法(Frankel and Rose, 1996; Glick and Hutchison, 2005),采用一国实际GDP增长率作为经济增长的代理变量。

(5) 国际收支

货币危机理论认为,国际收支状况的恶化往往容易导致一国货币危机的发生(Calvo, 1987; Kaminsky, 2006)。为此,本文参照现有文献通常的做法(Frankel and Rose, 1996; Glick and Hutchison, 2005),采用一国经常账户余额/GDP的比率衡量一国的国际收支状况。

(6) 外债

货币危机理论和主权债务理论认为,一国对外负债越多,当一国经济条件恶化时,通常容易导致外国债权人惜贷和要求偿还债务,容易发生债务危机和货币危机(McKinnon and Pill, 1998)。为此,参照现有文献做法(Frankel and Rose, 1996; Glick and Hutchison, 2005; 张璟和刘晓辉, 2015),采用一国对外总负债/GDP的比率衡量一国的对外负债状况。

(7) 金融监管

对银行的宽松监管,资本账户开放后往往容易导致银行危机和货币危机(Kaminsky and Reinhart, 1999);而金融监管较严的国家,可以更好的防范金融机构的道德风险和过度借贷等冒险行为,进而有助于减少该国金融体系的脆弱性和金融危机的发生,从而降低对该国货币危机的发生(McKinnon and Pill, 1998)。为此,本文参考现有关于金融危机研究的引入银行监管水平作为一国金融监管程度的代理变量(Rossi, 1999; 王道平, 2016),该数据来源于Abiad et al (2008)金融改革数据库和世界银行在2007年、以及2012年的最新调查数

^① Quinn et al(2011)则将资本账户开放与金融一体化的指标归纳为三类,除上述两类外还有混合指标(*hybrid indicators*)方法,混合指标法是名义或法律指标方法和事实指标方法的综合。

^② Fernández et al (2015)根据基于IMF编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报(AREAER)》提供了各主要国家1995年-2013年的资本账户开放指数,该指数不但包括资本账户开放总指数,而且包括权益部分、债券部分等的分类开放度综合指数、资本流入开放度指数和资本流出开放度指数。

据库 (Bank Regulation and Supervision Survey and databases, BRSSD)。

(8) 金融发展

一国金融发展水平通常也会影响一国抵抗金融危机的能力,通常而言一国金融发展水平越高,抗击各种金融危机的能力也越强,发生货币危机的几率也将会降低。为此,本文参照现有文献做法,以私人部门信贷/GDP 作为一国金融发展水平的代理变量(Demirgüç-Kunt and Detragiache, 1999; 张璟和刘晓辉, 2015; 王道平, 2016)

(9) 经济发展

为了控制一国经济发展水平的差异等相关因素对一国发生货币危机的潜在影响,本文参考现有跨国研究通常的做法,以人均实际 GDP 水平 (rgdppcp) 控制不同国家的发展水平差异。

(二) 样本选择及其说明

表 1 主要变量的说明

	变量名称	变量代码	变量定义	数据来源
被解释变量	货币危机	currencycrises	发生货币危机时=1, 否则=0	Reinhart and Rogoff (2011)
		imfexr	盯住、爬行盯住、管理浮动和自由浮动依次赋值: 1、2、3、4	
主要考察变量	汇率制度	rrcoarsextr	事实盯住、爬行盯住、管理浮动、自由浮动、自由落体和双轨制数据缺失依次赋值: 1、2、3、4、5、6	Reinhart and Rogoff (2004); Ilzetzki et al (2011)
		Credibility	各国宣布的汇率制度与事实汇率的差值 (= imfexr- rrcoarsextr)	
	汇率政策可置信度	kaopen	Chinn-Ito 指数	Chinn and Ito (2006、2008)
		ka_open	标准化 Chinn-Ito 指数	
		ckaopen2010	CKAOPEN 指数	Karcher and Steinberg (2013)
	资本账户开放	FKRSU_eq	权益类资本账户开放	
		FKRSU_eqi	权益类资本流入开放	
		FKRSU_eqo	权益类资本流出开放	
		FKRSU_bo	债券类资本账户开放	
		FKRSU_boi	债券类资本流入开放	Fernández et al (2015)
FKRSU_boo		债券类资本流出开放		
FKRSU_ka		资本账户开放		
控制变量	FKRSU_kai	资本流入开放		
	FKRSU_kao	资本流出开放		
		TOTAL	TOTAL 指数 (=对外总资产与对外总负债之和/GDP)	Lane and Milesi-Ferretti (2007) http://www.philiplane.org
金融监管	superv	银行监管程度	Abiad et al (2008), BRSSD	
金融发展	fdev	金融发展程度 (=私人部门信贷/GDP)	GDDF 数据库	
经济增长	rgdpgr	实际 GDP 增长率		
国际储备	reserve	M2/国际储备		
国内信贷	creditgr	国内信贷增长率		
经济发展	rgdppcp	人均实际 GDP	WDI 数据库	
外债	extdebt	对外总负债/GDP		
国际收支	ca_gdp	经常账户余额/GDP		

表 2 主要变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
currencycrises	1299	0.263	0.440	0	1
imfexr	1231	2.383	1.197	1	4
rcoarseexr	1246	2.628	1.372	1	6
Credibility	1229	-0.251	1.540	-5	3
kaopen	1230	-0.242	1.393	-1.889	2.390
ka_open	1230	0.385	0.326	0	1
ckaopen2010	1223	-0.165	1.447	-1.823	2.426
FKRSU_eq	495	0.445	0.399	0	1
FKRSU_eqi	495	0.385	0.410	0	1
FKRSU_eqo	495	0.505	0.452	0	1
FKRSU_bo	428	0.425	0.385	0	1
FKRSU_boi	428	0.368	0.407	0	1
FKRSU_boo	428	0.482	0.446	0	1
FKRSU_ka	495	0.436	0.347	0	1
FKRSU_kai	495	0.406	0.330	0	1
FKRSU_kao	495	0.467	0.386	0	1
TOTAL	1245	0.9473	0.8225	0.0975	21.6950
fdev	1241	40.715	25.627	9.107	179.002
superv	1266	0.629	0.866	0	3
rgdpgr	1242	0.040	0.047	-0.265	0.337
reserve	1238	0.063	0.115	0.006	1.483
creditgr	1244	0.766	5.313	-0.508	125.131
rgdppcp	1244	27.545	21.445	1.446	115.338
extdebt	1042	0.544	0.771	0	12.190
ca_gdp	1270	-0.023	0.060	-0.588	0.325

本文综合上述各数据的可得性，本文最终包括 33 个新兴市场与发展中国家 1970~2010 年的数据^①。表 1 对主要变量进行了说明，表 2 给出了主要变量的描述性统计结果。

（三）模型设计

为了检验假设，本文参照现有关于金融危机研究的类似文献（Demirgüç-Kunt and Detragiache, 1999、2002、2005；Beck et al, 2004、2006；王道平, 2016 等）建立面板 logit 模型^②。设时某期 t 国家 i 发生货币危机的概率是 $X(i,t)$ 的函数， $X(i,t)$ 由考察变量和控制

变量构成的解释变量向量； $P(i,t)$ 为虚拟变量，当国家 i 时期 t 发生货币危机时取值为 1，

否则取值为 0； β 为 n 维系数向量， $F(\beta'X(i,t))$ 为 $\beta'X(i,t)$ 的累积概率分布函数。该 panel

^① 本文样本国家较少主要是由于控制变量的缺失，增加外债控制变量后本文样本国家数为 29 个，本文在稳健性分析中包含了外债控制变量。事实上，减少控制变量使本文国家样本数增加后结果非常稳健，回归结果备索。

^② 鉴于一些研究采用 probit 模型，出于稳健性考虑，本文也采用 probit 模型进行了实证检验，结果表明本文结果非常稳健。

logit 模型的对数似然函数为:

$$\text{Ln } L = \sum_{t=1, L, T} \sum_{i=1, L, n} \left\{ P(i, t) \ln \left[F \left(\beta' X(i, t) \right) \right] + (1 - P(i, t)) \ln \left[1 - F \left(\beta' X(i, t) \right) \right] \right\} \quad (1)$$

其中, 对于各考察变量和控制变量前的估计系数符号, 表示该变量增加时将提高或减少货币危机发生的概率(对数发生比)。具体而言, 该 panel logit 模型估计方程中解释变量为“currencycrises”, 即是否发生货币危机。主要考察变量为“imfexr”、“Credibility”, 分别表示一国政府宣称的汇率制度和该国政府汇率政策的可信度。控制变量设置主要参考现有关于货币危机研究的类似文献, 具体参见表 1 说明。由于在危机期间, 一些解释变量可能会受到危机本身的影响, 即可能存在潜在的内生性问题, 为了克服该问题本文对各考察变量和控制变量均取其滞后 1 期作为各自的代理变量。

目前, 涉及汇率制度方面的经验研究大多采用混合面板数据方法估计, 此时采用固定效应和随机效应模型并不太合适(张璟和刘晓辉, 2015)。当模型中含有随时间变动而变化较少的汇率制度或政治变量时, 采用面板固定效应模型估计时, 将会删除那些变化较少的制度变量而损失很多经济信息, 采用固定效应参数估计方法会耗费较大的自由度、没有什么价值, 采用混合模型比固定效应和随机效应模型更合适(Yair, 1978; Stein and Malhotra, 2014)。由于本文样本中许多国家的汇率制度、资本账户开放程度变化较小, 为此本文主要采用混合面板数据进行估计。当然, 为确保本文结论稳健可靠, 在稳健性分析中, 我们采用固定效应和随机效应模型进行了估计, 结果表明本文的结论是稳健可靠的。

四、实证结果分析

(一) 基础模型及其结果分析

表 3 报告了采用混合 logit 模型回归的基础模型结果。模型 1 为不考虑其他控制变量的回归结果。模型 2~7 中增加了资本账户开放程度控制变量, 其中模型 2 控制变量仅包含资本账户开放程度, 模型 3~7 则进一步增加了其他控制变量; 由于资本账户开放常被认为是影响货币危机发生的重要因素, 而不同的资本账户开放衡量方法可能影响结果的稳健性, 出于稳健性考虑, 我们给出了采用不同衡量方法度量资本账户开放度的分析结果, 其中模型 2~4 为基于 Chinn and Ito (2006、2008) 提出的非标准化的 Chinn-Ito 指数(kaopen)的结果, 模型 5~8 依次为基于标准化的 Chinn-Ito 指数(ka_open)、Karcher and Steinberg (2013) 提出的 CKAOPEN 指数(ckaopen2010)、Lane and Milesi-Ferretti(2006)的 TOTAL 指数、Fernández et al (2015) 提供的资本账户开放指数中的反映整体开放度的(FKRSU_ka)指数的回归结果。由于 WDI 数据库中, 不少新兴市场与发展中国家的对外负债数据缺失, 导致加入变量 extdebt 后使得样本国家数减少不少, 为了尽可能包含较多的样本国家我们在模型 3 中剔除了表示一国对外负债的变量 extdebt。

表 3 中各模型的回归结果显示, 表示各经济体对外宣称的汇率制度变量 imfexr 均显著为正, 由于 imfexr 值越大表示该国对外宣布的汇率制度越有弹性、也意味着该国当局对外宣称将减少对本国汇率的干预允许本国汇率波幅变动较大。因此, 各模型的回归结果说明, 对于新兴市场与发展中国家而言, 其政府对外宣布的汇率制度越有弹性、减少对本国汇率的干预允许本国的汇率波幅变动越大的话, 那么其发生货币危机的几率将越大。上述结果较好地佐证与解释了 Calvo and Reinhart (2002) 的研究结论, 为什么新兴市场与发展中国家会“害怕浮动”。

表 3 可置信预期引导、汇率制度与货币危机

	currencycrises							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
imfexr	0.8290*** (0.0807)	0.8046*** (0.0820)	0.7779*** (0.0918)	0.7936*** (0.1058)	0.7936*** (0.1058)	0.8070*** (0.1059)	0.8620*** (0.1044)	0.4795** (0.2089)
Credibility	-0.8078*** (0.0604)	-0.7365*** (0.0630)	-0.5515*** (0.0707)	-0.5950*** (0.0788)	-0.5950*** (0.0788)	-0.6075*** (0.0787)	-0.6843*** (0.0746)	-0.5690*** (0.1821)
kaopen		-0.1751*** (0.0595)	-0.1046 (0.0667)	-0.2283*** (0.0832)				
ka_open					-0.9767*** (0.3561)			
ckaopen2010						-0.2247*** (0.0781)		
TOTAL							-0.3153 (0.2309)	
FKRSU_ka								0.4113 (0.5609)
fdev			-0.0110** (0.0048)	-0.0091** (0.0046)	-0.0091** (0.0046)	-0.0095** (0.0046)	-0.0062 (0.0043)	-0.0016 (0.0064)
superv			-0.9206*** (0.1492)	-0.8381*** (0.1693)	-0.8381*** (0.1693)	-0.8396*** (0.1729)	-0.8435*** (0.1797)	-1.0178*** (0.2755)
rgdpgr			-2.9361* (1.7605)	-1.9904 (1.9505)	-1.9904 (1.9505)	-1.4165 (1.9569)	-2.0214 (2.0570)	-4.7021 (4.1186)
reserve			0.0444 (1.1768)	0.7894 (0.7632)	0.7894 (0.7632)	0.8472 (0.7491)	1.0038 (0.7635)	-1.1461 (4.0698)
creditgr			0.0438 (0.0662)	0.0248 (0.0402)	0.0248 (0.0402)	0.0249 (0.0398)	0.0498 (0.0775)	1.0020 (0.6356)
rgdppcp			0.0248*** (0.0042)	0.0261*** (0.0047)	0.0261*** (0.0047)	0.0246*** (0.0046)	0.0244*** (0.0044)	0.0172** (0.0076)
ca_gdp			0.5774 (1.4113)	2.6717 (1.6450)	2.6717 (1.6450)	2.7669* (1.6628)	2.9907* (1.7165)	-1.1069 (3.0707)
extdebt				0.1307 (0.1398)	0.1307 (0.1398)	0.1336 (0.1403)	0.3166* (0.1652)	-1.2480** (0.5607)
Constant	-3.4417*** (0.2399)	-3.4274*** (0.2442)	-3.0086*** (0.3410)	-3.3484*** (0.3928)	-2.9172*** (0.4302)	-3.3533*** (0.3957)	-3.3435*** (0.4313)	-1.7329** (0.8114)
Observations	1227	1219	1202	1018	1018	1013	1021	423
Wald chi2	186.90***	185.57***	214.98***	195.42***	195.42***	192.20***	195.87***	49.41***
Pseudo R2	0.1884	0.1908	0.2589	0.2834	0.2834	0.2835	0.2787	0.1796
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：括号中为稳健标准误；***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。以下各表同。

表 3 中各模型的回归结果显示，表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 Credibility 均显著为负，由于 Credibility 的值越大表示该国政府宣称的汇率政策越可置信。因此，各模型的回归结果均说明，对于新兴市场与发展中国家而言，若其政府对外宣布的汇

率政策越可置信，那么该国发生货币危机的几率将越小。上述经验结果，很好地佐证了 **Drazen and Masson (1994)**、**Obstfeld (1996)** 等的理论结论，若一国政府的汇率政策越不可置信将越容易引发投机冲击、将增加该国发生货币危机的几率，而可置信的汇率政策将会减少投机冲击、减少货币危机的发生。事实上，许多新兴市场与发展中国家应对货币危机投机冲击的经典历史经验事实表明，当一国汇率面临投机冲击时，若该国政府宣布将维持汇率稳定，并且事实上强有力地维持汇率稳定、使其对外宣布的汇率政策成为可置信的政策时，将能较好地抵抗投机冲击、使得投机者知难而退，如 1998 年中国中央政府和香港当局成功抗击国际投机资本对港元的投机冲击。

此外，表 3 中各模型的回归结果还显示，表示监管强度的变量 **superv** 均显著为负，即加强监管有助于减少该国货币危机的发生，因为较严的金融监管，可以更好的防范金融机构的道德风险和过度借贷等冒险行为，进而有助于减少该国金融体系的脆弱性和金融危机的发生，从而降低对该国货币危机的发生，这与 **McKinnon and Pill (1998)** 结论相似。表示金融发展的变量 **fdev** 也大多显著为负，一国金融发展水平越高，发生货币危机的几率也将会降低，因为金融发展水平越高意味着抗击各种金融危机的能力也越强。此外，表示资本账户开放的变量大多显著为负，仅模型 8 为符号为正且不显著，这与 **Glick and Hutchison (2005)** 的研究结论类似，他们的研究也表明较严的资本管制并不能显著避免一国货币危机。

(二) 稳健性分析

1、剔除双轨制数据缺失和自由落体时期样本

由于 **Reinhart and Rogoff (2004)** 和 **Ilzetki, Reinhart and Rogoff (2011)** 给出的事实 (**de facto**) 分类法六档粗略分类主要将各国汇率分为：事实盯住、事实爬行盯住、管理浮动、自由浮动、自由落体和双轨制数据缺失六种，并依次赋值 1-6；此外，他们还按照 **IMF** 根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报》提供的四档名义或法律 (**de jure**) 分类法数据主要将各国汇率分为：盯住、爬行盯住、管理浮动和自由浮动四种，并依此赋值 1-4。由于根据 **Reinhart and Rogoff (2004)** 和 **Ilzetki, Reinhart and Rogoff (2011)** 的定义，自由落体 (**Freely falling**) 是指一国 12 个月的通货膨胀率不低于 40% 的浮动汇率制度。为此，针对 **Reinhart and Rogoff (2004)** 和 **Ilzetki, Reinhart and Rogoff (2011)** 给出的事实分类与法律分类的不同，我们做了两种稳健性分析：一是，将自由落体时期（即通货膨胀率不低于 40% 的浮动汇率时期）仍划归为事实上的浮动汇率时期，仅剔除双轨制数据缺失时期样本；二是，将事实分类中的自由落体和双轨制数据缺失时期样本都剔除，即事实分类和法律分类均仅包括盯住、爬行盯住、管理浮动和自由浮动四种分类类型。

表 4 给出了将自由落体时期（即通货膨胀率不低于 40% 的浮动汇率时期）仍划归为事实上的浮动汇率时期、仅剔除双轨制数据缺失时期样本的稳健性分析结果。表 4 中各模型回归结果显示，表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 **imfexr** 均显著为正，也就是说若一国对外宣布的汇率制度越有弹性、允许本国汇率波幅变动越大而不干预，那么该国发生货币危机的几率将越大。同时，表 4 中各模型的回归结果还显示，表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 **Credibility** 均显著为负，各模型的回归结果均说明对于新兴市场与发展中国家而言，若一国政府对外宣布的汇率政策的可置信性越高，那么该国发生货币危机的几率将越小。

表 5 给出了将事实分类中的自由落体和双轨制数据缺失时期样本都剔除后，即事实分类和法律分类均仅包括盯住、爬行盯住、管理浮动和自由浮动四种分类类型时的稳健性分析结果。尽管作此剔除后样本损失较多，但是表 5 中各模型回归结果仍然表明，各经济体对外宣布的汇率制度的变量 **imfexr** 也都显著为正，说明若一国对外宣布的汇率制度越有弹性、允许本国汇率波幅变动越大而不干预，那么该国发生货币危机的几率将越大的结论是非常稳健的。表 5 中各模型的回归结果还显示，除了模型 5 因作此剔除后样本较少导致 **Credibility** 不

显著外（符号仍然为负），其余各模型中表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 *Credibility* 均显著为负，说明对于新兴市场与发展中国家而言，若一国政府对外宣布的汇率政策的可置信性越高，那么该国发生货币危机的几率将越小的结论也是较可靠的。

综述分析表明，即使考虑了双轨制数据缺失和自由落体时期的影响后，本文的主要结论仍然是较稳健可靠的。

表 4 剔除双轨制数据缺失时期样本回归结果

	currencycrises				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>imfexr</i>	0.8311*** (0.1085)	0.8311*** (0.1085)	0.8391*** (0.1081)	0.8979*** (0.1067)	0.4795** (0.2089)
<i>Credibility</i>	-0.6579*** (0.0812)	-0.6579*** (0.0812)	-0.6559*** (0.0810)	-0.7444*** (0.0764)	-0.5690*** (0.1821)
<i>kaopen</i>	-0.2094** (0.0834)				
<i>ka_open</i>		-0.8958** (0.3567)			
<i>ckaopen2010</i>			-0.2113*** (0.0785)		
TOTAL				-0.3131 (0.2264)	
FKRSU_ka					0.4113 (0.5609)
<i>fdev</i>	-0.0091** (0.0046)	-0.0091** (0.0046)	-0.0095** (0.0046)	-0.0064 (0.0043)	-0.0016 (0.0064)
<i>superv</i>	-0.8399*** (0.1698)	-0.8399*** (0.1698)	-0.8382*** (0.1730)	-0.8404*** (0.1799)	-1.0178*** (0.2755)
<i>rgdpgr</i>	-1.3798 (1.9736)	-1.3798 (1.9736)	-0.9096 (1.9765)	-1.3826 (2.0802)	-4.7021 (4.1186)
<i>reserve</i>	0.8703 (0.7620)	0.8703 (0.7620)	0.9262 (0.7430)	1.0735 (0.7621)	-1.1461 (4.0698)
<i>creditgr</i>	0.0224 (0.0365)	0.0224 (0.0365)	0.0231 (0.0371)	0.0465 (0.0748)	1.0020 (0.6356)
<i>rgdppcp</i>	0.0258*** (0.0047)	0.0258*** (0.0047)	0.0244*** (0.0047)	0.0243*** (0.0044)	0.0172** (0.0076)
<i>extdebt</i>	0.1227 (0.1427)	0.1227 (0.1427)	0.1280 (0.1429)	0.3128* (0.1668)	-1.2480** (0.5607)
<i>ca_gdp</i>	2.6217 (1.6382)	2.6217 (1.6382)	2.7564* (1.6592)	2.9692* (1.7049)	-1.1069 (3.0707)
Constant	-3.4468*** (0.4001)	-3.0513*** (0.4397)	-3.4397*** (0.4021)	-3.4512*** (0.4363)	-1.7329** (0.8114)
Observations	1011	1011	1007	1014	423
Wald chi2	198.32***	198.32***	194.19***	198.17***	49.41***
Pseudo R2	0.2913	0.2913	0.2894	0.2878	0.1796
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 5 剔除双轨制数据缺失和自由落体时期

	currencycrises				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
imfexr	0.8135*** (0.1568)	0.8135*** (0.1568)	0.8233*** (0.1573)	0.9356*** (0.1516)	0.4445* (0.2531)
Credibility	-0.6294*** (0.1517)	-0.6294*** (0.1517)	-0.6240*** (0.1526)	-0.7590*** (0.1361)	-0.4305 (0.2944)
kaopen	-0.1584* (0.0929)				
ka_open		-0.6778* (0.3973)			
ckaopen2010			-0.1851** (0.0899)		
TOTAL				-0.4619* (0.2562)	
FKRSU_ka					0.3576 (0.6010)
fdev	-0.0084* (0.0048)	-0.0084* (0.0048)	-0.0091* (0.0048)	-0.0059 (0.0048)	-0.0010 (0.0068)
superv	-0.7716*** (0.1835)	-0.7716*** (0.1835)	-0.7442*** (0.1861)	-0.7653*** (0.1847)	-0.9180*** (0.3042)
rgdpgr	-3.0409 (2.3281)	-3.0409 (2.3281)	-2.5145 (2.3270)	-3.5182 (2.3807)	-8.9055** (4.4120)
reserve	0.8934 (0.8070)	0.8934 (0.8070)	0.9301 (0.8036)	1.1444 (0.7870)	4.0430 (6.7489)
creditgr	0.0999 (0.1875)	0.0999 (0.1875)	0.1072 (0.1927)	0.0545 (0.1871)	1.3560 (0.9468)
rgdppcp	0.0210*** (0.0050)	0.0210*** (0.0050)	0.0194*** (0.0050)	0.0209*** (0.0048)	0.0173** (0.0075)
extdebt	0.1150 (0.2433)	0.1150 (0.2433)	0.1066 (0.2528)	0.3663 (0.2702)	-0.5553 (0.4908)
ca_gdp	3.1999* (1.9004)	3.1999* (1.9004)	3.2657* (1.9196)	3.6055* (1.9674)	-0.1738 (3.4472)
Constant	-3.2603*** (0.4448)	-2.9610*** (0.5020)	-3.2602*** (0.4470)	-3.2930*** (0.4631)	-2.2914*** (0.8218)
Observations	857	857	856	860	402
Wald chi2	65.83***	65.83***	65.84***	68.08***	34.31***
Pseudo R2	0.1290	0.1290	0.1297	0.1285	0.1308
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003

2、关于模型估计方法的稳健性分析

虽然关于金融危机领域的经验研究不少采用混合面板数据方法估计,但也有一些研究采用随机效应模型或者固定效应 logit 模型估计,也有一些研究采用 probit 模型估计。为了确

保本文研究结论的可靠，我们不但采用随机效应 logit 模型和固定效应 logit 模型进行了稳健性检验，而且采用面板 probit 模型进行了稳健性分析。

表 6 采用 RE 和 FE 模型估计的回归结果

	currencycrises							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
imfexr	0.7378*** (0.1137)	0.6181*** (0.1215)	0.7515*** (0.1133)	0.6281*** (0.1207)	0.8095*** (0.1112)	0.6932*** (0.1186)	0.4557** (0.2043)	0.1322 (0.2811)
Credibility	-0.4784*** (0.0903)	-0.3018*** (0.0929)	-0.4923*** (0.0903)	-0.3109*** (0.0917)	-0.5744*** (0.0829)	-0.4164*** (0.0842)	-0.5030** (0.2049)	-0.1327 (0.2329)
kaopen	-0.2328** (0.1009)	-0.2854** (0.1189)						
ckaopen2010			-0.2372** (0.0937)	-0.2979*** (0.1070)				
TOTAL					-0.2378 (0.1544)	-0.1252 (0.1600)		
FKRSU_ka							0.4530 (0.6448)	0.1828 (1.3344)
fdev	-0.0060 (0.0062)	0.0039 (0.0093)	-0.0066 (0.0061)	0.0007 (0.0091)	-0.0041 (0.0061)	0.0043 (0.0091)	-0.0021 (0.0078)	0.0502 (0.0307)
superv	-1.0049*** (0.1806)	-1.0073*** (0.2014)	-0.9761*** (0.1795)	-0.9767*** (0.2020)	-1.0465*** (0.1782)	-1.1037*** (0.1948)	-1.0594*** (0.2665)	-1.2977*** (0.3622)
rgdpgr	-2.4055 (2.1289)	-2.0817 (2.2479)	-1.9449 (2.1300)	-1.7948 (2.2433)	-2.2292 (2.1374)	-2.0437 (2.2538)	-4.9212 (4.2566)	-2.9260 (4.6832)
reserve	1.4623 (0.9092)	7.6235*** (2.6044)	1.4760 (0.9009)	7.8158*** (2.6240)	1.5466* (0.9093)	6.5204*** (2.4388)	-0.8202 (4.3658)	2.1709 (6.0879)
creditgr	0.0184 (0.0205)	0.0105 (0.0178)	0.0182 (0.0203)	0.0106 (0.0174)	0.0347 (0.0280)	0.0190 (0.0208)	0.9837 (0.7124)	-0.3176 (1.0356)
rgdppcp	0.0280*** (0.0075)	0.0070 (0.0185)	0.0265*** (0.0074)	0.0124 (0.0190)	0.0263*** (0.0073)	0.0018 (0.0180)	0.0191** (0.0089)	-0.0669 (0.0475)
extdebt	0.2057 (0.1325)	0.2822** (0.1421)	0.2070 (0.1326)	0.2922** (0.1425)	0.3554** (0.1618)	0.3720** (0.1684)	-1.3551* (0.6917)	-1.4884 (1.0872)
ca_gdp	2.5099 (1.8007)	2.0792 (1.9658)	2.4663 (1.8010)	1.8911 (1.9715)	2.8988 (1.8324)	2.3061 (1.9980)	-0.8179 (3.2148)	-0.0535 (4.3144)
Constant	-3.3952*** (0.4516)		-3.3981*** (0.4496)		-3.3820*** (0.4505)		-1.7012** (0.8443)	
Observations	1018	998	1013	993	1021	1001	423	296
Number of country	29	28	29	28	29	28	29	20
Hausman test	0.0000		0.0000		0.0022		0.6718	
Wald/ LR chi2	148.22***	190.77***	148.82***	191.45***	148.09***	185.36***	50.52***	37.03***
Log likelihood	-396.91	-315.40	-393.20	-312.48	-400.75	-320.31	-171.62	-114.37
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 7 采用 Probit 模型估计的回归结果

	currencycrises				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
imfexr	0.4546*** (0.0571)	0.4546*** (0.0571)	0.4594*** (0.0572)	0.4889*** (0.0563)	0.2657** (0.1057)
Credibility	-0.3531*** (0.0436)	-0.3531*** (0.0436)	-0.3584*** (0.0437)	-0.3999*** (0.0404)	-0.3019*** (0.1006)
kaopen	-0.1172** (0.0455)				
ka_open		-0.5014** (0.1948)			
ckaopen2010			-0.1176*** (0.0433)		
TOTAL				-0.1798** (0.0912)	
FKRSU_ka					0.1538 (0.2938)
fdev	-0.0045* (0.0024)	-0.0045* (0.0024)	-0.0047** (0.0024)	-0.0031 (0.0023)	-0.0005 (0.0035)
superv	-0.4351*** (0.0882)	-0.4351*** (0.0882)	-0.4315*** (0.0892)	-0.4450*** (0.0887)	-0.5168*** (0.1382)
rgdpgr	-1.3518 (1.1108)	-1.3518 (1.1108)	-1.0670 (1.1151)	-1.3822 (1.1356)	-2.9578 (2.1723)
reserve	0.4352 (0.4129)	0.4352 (0.4129)	0.4559 (0.4088)	0.5391 (0.4064)	-0.1464 (2.5625)
creditgr	0.0127 (0.0141)	0.0127 (0.0141)	0.0128 (0.0140)	0.0214 (0.0203)	0.6311 (0.3840)
rgdppcp	0.0142*** (0.0026)	0.0142*** (0.0026)	0.0134*** (0.0026)	0.0136*** (0.0025)	0.0087** (0.0039)
extdebt	0.0697 (0.0727)	0.0697 (0.0727)	0.0707 (0.0730)	0.1933** (0.0904)	-0.6648** (0.2867)
ca_gdp	1.4053 (0.8846)	1.4053 (0.8846)	1.4287 (0.8957)	1.7014* (0.9151)	-0.6528 (1.5518)
Constant	-1.9321*** (0.2041)	-1.7108*** (0.2240)	-1.9270*** (0.2047)	-1.9308*** (0.2124)	-1.0534** (0.4182)
Observations	1018	1018	1013	1021	423
Wald chi2	209.05***	209.05***	205.16***	215.01***	52.44***
Pseudo R2	0.2783	0.2783	0.2782	0.2749	0.1753
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 6 采用随机效应 logit 模型和固定效应 logit 模型进行的稳健性检验结果表明,除了模型 8 因样本量较少导致 imfexr 和 Credibility 不显著外(但符号仍然不变),其余模型 1~7 中,表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 imfexr 均显著为正,表示各经济体政府宣称的汇

率政策可置信度的变量 *Credibility* 均显著为负。

表 7 给出了采用面板 *probit* 模型进行的稳健性分析结果。表 7 中各模型回归结果显示，表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 均显著为正，而表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 均显著为正。

综上进行的稳健性分析表明，本文主要结论受模型估计方法选择的影响较少，本文关于一国对外宣布的汇率制度越有弹性、允许本国汇率波幅变动越大而不干预，那么该国发生货币危机的几率将越大的结论是可靠的；本文关于一国政府对外宣布的汇率政策的可置信性越高，那么该国发生货币危机的几率将越小的结论也是较可靠的。

3、样本期的分时间段的稳健性分析

由于 1999 年后 IMF 对汇率制度的分类法进行了调整，调整后的新分类法不但注重对各国政府公开宣称的汇率制度，而且也注重对各国真实汇率政策的考察^①，为此部分学者将 IMF 1999 年后给出的新分类视为实际分类法（张璟和刘晓辉，2015）。这也就是说，IMF 编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报(AREAER)》中给出的 1999 年前的汇率制度安排数据为各国政府公开宣称的汇率制度数据；而 1999 年后的给出的汇率制度数据加入了对各国真实汇率政策的考察，和各国政府公开宣布的汇率制度是存在一定不同的。由于 Reinhart and Rogoff（2004）和 Ilzetzi、Reinhart and Rogoff（2011）给出的四档法律（*de jure*）分类法数据，是按照 IMF 根据各成员国宣布的汇率制度每年编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报》整理的，也会存在上述问题，即在 1999 年前该数据能很好地代表各成员国宣布的汇率制度，但是 1999 年后的法律（*de jure*）分类法数据事实上也包含了对各国真实汇率政策的考察。因此，以 Reinhart and Rogoff（2004）和 Ilzetzi、Reinhart and Rogoff（2011）给出的四档法律（*de jure*）分类法数据代表各成员国宣布的汇率制度、以该法律（*de jure*）分类法数据与他们提供的事实（*de facto*）分类数据的差值作为衡量该国政府宣称的汇率制度是否可置信，在 1999 年前的效果将较好，在 1999 年后的效果则可能会相对较差。

表 8 给出了以 1999 年为分界点的分时间段的回归结果。表 8 中基于 1999 年前的样本回归的模型 1~4 结果显示，表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 均显著为正，即一国对外宣布的汇率制度越有弹性、允许本国汇率波幅变动越大而不干预，那么该国发生货币危机的几率将越大；同时，模型 1~4 回归结果还显示，表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 *Credibility* 均显著为负，各模型的回归结果均说明对于新兴市场与发展中国家而言，若一国政府对外宣布的汇率政策的可置信性越高，那么该国发生货币危机的几率将越小；此外，通过对比表 8 中模型 1~4 与表 3 中模型 4~7 的结果，当剔除 1999 年以后的样本后，表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 和表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 *Credibility* 的系数绝对值均变大。上述均进一步表明本文的主要结果是稳健的。

表 8 中基于 1999 年以后的样本回归的模型 5~8 结果显示，虽然 *imfexr* 仍然都显著为正，但是与 1999 年前样本回归的结果相比，不但显著性水平下降，而且系数绝对值也减少；*Credibility* 虽然仍然为负，但是仅有模型 8 显著，其他模型 5~7 并不具有统计显著性。导致基于 1999 年以后的样本回归结果的显著性下降，其原因在于上文所述由于 1999 年后 IMF 对汇率制度的分类法进行了调整，调整后的新分类法不但注重对各国政府公开宣称的汇率制度，而且也注重对各国真实汇率政策的考察，这也从另一个角度进一步验证了本文关于汇率政策的可置信越强越有利于降低货币危机发生几率的结论。

^① 可参见 IMF 编制的《汇率制度安排与汇兑限制年报(AREAER)》1999、2000 和 2001 的年报说明。

表 8 分时间段的回归结果

	Year<1999				Year>=1999			
	currencycrises				currencycrises			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
imfexr	0.9071*** (0.1237)	0.9071*** (0.1237)	0.9167*** (0.1231)	0.9670*** (0.1188)	0.4192* (0.2253)	0.4192* (0.2253)	0.4326* (0.2211)	0.4965** (0.2390)
Credibility	-0.6552*** (0.0886)	-0.6552*** (0.0886)	-0.6686*** (0.0884)	-0.7318*** (0.0825)	-0.3842 (0.2678)	-0.3842 (0.2678)	-0.3819 (0.2699)	-0.5361** (0.2435)
kaopen	-0.1929** (0.0929)				-0.3417* (0.1948)			
ka_open		-0.8253** (0.3974)				-1.4620* (0.8337)		
ckaopen2010			-0.2030** (0.0846)				-0.3335* (0.1873)	
TOTAL				-0.2278 (0.1883)				-0.1125 (0.4160)
fdev	-0.0057 (0.0060)	-0.0057 (0.0060)	-0.0061 (0.0061)	-0.0038 (0.0056)	-0.0120 (0.0077)	-0.0120 (0.0077)	-0.0123 (0.0079)	-0.0078 (0.0072)
superv	-0.8118** (0.3326)	-0.8118** (0.3326)	-0.9695** (0.4000)	-0.7728** (0.3408)	-0.6390** (0.2931)	-0.6390** (0.2931)	-0.6492** (0.2860)	-0.7067*** (0.2689)
rgdpgr	-0.9359 (2.1851)	-0.9359 (2.1851)	-0.2060 (2.1867)	-0.8849 (2.2292)	-11.1639** (5.2712)	-11.1639** (5.2712)	-10.7098** (5.2156)	-10.4997** (5.2863)
reserve	0.9584 (0.7972)	0.9584 (0.7972)	1.0291 (0.8012)	1.1306 (0.7762)	1.3747 (5.3820)	1.3747 (5.3820)	1.6972 (5.3696)	1.8709 (6.4083)
creditgr	0.0178 (0.0288)	0.0178 (0.0288)	0.0180 (0.0285)	0.0300 (0.0474)	0.1057 (0.8017)	0.1057 (0.8017)	0.1112 (0.7996)	0.2522 (0.8509)
rgdppcp	0.0338*** (0.0060)	0.0338*** (0.0060)	0.0320*** (0.0060)	0.0312*** (0.0057)	0.0077 (0.0086)	0.0077 (0.0086)	0.0068 (0.0085)	0.0086 (0.0087)
extdebt	0.2249* (0.1356)	0.2249* (0.1356)	0.2300* (0.1362)	0.3504** (0.1684)	-1.5497* (0.8317)	-1.5497* (0.8317)	-1.5221* (0.8293)	-1.5609 (1.0519)
ca_gdp	3.0542 (2.0049)	3.0542 (2.0049)	3.2629 (2.0406)	3.1189 (2.0527)	-1.2712 (3.9025)	-1.2712 (3.9025)	-1.6137 (3.9943)	-0.0770 (3.7718)
Constant	-4.0152*** (0.5031)	-3.6508*** (0.5384)	-4.0070*** (0.5039)	-3.9845*** (0.5166)	-0.7601 (0.9867)	-0.1146 (1.0650)	-0.7569 (0.9748)	-1.0924 (1.0029)
Observations	682	682	677	685	336	336	336	336
Wald chi2	164.25***	164.25***	160.46***	162.31***	30.91***	30.91***	30.81***	33.00***
Pseudo R2	0.2991	0.2991	0.2996	0.2938	0.1611	0.1611	0.1614	0.1444
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.0011	0.0012	0.0005

4、关于资本账户开放的综合考察

由于对于国际资本流入和流出的管制、以及对权益和债券等不同资本流动的管制，对于货币危机的影响可能并不相同。为此，本文采用 Fernández et al (2015) 提供的资本账户各子类开放度指数，对于资本账户开放进行了分类分析，具体而言包括三个：一是，从整体上考察资本项目开放的综合影响、以及对资本流入和流出不同管制的影响；二是，从综合、流

入和流出方面考察资本账户权益部分开放的影响；三是，从综合、流入和流出方面考察资本账户债券部分开放的影响。

表 9 中给出了考虑了资本账户不同部分、以及流入与流出开放的不同影响后的结果。结果显示，表 9 各模型中表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 仍然都显著为正，表示各经济体政府宣称的汇率政策可信度的变量 *Credibility* 仍然都显著为负。进一步表明，本文的结论是非常可靠的。

表 9 关于资本账户开放的分类型回归结果

	currencycrises			currencycrises			currencycrises		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	资本项目综合			权益部分			债券部分		
	综合	流入	流出	综合	流入	流出	综合	流入	流出
<i>imfexr</i>	0.4795** (0.2089)	0.4872** (0.2107)	0.4771** (0.2066)	0.4974** (0.2096)	0.5240** (0.2115)	0.4868** (0.2075)	0.6040** (0.2553)	0.6149** (0.2589)	0.6077** (0.2545)
<i>Credibility</i>	-0.5690*** (0.1821)	-0.5829*** (0.1797)	-0.5616*** (0.1835)	-0.5951*** (0.1778)	-0.6106*** (0.1760)	-0.5762*** (0.1794)	-0.5049** (0.2223)	-0.5176** (0.2215)	-0.5100** (0.2223)
<i>FKRSU_ka</i>	0.4113 (0.5609)								
<i>FKRSU_kai</i>		0.3637 (0.5759)							
<i>FKRSU_kao</i>			0.3717 (0.5026)						
<i>FKRSU_eq</i>				0.1008 (0.4759)					
<i>FKRSU_eqi</i>					-0.2448 (0.4904)				
<i>FKRSU_eqo</i>						0.3199 (0.3984)			
<i>FKRSU_bo</i>							0.3582 (0.6123)		
<i>FKRSU_boi</i>								0.4341 (0.5901)	
<i>FKRSU_boo</i>									0.1043 (0.4246)
<i>fdev</i>	-0.0016 (0.0064)	-0.0010 (0.0063)	-0.0017 (0.0064)	-0.0000 (0.0061)	0.0018 (0.0062)	-0.0013 (0.0061)	-0.0103 (0.0077)	-0.0103 (0.0076)	-0.0089 (0.0069)
<i>superv</i>	-1.0178*** (0.2755)	-1.0147*** (0.2739)	-1.0210*** (0.2760)	-1.0196*** (0.2715)	-1.0209*** (0.2639)	-1.0222*** (0.2773)	-0.8494*** (0.2818)	-0.8503*** (0.2828)	-0.8518*** (0.2764)
<i>rgdpgr</i>	-4.7021 (4.1186)	-4.7185 (4.1318)	-4.6669 (4.1086)	-4.5771 (4.1054)	-4.6888 (4.1079)	-4.4351 (4.1153)	-8.0522 (4.9244)	-8.2365* (4.9338)	-8.0404 (4.9490)
<i>reserve</i>	-1.1461 (4.0698)	-0.9567 (4.0702)	-1.3249 (4.1109)	-1.0551 (4.0737)	-1.0854 (4.0849)	-1.1143 (4.0944)	1.6859 (5.8536)	1.4111 (5.7712)	1.7343 (5.9904)
<i>creditgr</i>	1.0020 (0.6356)	0.9738 (0.6336)	1.0208 (0.6386)	0.9555 (0.6323)	0.9357 (0.6364)	0.9338 (0.6262)	0.8091 (0.7420)	0.8108 (0.7478)	0.7752 (0.7372)
<i>rgdppcp</i>	0.0172**	0.0172**	0.0170**	0.0168**	0.0160**	0.0163**	0.0116	0.0132	0.0111

	(0.0076)	(0.0076)	(0.0075)	(0.0074)	(0.0075)	(0.0072)	(0.0078)	(0.0083)	(0.0079)
extdebt	-1.2480**	-1.2477**	-1.2487**	-1.2364**	-1.2889**	-1.2215**	-1.6755**	-1.6575**	-1.7215**
	(0.5607)	(0.5619)	(0.5580)	(0.5519)	(0.5527)	(0.5572)	(0.7227)	(0.7220)	(0.7194)
ca_gdp	-1.1069	-1.1532	-1.0411	-1.0679	-0.8637	-1.1846	0.1140	0.2176	0.1180
	(3.0707)	(3.0804)	(3.0532)	(3.0657)	(3.0531)	(3.0870)	(3.3744)	(3.3244)	(3.3850)
Constant	-1.7329**	-1.7526**	-1.7034**	-1.7022**	-1.6614**	-1.7234**	-1.5527	-1.6317	-1.4876
	(0.8114)	(0.8151)	(0.8036)	(0.8039)	(0.7975)	(0.8106)	(1.0273)	(1.0429)	(1.0126)
Observations	423	423	423	423	423	423	364	364	364
Wald chi2	49.41***	48.71***	50.20***	50.11***	51.63***	49.80***	41.03***	39.72***	41.62***
Pseudo R2	0.1796	0.1793	0.1796	0.1783	0.1790	0.1801	0.1775	0.1787	0.1763
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0002	0.0000

5、关于内生性问题的稳健性分析

最后，我们还对本文可能存在的内生性问题进行了稳健性分析。由于在危机期间，一些解释变量可能会受到危机本身的影响（Beck et al, 2006），即可能存在潜在的内生性问题，为了克服该问题本文在前文分析中对各考察变量和控制变量均取其滞后 1 期作为各自的代理变量。此外，由于危机发生的持续时间可能超过一年，而危及发生后可能又会影响相关解释变量，为了克服由此导致的潜在内生性，本文类似于 Demirgüç-Kunt and Detragiache（2002）、Beck et al（2006）等关于金融危机的研究，剔除了危机最初发生年份以后的危机期间年份，进一步做了稳健性回归分析。

表 10 克服内生性稳健性分析：剔除危机发后首年后的危机发生年份的回归结果

	currencycrises				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
imfexr	0.3404***	0.3404***	0.3432***	0.4156***	0.1667
	(0.1270)	(0.1270)	(0.1257)	(0.1252)	(0.2607)
Credibility	-0.2985***	-0.2985***	-0.3014***	-0.3803***	-0.0834
	(0.0927)	(0.0927)	(0.0932)	(0.0853)	(0.2710)
kaopen	-0.1569*				
	(0.0932)				
ka_open		-0.6711*			
		(0.3986)			
ckaopen2010			-0.1806**		
			(0.0881)		
TOTAL				-0.5118*	
				(0.3069)	
FKRSU_ka					0.3609
					(0.6423)
fdev	-0.0018	-0.0018	-0.0021	0.0017	0.0034
	(0.0046)	(0.0046)	(0.0045)	(0.0048)	(0.0067)
superv	-0.4613**	-0.4613**	-0.4414**	-0.4318**	-0.6228**
	(0.1792)	(0.1792)	(0.1795)	(0.1819)	(0.2937)
rgdpgr	-1.4586	-1.4586	-1.0042	-1.9810	-6.6063
	(2.4332)	(2.4332)	(2.4231)	(2.4405)	(5.4411)
reserve	0.5012	0.5012	0.4833	0.7316	1.4597

	(0.8396)	(0.8396)	(0.8469)	(0.8481)	(3.9975)
creditgr	-0.0512	-0.0512	-0.0520	-0.0657	0.1528
	(0.0489)	(0.0489)	(0.0494)	(0.1042)	(1.0137)
rgdppcp	0.0158***	0.0158***	0.0156***	0.0151***	0.0147*
	(0.0053)	(0.0053)	(0.0053)	(0.0052)	(0.0084)
extdebt	0.0761	0.0761	0.0716	0.3326	-0.9924
	(0.2074)	(0.2074)	(0.2099)	(0.2422)	(0.6329)
ca_gdp	-0.8219	-0.8219	-0.8976	-0.7653	-3.3908
	(2.0625)	(2.0625)	(2.0516)	(2.2367)	(4.1193)
Constant	-2.9273***	-2.6311***	-2.9278***	-2.8755***	-2.1220**
	(0.4494)	(0.4892)	(0.4443)	(0.4638)	(0.9767)
Observations	875	875	875	878	397
Wald chi2	45.90***	45.90***	47.22***	48.52***	14.88***
Pseudo R2	0.0694	0.0694	0.0719	0.0694	0.0584
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.188

表 10 结果显示，除了模型 5 因剔除危机发生后首年后的危机发生年份后样本较少导致系数不显著外（但符号仍然没有发生变化），其余模型 1~4 中表示各经济体对外宣布的汇率制度的变量 *imfexr* 仍然都显著为正，表示各经济体政府宣称的汇率政策可置信度的变量 *Credibility* 仍然都显著为负。因此，本文的结论是相当稳健的。

五、结论与政策含义

本文基于新兴市场与发展中国家 1970~2010 年的跨国面板经验数据，考察了一国政府对外宣布的汇率制度、以及该国汇率政策的可置信性对货币危机发生几率的影响。研究发现，对于新兴市场与发展中国家而言，该国政府对外宣称的汇率制度弹性越大、容忍本国汇率波动变动的越大，那么其发生货币危机的几率将越大；此外，若一国政府的汇率政策的可置信较低，将容易引发国际投机资本对本国汇率进行投机冲击，进而将增加该国发生货币危机的几率，而可置信较高的汇率政策将有利于减少投机冲击、降低货币危机发生的几率。

本研究从如下几个方面丰富与发展了有关货币危机和汇率制度方面的研究：一是，本文将最新发展的外汇市场结构理论拓展到关于外汇投机冲击与货币危机研究领域的分析，从微观基础方面丰富与发展了货币危机理论。二是，本文进一步解释了为什么实践中许多国家尽管声称汇率浮动但事实上并没有履行他们的承诺、事实上更倾向于采取较固定的汇率政策，其原因可能在于一国汇率制度越有弹性、浮动越大，发生货币危机的几率也将越大，这为 Calvo and Reinhart（2002）等提出的“害怕浮动”学说提供了进一步的经验解释。三是，本文基于国际经验数据分析了汇率政策的可置信性对于货币危机发生几率的影响，不但丰富与拓展了关于宏观经济政策的可置信性对其有效性影响领域的研究，而且为 Drazen and Masson（1994）、Obstfeld（1996）等关于货币危机研究的理论结论，提供了进一步的实证研究证据支持。

此外，本文研究对于中国等新兴市场与发展中国家汇率制度改革、以及应对国际投机资本对本国汇率攻击与防范货币危机发生，具有明显的启示作用和政策含义：首先，对于新兴市场与发展中国家来说，政府在制定与宣布汇率政策时，并不是汇率制度弹性越大就意味着越好，过度容忍本国汇率大幅波动，过度的波动将使得国际投机资本投机冲击本国汇率有利可图，进而将增加该国发生货币危机的几率；其次，一国政府的汇率政策应具有可置信，在应对国际投机冲击时，让公众与市场有信心相信本国政府维护汇率稳定的政策是可置信的将至关重要，这将有助于消除市场恐慌、减少投机冲击、防范货币危机发生。

参考文献:

- 何振华, 2016: 《“做空”中国只会做空自己》, 《人民日报》1月29日第4版。
- 刘晓辉、张璟、甘顺利, 2015: 《资本账户自由化、实际资本控制与汇率制度选择——基于88个发展中国家的经验证据》, 《国际金融研究》第7期。
- 王道平, 2016: 《利率市场化、存款保险制度与系统性银行危机防范》, 《金融研究》第1期。
- 余永定、张斌、张明, 2016: 《尽快引入人民币兑篮子汇率宽幅区间波动》, 《国际经济评论》第1期。
- 张璟、刘晓辉, 2015: 《金融结构与固定汇率制度: 来自新兴市场的假说和证据》, 《世界经济》第10期。
- 张伟, 2004: 《体制转换模型能预测货币危机吗》, 《经济研究》第7期。
- Agénor, Pierre-Richard, and Mark P. Taylor, 1992, “Testing for Credibility Effects”, *Staff Papers (International Monetary Fund)*, Vol. 39, No. 3, pp. 545-571.
- Aghion, Philippe, Philippe Bacchetta, and Abhijit Banerjee, 2001, “Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints”, *European Economic Review*, Volume 45, Issue 7, pp 1121-1150.
- Allen, Helen, and Mark P. Taylor, 1990, “Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market”, *Economic Journal*, Vol. 100, No. 400, pp. 49-59.
- Beck, Thorsten, Asli Demirgüç-Kunt, and Ross Levine, 2006, “Bank concentration, competition, and crises First results”, *Journal of Banking & Finance*, 30: 1581-1603.
- Blanchard, Olivier, Giovanni Dell’Ariccia, and Paolo Mauro, 2010, “Rethinking Macroeconomic Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1), pp 199-215.
- Blanco, Herminio, and Peter M. Garber, 1986, “Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso”, *The Journal of Political Economy*, 94(1): 148-166.
- Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, 2002, “Fear of Floating”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 2, pp. 379-408.
- Calvo, Guillermo A., 1987, “Balance of Payments Crises in a Cash-in-Advance Economy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 19(1): 19-32.
- Chang Roberto, and Velasco A., 2000, “Financial Fragility and the Exchange Rate Regime”, *Journal of Economic Theory*, 92, 1-34.
- Chang, Roberto, and Andre’s Velasco, 2006, “Currency mismatches and monetary policy: A tale of two equilibria”, *Journal of International Economics*, Volume 69, Issue 1, pp 150-175.
- Chinn, Menzie D. and Hiro Ito, 2006, “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions”, *Journal of Development Economics*, 81(1), pp.163-192.
- Chinn, Menzie D. and Hiro Ito, 2008, “A New Measure of Financial Openness”, *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), pp.309-322.
- Demirgüç-Kunt, Asli, and Enrica Detragiache, 1999, “Financial Liberalization and Financial Fragility,” in Pleskovic B. and J. Stiglitz ed., *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*.
- Demirgüç-Kunt, Asli, and Enrica Detragiache, 2002, “Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49:1373-406.
- Dornbusch, Rudiger, 1991, “Credibility and Stabilization”, *The Quarterly Journal of*

Economics, Vol. 106, No. 3, pp. 837-850.

Drazen, Allan, and Paul R. Masson, 1994, "Credibility of Policies Versus Credibility of Policymakers", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp.735-754.

Edwards, S., 1999, "On Crisis Prevention: Lessons from Mexico and East Asia", NBER Working Paper No. 7233.

Fernández, Andrés, Michael W. Klein, Alessandro Rebucci, Martin Schindler, and Martín Uribe, 2015, "Capital Control Measures: A New Dataset", NBER Working Paper No. 20970.

Flood, R. and P. Garber, 1984, "Gold Monetization and Gold Discipline", *Journal of Political Economy*, 92, 90-107.

Frankel, Jeffrey A., and Kenneth A. Froot, 1990, "Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market", *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, pp. 181-185.

Ghosh A. R., Ostry J. D. and Qureshi M. S., 2015, "Exchange Rate Management and Crisis Susceptibility: A Reassessment", *IMF Economic Review*, 63(1), pp.238-276.

Glick, R., and Hutchison, M., 2005, "Capital controls and exchange rate instability in developing economies", *Journal of International Money and Finance*, 24(3), 387-412.

Jeanne, Olivier, 1997, "Are currency crises self-fulfilling? A test", *Journal of International Economics*, Volume 43, Issues 3-4, pp 263-286.

Jensen, Henrik, 1997, "Credibility of Optimal Monetary Delegation", *American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, pp. 911-920.

Kaminsky, Graciela and Reinhart, Carmen, 1999, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-Of-Payments Problems." *American Economic Review*, 89, 473-500.

Kaminsky, Graciela, 2006, "Currency crises: Are they all the same?" *Journal of International Money and Finance*, 25(3): 503-527.

Klein, Michael W., and Jay C. Shambaugh, 2008, "The dynamics of exchange rate regimes: Fixes, floats, and flips", *Journal of International Economics*, Volume 75, Issue 1, pp 70-92.

Krugman, Paul, 1979, "A Model of Balance-of-Payments Crises", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11(3): 311-325.

Lohmann, Susanne, 1992, "Optimal Commitment in Monetary Policy: Credibility versus Flexibility", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 273-286.

Lucio Sarno and Mark P. Taylor, 2001, "Official intervention in the foreign exchange market: is it effective, and, if so, how does it work?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 2, pp. 839-868.

Lui, Yu-Hon, and David Mole, 1998, "The Use of Fundamental and Technical Analyses by Foreign Exchange Dealers: Hong Kong Evidence", *Journal of International Money and Finance*, Volume 17, Issue 3, Pages 535-545.

Masson, Paul R., 1995, "Gaining and losing ERM credibility: The case of the United Kingdom", *Economic Journal*, Vol. 105, No. 430, pp 571-582.

McKinnon, Ronald, and Huw Pill, 1998, "International Borrowing: A Decomposition of credit and currency risks", *World Development*, 26(7): 1267-1282.

Menkhoff, Lukas, and Mark P. Taylor, 2007, "The Obstinate Passion of Foreign Exchange Professionals: Technical Analysis", *Journal of Economic Literature*, Vol. 45, No. 4, pp. 936-972.

Neely, Christopher J., 2002, "The temporal pattern of trading rule returns and exchange rate intervention: intervention does not generate technical trading profits", *Journal of International Economics*, Volume 58, Issue 1, pp 211-232.

Obstfeld, Maurice, 1996, "Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features", *European Economic Review* 40, 1037-1047.

Obstfeld, Maurice, 1997, "Destabilizing effects of exchange-rate escape clauses", *Journal of International Economics*, Volume 43, Issues 1-2, pp 61-77.

Obstfeld, Maurice, Rudiger Dornbusch and Ronald McKinnon, 1995, "International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1995, No. 1, pp. 119-220.

Persson, Torsten, 1988, "Credibility of Macroeconomic Policy: An Introduction and a Broad Survey", *European Economic Review*, Volume 32, Issues 2-3, pp.519-532.

Reinhart, Camen M. and Kenneth S. Rogoff, 2011, "From Financial Crash to Debt Crisis", *American Economic Review*, vol. 101, issue 5, pp 1676-1706.

Rose, Andrew K., Lars E.O. Svensson, 1994, "European exchange rate credibility before the fall", *European Economic Review* 38, 1185-1216.

Rossi, Marco, 1999, "Financial Fragility and Economic Performance in Developing Economies: Do Capital Controls, Prudential Regulation and Supervision Matter?", IMF Working Paper, No. 99/66.

Sachs, Jeffrey D., Aaron Tornell, Andrés Velasco, Guillermo A. Calvo and Richard N. Cooper, 1996, "Financial Crisis in Emerging Markets: The Lesson from 1995", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 1, pp. 147-215.

Steinberg, David A., and Krishan Malhotra, 2014, "The Effect of Authoritarian Regime Type on Exchange Rate Policy", *World Politics*, Volume 66, Issue 3, pp 491-529.

Stiglitz, J.E., 1994, 'The role of state in financial markets', in Bruno, M. and Pleskovic, B. (eds), *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, Washington DC, World Bank.

Taylor, Mark P., and Helen Allen, 1992, "The use of technical analysis in the foreign exchange market", *Journal of International Money and Finance*, Volume 11, Issue 3, pp 304-314.

Yair, Mundlak, 1978, "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46(1): 69-85.

Credibility of Policies, Exchange-rate Regime and Currency Crises:

Evidence from Emerging Markets and Developing Countries

Wang Daoping, Fan Xiaoyun and Chen Lei

(Nankai University; University of Texas)

Abstract: Based on a panel of annual data for the emerging markets and developing countries from 1970 through 2010, this paper examines the impact of different exchange rate regimes announcements and the credibility of government's exchange rate policies on the probability of currency crises. The results shows that, for emerging markets and developing countries, the greater flexibility of the exchange rate regimes announced by the authorities and the greater tolerance of exchange rate volatility, the probability of the occurrence of currency crisis will be greater; in addition, if the government's exchange rate policies lack credibility, it is easy to trigger speculative attack and increase the incidence of currency crisis. For emerging markets and

developing countries, correct expectation guiding and confidence improving in the government's policy to maintain a stable exchange rate will be helpful to eliminate the panic of exchange rate collapse, reduce speculative attack, and prevent the occurrence of currency crises.

Key Words: Exchange-rate Regime; Currency Crises; Capital Control; Expectation

JEL classification: F30; F31; F33