

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.06.001

央行外汇干预、人民币汇率与信用利差^①

熊亚辉, 周荣喜, 郑晓雨

(对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029)

摘要: 基于开放经济框架构建了包含央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化的内生动态系统, 从理论层面阐述了三者的微观联动机理。理论分析表明, 央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化之间存在非线性的内生联动效应。为刻画这一效应, 本文选取带有随机波动的时变参数结构向量自回归(SV-TVP-SVAR)模型对2010年~2018年的月度数据进行实证分析, 研究发现: 央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化的非线性联动效应具有较强的时变特征; 央行外汇干预稳定人民币汇率的作用在下降; 央行外汇干预、人民币汇率变动分别与不同期限、不同评级债券信用利差变化之间的联动效应具有不对称性。研究有助于加深对汇率与信用利差之间关系的理解, 为债券市场各方参与者防范风险提供理论支撑, 也对人民币汇率调控具有一定启示。

关键词: 外汇干预; 人民币汇率; 信用利差; SV-TVP-SVAR 模型

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)06-0001-21

0 引言

随着我国金融业对外开放的持续推进, 债券市场也加快融入全球金融市场, 特别是“债券通”中的“北向通”的上线, 境外投资者参与我国债券市场的途径更加多元, 正日益成为我国债券市场活力的注入者。2019年4月, 中国债券正式被纳入彭博巴克莱债券指数, 标志着中国债券市场对外开放取得了又一重大成果, 进一步增强了国际投资者对中国债券市场的信心。Wind 数据统计显示, 截至2019年末, 境外机构和个人共持有人民币债券21 876亿元, 比“债券通”推出时增加了12 955亿元, 增长1.45倍。虽然目前境外投资者的投资偏好仍集中于低风险的国债、政策性金融债等利率债, 但数据同样显示境外投资者对中期票据、绿色债务融资工具等信用债的增持规模在加大。在此背景下, 人民币汇率与债券市场走势的联动关系将变得日益密切, 研究人民币汇率变动

对我国债券市场的影响很有必要。不同于股票市场参与者关注股票的价格波动, 债券收益率的变化是债券市场参与者更为关注的, 就信用债而言, 体现为对信用利差的关注。相关研究表明, 外汇市场与债券市场之间的相关关系具有非线性、动态时变特征^[1], 汇率变动会显著影响债券信用利差^[2,3], 因此, 本文从时变动态角度考察人民币汇率与信用利差的相关性及其内在传导机制。

研究人民币汇率与信用利差的时变动态关系, 需要关注到我国央行一直以来采取外汇干预措施对人民币汇率与信用利差相关关系的影响。从我国实行有管理的浮动汇率制度以来, 央行在外汇市场上一直扮演着重要角色。一方面, 长期采取外汇干预措施使我国外汇储备暴增^②, 也让外汇占款成为了我国货币总量增长的最主要推动因素, 货币供给增加会通过资产组合平衡效应和通货膨胀预期等形式传导至债券市场。另一方面, 央

① 收稿日期: 2019-05-19; 修订日期: 2020-07-16。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71871062; 71631005); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(16YJA630078)。

作者简介: 熊亚辉(1991—), 男, 河南驻马店人, 博士生。Email: yy11xyh@163.com

② 1994年末汇率并轨时外汇储备规模刚突破500亿美元, 2014年达到近4万亿美元的峰值, 2019年末为3.1万亿美元。

行实施外汇干预的行为本身被外汇市场参与者解读为信号效应,通过影响参与者心理预期及其决策行为影响汇率变动.随着人民币汇率形成机制朝着市场化改革持续推进,我国央行已经基本上退出了对人民币汇率的日常干预,人民币汇率形成受外汇干预的影响也趋于减弱.但我国金融体系还在不断完善中,抗风险能力尚有不足,在非常时期,对人民币汇率波动进行适时干预仍将存在.

本文基于投资者异质性视角,将央行外汇干预、汇率与信用利差纳入到一个框架内,运用含有随机波动特征的时变参数结构向量自回归模型(SV-TVP-SVAR)阐释汇率与信用利差的动态相关关系.首先从理论层面对央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化的机理进行刻画,接着采用SV-TVP-SVAR模型实证刻画上述联动效应的特征,并通过设定不同的预测步长分析这种时变特征在短期、中期和长期的差异,最后还将信用利差分不同期限和信用评级债券来分别探讨三者之间可能的非对称联动机制.本文结论有助于更好理解汇率与信用利差之间的关系,有助于破解我国债券市场“信用利差之谜”,为债券市场各方参与者防范风险提供理论参考,也对央行合理调控人民币汇率具有一定启示.

1 文献回顾与评论

Elton等^[4]发现,违约损失只能解释信用利差的很小一部分,公司债券的实际信用利差通常远大于其预期违约损失.这与结构化模型和简约模型等传统的信用风险定价理论将信用利差解释为对违约风险的补偿相悖.公司债券的实际信用利差与其预期违约损失之间存在着一个“宽缺口”,这一现象被学术界称为“信用利差之谜”^[5].国内外学者研究这一谜题主要围绕两条主线展开:一是对预期违约损失评估模型不断改进^[6,7],另一条主线是对剩余利差的来源进行持续探索^[8-12].特别的,近年来,陆续有实证研究表明,汇率变动对债券信用利差有显著影响.周宏等^[13]利用2007年~2009年的中国企业债面板数据,实证发现人民币升值(汇率下降)会导致企业债券的信用利差加大,两者呈现显著负相关关系.贺达^[14]

利用市政债券样本也得出了负相关的结论.而周荣喜和牛伟宁^[15]通过对不同行业的企业债进行研究,发现汇率与电信服务业和金融业的信用利差呈现正相关关系.Clark和Baccar^[3]构建具有替代概率密度函数的非对称GARCH模型刻画信用利差的时变波动、偏态和厚尾特征,利用2011年~2013年美国市场数据研究影响信用利差的宏观因素,结果表明,研究美国市场债券信用利差时一直被忽视的变量——汇率是信用利差的重要解释因素,汇率变化对信用利差具有正向影响.孙克^[16]和刘善存等^[17]实证研究表明汇率对不同期限债券信用利差变化的影响有差异.周颖和沐年国^[18]基于LSTM和GRU两种神经网络模型验证了人民币汇率对企债市场收益的影响,认为目前在研究我国企业债券市场时,人民币汇率是不可忽略的影响因素.于静霞和周林^[19]研究得出汇率对信用利差变化的影响因债券信用级别的不同而产生差异,人民币升值对低信用级别债券信用利差的影响为正,对中高信用级别债券信用利差的影响为负.杨炳铎和汤教泉^[20]研究发现人民币实际有效汇率对不同信用等级债券收益率具有差异化预测力.此外,Augustin等^[21]实证研究证实了主权信用风险与汇率之间存在密不可分的联系,认为主权违约事件往往与货币贬值相关联,一国货币的贬值往往是经济状况不佳的反映,根据前述文献中经济增长显著影响债券信用利差的证据,可知汇率与微观企业债券信用利差同样关系密切.

理论研究方面,与较多探讨汇率与股价的理论(如流量导向模型和存量导向模型)相比,尚无直接描绘汇率与债券价格和信用利差的理论模型,但股票与债券均是基于公司资产价值发行的证券凭证,本质都是金融资产,汇率对两种资产的影响逻辑具有一定的相似性.近年来,通过放松传统资本资产定价理论和有效市场假说以理性投资者的同质预期为前提的假设,从行为金融学视角基于投资者异质性预期假设研究单一金融资产价格的波动或多种金融资产价格的相互影响在学术界得到了实践和认可.He和Westerhoff^[22]研究表明投资者预期的异质性是影响资产价格的重要因素,投资者的异质性心理因素会导致投资者对资

产的未来价格形成不一致预期,并通过影响投资者的投资决策行为来影响真实资产价格的形成.李小平和吴冲锋^[23]在异质交易者模型框架下研究了汇率的决定. Dieci 和 Westerhoff^[24]、何诚颖等^[25]基于投资者异质性预期假设在开放经济框架下构建了包含外汇市场和股票市场的动态理论模型,刻画汇率与股价的时变交互影响机制.也有少数几篇文献已将投资者异质性因素纳入到债券价格和信用利差的理论研究框架,例如 Xiong 和 Yan^[26]基于投资者异质性预期提出了债券市场的动态均衡模型,为债券收益率的“过度波动之谜”提供了解释;李永等^[27]验证了投资者异质性对公司债信用利差的显著影响.

我国实行有管理的浮动汇率制度,对我国汇率与信用利差的关联机制进行探讨时,央行的外汇干预不可忽视. 外汇干预的目的是稳定汇率,陈华^[28]结果表明,央行外汇干预能够有效促进人民币汇率均衡. 司登奎等^[29]和江春等^[30]的研究认为,我国央行外汇干预在遏制人民币汇率小幅贬值方面效果明显. 虽然货币当局常采取冲销性外汇干预的方式以降低对货币供给量的扰动,但冲销操作的难度在加大,力度难以把握. 当对外汇干预的冲销不完全时,外汇干预将会对国内货币供应量和利率产生影响,从而间接影响信用利差^[31,32].

目前,相对于影响信用利差的其他宏观因素,汇率与信用利差关系的研究尚不丰富,需要进一步探索. 本研究试图从两个方面丰富已有文献:一是研究方法上,现有文献多采用线性模型探讨二者间的关系,可能导致模型设定错误,难以揭示二者间可能存在的非线性时变特征. 本文拟采用 SV-TVP-SVAR 模型,该模型能够克服信用利差变化反向影响人民币汇率引起的内生性问题,还可以通过时变系数观察不同时点上人民币汇率变动对信用利差的动态影响过程. 近年来,该模型被广泛应用于刻画汇率与资产价格变动间的关系^[33]. 二是研究内容上,考虑导致汇率与信用利差非线性关系的投资者异质性因素,并结合我国存在外汇干预的现状,对人民币汇率变动分别与不同期限和不同评级信用利差变化之间的非对称性联动效应进行探讨,并分析这种时变特征在不同预测步长的差异.

2 理论机制分析

对于一国开放的债券市场,债券交易的参与者不仅仅包括国内投资者,也不乏境外投资者的身影,而汇率是影响境外投资者对境内债券交易需求的关键因素,通过影响投资者对债券的需求间接影响信用利差. 外汇市场是发现一国货币价格(汇率)的场所,因此,从外汇市场和债券市场的供需联动视角解释汇率与债券信用利差间的关联是应有之义. 对于实行有管理的浮动汇率制度的经济体,汇率的形成有时还取决于货币当局采取的外汇干预措施,对于未完全冲销的外汇干预措施,外汇干预会通过外汇占款影响基础货币的供应量,进而通过影响债券市场的流动性影响信用利差. 因此,将外汇干预与汇率、信用利差三者内生到一个模型中进行阐释更为合理.

为了阐释我国央行外汇干预、人民币汇率、信用利差三者之间的影响机理,本文借鉴 Dieci 和 Westerhoff^[24]的工作,将行为金融学理论的投资者异质性假设引入债券市场和外汇市场的需求模型. 在投资者异质性框架下,债券价格(汇率)与基本面价值的偏离(接近)会导致投资者扮演的交易角色发生转换,进而又会反过来促使债券价格(汇率)与基本面价值的接近(偏离),这就形成了一种基于价格信号的负反馈机制,促使整个市场的交易价格达到一种动态的均衡. 选用这种具有负反馈机制的动态系统可以很好地体现市场变量(汇率,信用利差)之间的动态关系. 通过将外汇干预因素嵌入进外汇市场上异质性投资者的需求模型,经过一系列推导,最终可以得到一个包含外汇干预、汇率、信用利差等要素的非线性系统. 由于投资者异质性和外汇干预存在有效性的问题,很显然,该系统也是一个动态系统.

为了简便起见,假定该模型中只包括两种货币(本币和外币)、两个市场(本国债券市场和外汇市场),两类投资者(技术投资者和基本面投资者),本国实行有管理的浮动汇率制度,央行参与外汇市场交易以稳定汇率. 具体如下.

2.1 本国信用债券市场

假设存在两类交易者,基本面价值交易者和技术交易者,基本面价值交易者的策略是低买高卖,技术交易者的策略是趋势交易,两类交易者的角色可以根据市场情况动态转换.根据市场分割理论,可以进一步假设市场上按评级(期限)划分有 n 类风险债券,第 i 类债券的技术交易者占比为 $W_{a,i}$,基本面价值交易者占比为 $W_{b,i}$

$$\begin{aligned} W_{a,t,i} &= \frac{1}{1 + \psi_i (F_{t,i} - P_{t,i})^2} \\ W_{b,t,i} &= \frac{\psi_i (F_{t,i} - P_{t,i})^2}{1 + \psi_i (F_{t,i} - P_{t,i})^2} \end{aligned} \quad (1)$$

其中 $F_{t,i}$ 为 t 时刻第 i 类债券基本面价值的对数, $P_{t,i}$ 为 t 时刻第 i 类债券市场价格的对数, ψ_i 是正的敏感性参数.价格越偏离其基本面价值,技术交易者越认为价格被纠正的可能性大,其越易转换为基本面价值交易者.根据假定的价格调整方程,第 i 类债券价格从 t 时刻到 $t+1$ 时刻的动态调整过程表示为

$$P_{t+1,i} = P_{t,i} + \mu_i [W_{a,t,i}(D_{T,t,i}^d + D_{T,t,i}^f) + W_{b,t,i}(D_{F,t,i}^d + D_{F,t,i}^f)] \quad (2)$$

其中 $D_{F,t,i}^d$ 和 $D_{F,t,i}^f$ 分别表示国内、外基本面价值交易者对第 i 类债券的需求; $D_{T,t,i}^d$ 和 $D_{T,t,i}^f$ 分别表示国内、外技术交易者对第 i 类债券的需求, μ_i 为正的调节参数.

同时,将国内、外交易者对债券的需求分别假设为

$$D_{F,t,i}^d = \sigma_i^d (F_{t,i} - P_{t,i}) \quad (3)$$

$$D_{F,t,i}^f = \sigma_i^f (F_{t,i} - P_{t,i} + E_t - F_t^E)$$

$$D_{T,t,i}^d = \delta_i^d (P_{t,i} - F_{t,i}) \quad (4)$$

$$D_{T,t,i}^f = \delta_i^f (P_{t,i} - F_{t,i} + F_t^E - E_t)$$

其中 E 为直接标价法下的汇率的对数, F^E 为汇率基本面价值的对数, σ_i 和 δ_i 均为大于 0 的反应参数,其控制着两类交易者信念的持久力.

根据式(3)和式(4),对于基本面价值交易者,其从债券价格的均值回复过程中赚取差价,低估时买入,高估时卖出.对于技术交易者,其认为债券价格会持续偏离基本面价值,需求特征与基本面价值交易者相反,低估时卖出,高估时买入.与本国交易者不同的是,外国交易者的需求还受

汇率因素影响.只有当债券和本币的价格同时被高估或低估时,两类外国交易者才更易决定做多还是做空国内债券.否则,两类外国交易者对国内债券需求的抉择都将更为谨慎.

2.2 外汇市场

仍然假设存在两类交易者,基本面价值交易者和技术交易者,两类交易者的角色可以根据市场情况动态转换,分别定义技术交易者占比为 w_a ,基本面交易者占比为 w_b

$$\begin{aligned} w_{a,t} &= \frac{1}{1 + \omega (E_t - F_t^E)^2} \\ w_{b,t} &= \frac{\omega (E_t - F_t^E)^2}{1 + \omega (E_t - F_t^E)^2} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $\omega > 0$.本币越偏离其基本面价值,技术交易者认为汇率被纠正的风险越大,其越易向基本面价值交易者转换.

此时,将汇率从 t 时刻到 $t+1$ 时刻的动态调整过程表示为

$$E_{t+1} = E_t - \nu \left[\sum_{i=1}^n \exp(P_{t,i}) (D_{F,t,i}^d + D_{T,t,i}^f) + \omega_{a,t} D_{T,t}^E + \omega_{b,t} D_{F,t}^E \right] + \tau_t IN_t \quad (6)$$

其中 ν 为大于 0 的价格调节参数, τ_t 为外汇干预的有效参数且随着时间发生变化.方括号内第一项表示国外投资者投资债券导致的本币需求, $D_{F,t}^E$ 、 $D_{T,t}^E$ 分别表示外汇市场上基本面价值交易者和技术交易者的本币需求. IN 是央行在外汇市场的干预量,当外汇市场存在对本币的超额需求时,央行采取抛本币买外币的策略, $IN > 0$,存在本币的超额供给时,央行的策略是抛外币买本币, $IN < 0$.同时,将两类交易者的本币需求分别假设为

$$D_{T,t}^E = \lambda (F_t^E - E_t) \quad (7)$$

$$D_{F,t}^E = \eta (E_t - F_t^E)$$

其中 λ 和 η 均大于 0, λ 控制着技术交易者对本币价格持续偏离基本面的信心, η 控制着基本面价值交易者对本币价格调整速度的看法,因此 λ 和 η 也决定了他们投机需求的“强度”.当本币被低估时,基本面价值交易者认为汇率一定会向其基本面价值反转,采取买入策略,技术交易者认为汇率被继续低估的可能性大,其需求特征与基本面价值交易者相反.若市场认为本币

被长期严重低估,本国央行在一些时期选择出手干预,当采取让本币小幅升值的策略时,那么按照假定,技术交易者会切换角色为基本面价值交易者,最终市场上只存在价值交易者,具有正向的本币需求。

2.3 非线性动态系统

式(1)~式(4)建立了信用债券价格的动态调整过程,式(5)~式(7)建立了汇率的动态调整过程。

联立式(1)至式(4)可得

$$P_{t+1,i} = P_{t,i} + \mu_i [W_{a,t,i}(\delta_i^d + \delta_i^f) - W_{b,t,i}(\sigma_i^d + \sigma_i^f)](P_{t,i} - F_{t,i}) + \mu_i [(W_{a,t,i}\delta_i^f - W_{b,t,i})](F_t^E - E_t) \quad (8)$$

联立式(5)至式(7)可得

$$E_{t+1} = E_t - v \left\{ \sum_{i=1}^n \exp(P_{t,i})(\sigma_i^f - \delta_i^f)(F_{t,i} - P_{t,i}) + [\omega_{a,t}\lambda - \omega_{b,t}\eta - \sum_{i=1}^n \exp(P_{t,i})(\sigma_i^f - \delta_i^f)] \times (F_t^E - E_t) \right\} + \tau_t IN_t \quad (9)$$

将式(8)和式(9)简化表示如下

$$P_{t+1,i} = P_{t,i} + A_i(P_{t,i} - F_{t,i}) + B_i(F_t^E - E_t) \quad (10)$$

$$E_{t+1} = E_t + \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) + D(F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \quad (11)$$

其中 $A_i = \mu_i [W_{a,t,i}(\delta_i^d + \delta_i^f) - W_{b,t,i}(\sigma_i^d + \sigma_i^f)]$

$$B_i = \mu_i [(W_{a,t,i}\delta_i^f - W_{b,t,i})]$$

$$C_i = v \exp(P_{t,i})(\sigma_i^f - \delta_i^f)$$

$$D = v(\omega_{a,t}\lambda - \omega_{b,t}\eta - \sum_{i=1}^n \exp(P_{t,i})(\delta_i^f - \sigma_i^f))$$

已知信用债券价格和信用利差的关系

$$e^{P_{t,i}} = FV_i \times \exp[-(R_t + CS_{t,i})(T_i - t)] \quad (12)$$

式中 FV_i 为信用债券的面值, R_t 为 t 时刻的无风险利率, $CS_{t,i}$ 为 t 时刻信用债券的利差, T 为信用债券的发行期限。

联立式(10)、式(11)和式(12),可得外汇干预、汇率和信用利差之间的非线性动态系统,具体推导过程参见附录,最终结果如下

$$\Delta CS_{t+1,i} = \frac{1}{D(T_i - t - 1)} [D(R_t + CS_{t,i}) - A_i D(P_{t,i} - F_{t,i}) + B_i \sum_{i=1}^n C_i (P_{t,i} - F_{t,i}) - B_i \Delta E_{t+1} + B_i \tau_t IN_t] - \Delta R_{t+1} \quad (13)$$

$$\Delta E_{t+1} = \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{A_i} [R_t + CS_{t,i} - \Delta CS_{t+1,i}(T_i - t - 1)] + (D - \sum_{i=1}^n \frac{B_i C_i}{A_i})(F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t - \Delta R_{t+1} \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{A_i}(T_i - t - 1) \quad (14)$$

由式(13)和式(14)可以得出如下4个重要推论:

1) 汇率变动、信用债券价格偏离基本面价值的程度和外汇干预是引起信用利差变动的因素,信用利差变化、汇率偏离其均衡值的程度和外汇干预是引起汇率变动的因素。根据前文分析,外汇干预对汇率的作用机制是直接的,而外汇干预对信用利差的影响是通过影响货币供应量和利率变化间接发挥作用,汇率变化通过影响境外投资者对境内债券市场的投资需求进而影响信用利差。

2) 汇率变动与信用利差变动之间的关系具有时变特征。债券市场上基本面价值交易者和技术交易者的随时切换决定了系数 A 和系数 B 是动态变化的,外汇市场上基本面价值交易者和技术交易者的随时切换决定了系数 C 和系数 D 是动态变化的。系数 A 、系数 B 、系数 C 、系数 D 的动态性又决定了汇率变动与信用利差变动间的动态关系,即投资者异质性是汇率与信用利差的关系呈现动态性的重要原因。

3) 汇率变动与不同风险类债券(期限与评级差异所致)信用利差变化之间的时变联动关系存在差异。根据市场分割理论,债券市场投资者对不同风险类债券具有明显的偏好差异,不同期限和不同评级债券市场被视为完全独立和分割开来的市场。由于长期、中期、短期,高评级、低评级债券等细分市场的投资者数量往往存在差异,因此基本面价值交易者和技术交易者的占比(也即模型

中的系数 A 和系数 B) 会因细分市场不同而不同,即债券的风险差异是导致汇率与不同期限、不同评级债券信用利差关系存在异质性的原因。

4) 外汇干预对汇率、外汇干预对信用利差的动态影响取决于外汇干预的有效参数 τ , 该参数随时间发生变化^[31]。

3 实证分析

3.1 模型的构建

鉴于 SV-TVP-SVAR 模型能够有效检验模型参数全局的时变性, 尤其可以灵活捕捉宏观经济系统中基本结构的时变特征和变量间的不稳定关系, 为从时变视角分析我国央行外汇干预、人民币汇率与信用利差的动态关系, 同时考虑到三者的动态关系可能在不同时点和时期有差异, 本文采用带有随机波动率的结构化时变参数向量自回归模型 (SV-TVP-SVAR) 进行实证分析。

3.1.1 SV-TVP-SVAR 模型

SV-TVP-SVAR 模型由结构向量自回归 (SVAR) 模型拓展而来, 其允许所有参数随时间发生变化, 具体形式为

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = s + 1, \dots, n \quad (15)$$

其中 $Y_t = (Var1_t, Var2_t, Var3_t)$, $X_t = I_3 \otimes (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-s})$, 符号 \otimes 为克罗内克积, 下三角阵 A_t 为同期关系系数矩阵, β_t 、 A_t 和 Σ_t 都是时变的。参照 Primiceri^[34], 令 $a_t = (a_{21t}, a_{31t}, a_{32t})'$ 为 A_t 中下三角元素的堆积向量

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}, \text{对数随机波动率矩阵}$$

$$h_t = (h_{1t}, h_{2t}, h_{3t})', \quad h_{jt} = \ln(\sigma_{jt}^2), \quad j = 1, 2, 3.$$

遵循 Nakajima^[35], 假设 SV-TVP-SVAR 模型中待估参数均服从随机游走过程, 即

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \xi_{\beta t}$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \xi_{\alpha t}$$

$$h_{t+1} = h_t + \xi_{ht}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \xi_{\beta t} \\ \xi_{\alpha t} \\ \xi_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (16)$$

其中 对于 $t = s + 1, \dots, n$, 有 $\beta_{t+1} \sim N(\xi_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$, $\alpha_{t+1} \sim N(\xi_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$ 和 $h_{t+1} \sim N(\xi_{h0}, \Sigma_{h0})$ 。则 Σ_{β} 、 Σ_{α} 和 Σ_h 决定了时变参数的方差和协方差结构。

3.1.2 模型中参数的估计方法

由于 SV-TVP-SVAR 模型参数过多, 传统的极大似然估计方法效率偏低, 且容易导致过度识别问题, 采用贝叶斯理论框架下的马尔科夫链蒙特卡洛法 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 估计参数更加精确有效^[35]。本文选择 MCMC 算法估计模型中的参数, 其基本思想是利用 MCMC 算法对参数的条件后验概率实施重复随机抽样, 获取参数的联合后验分布和递归估计, 从而能够有效地处理参数空间的高维和模型的非线性特征。具体如下: 令 $y = \{y_t\}_{t=1}^n$, $\omega = (\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h)$ 且 $\pi(\omega)$ 为 ω 的先验概率密度。给定数据 y , 则可以采用 MCMC 算法中最常用的 Gibbs 抽样方法, 从后验分布 $\pi(\beta, \alpha, h, \omega | y)$ 中进行抽样。步骤具体如下:

步骤 1 初始化待估参数 β, α, h, ω ;

步骤 2 从条件后验分布 $\pi(\beta, \alpha, h, \omega | y)$ 中抽取 β ;

步骤 3 从条件后验分布 $\pi(\Sigma_{\beta} | \beta)$ 中抽取 Σ_{β} ;

步骤 4 从条件后验分布 $\pi(\alpha | \beta, h, \Sigma_{\alpha}, y)$ 中抽取 α ;

步骤 5 从条件后验分布 $\pi(\Sigma_{\alpha} | \alpha)$ 中抽取 Σ_{α} ;

步骤 6 从条件后验分布 $\pi(h | \beta, \alpha, \Sigma_h, y)$ 中抽取 h ;

步骤 7 从条件后验分布 $\pi(\Sigma_h | h)$ 中抽取 Σ_h ;

步骤 8 返回到步骤 2 重新抽样。

3.2 模型中代理变量的选取

本文涉及的变量为外汇干预、人民币汇率和

信用利差. 1) 外汇干预 (EI): 央行在外汇市场上的直接干预行为最直观最近似的反映是外汇占款余额的变动^[36]. 由于我国的央行外汇占款余额变动值在部分月份为负, 不能直接取自然对数, 学者通常选用我国央行外汇占款余额的对数差分衡量央行外汇干预^[37]. 因此, 本文亦将外汇占款余额的对数差分作为我国央行外汇干预的代理变量. 2) 人民币汇率 (ER): 在外汇市场上, 名义汇率反映国际资本对某种货币升(贬)值的预期, 影响一国资本流动, 美元作为全球最重要的货币, 人民币兑美元汇率的走势对外汇市场的影响最大. 因此, 本文借鉴司登奎等^[37], 选取直接标价法下的人民币兑美元即期汇率衡量. 3) 信用利差 (CS): 信用利差数据采用兴业固收产业债利差指数, 该利差指数由兴业研究信用策略团队创建, 按照先计算个券利差, 再通过余额加权组合成利差指数的步骤构建. 其中信用利差 = 产业债到期收益率 - 同期限国家开发银行债到期收益率.

3.3 数据的描述性统计

论文原始数据均来源于 Wind 数据库. 鉴于该利差指数自 2010 年开始编制, 同时央行也在 2010 年年中重启了新一轮人民币汇率形成机制改革, 因此本文所选样本为 2010 年 ~ 2018 年的月度数据, 共 108 个样本点. 为消除季节性因素和降低序列波动, 本文对数据进行了 Census X - 13 季节调整及自然对数处理.

图 1 展示了人民币汇率和信用利差的历史走势, 可以初步看出, 人民币汇率变动和信用利差变化存在一定相关性, 这种相关性在不同时期表现出了不一致的特征. 具体如下: 2010 年 6 月, 随着金融危机褪去, 国际收支平衡状况有所改善、国内通货膨胀有所抬头, 央行重启新一轮人民币汇率形成机制改革, 直到 2013 年末, 人民币兑美元一路升值. 但在这期间, 信用利差有升有降, 2010 年 10 月份后 CPI 持续走高, 央行连续加息和上调存款准备金率导致资金面紧张并引发市场恐慌, 银行信贷政策极度收紧, 使得企业财务状况明显恶化, 到 2011 年 7 月份又盛传首次出现债券违约,

引发了一场系统性信用危机, 各方面不利因素的叠加促使信用类债券收益率大幅上行, 而信用利差走势也呈现一路走高的态势, 创下历史最高水平. 随着 2011 年 10 月通胀趋势性回落和欧洲债务危机的缓解, 以及央行 2011 年 11 月下调存款准备金率, 市场情绪出现好转, 信用利差下降并一路收窄, 一直到 2012 年 6 月. 此后, 到 2013 年末, 信用利差总体上有升有降, 呈窄幅波动. 2014 年下半年到 2015 年年中, 人民币汇率和信用利差走势一致, 人民币贬值, 伴随着信用利差走扩. 此阶段, 人民币贬值的原因有二: 一是在此期间美元指数经历了大幅上涨, 人民币对美元形成了贬值压力; 二是央行还进行了一次降息操作, 降低了人民币的吸引力. 信用利差出现明显反弹上升的主要原因同样有二: 一是同期股市进入大牛市行情对债市形成了明显的替代溢出效应; 二是刚性兑付惯例被打破使得债券信用风险暴露引发市场关注与担忧. 从 2015 年 8 月到 2017 年底, 人民币汇率与信用利差明显背离. 其中, 2015 年 8 月至 2016 年底, 表现为人民币的连续贬值伴随着信用利差的收窄, 在此期间, 央行“811 汇改”被市场误读, 人民币贬值预期与资本非理性流出相互强化, 人民币出现了加速贬值迹象, 引发了市场恐慌, 加大了资本外流压力, 此次贬值一度超出了央行预期, 为了维持汇率稳定, 央行在不得不通过公开市场操作在外汇市场上卖出美元、买入人民币. 虽然宏观流动性受到了冲击, 但股灾导致市场上资金的避险情绪浓厚, 转而流入风险较低的债市, 使得债券牛市行情得到延续, 信用利差出现进一步收窄. 2017 年, 则表现为人民币的连续升值伴随着信用利差的走扩, 两方面原因促使人民币升值: 一是我国 GDP 保持稳定, 金融监管有所加强, 物价水平相对稳定, 就业率明显提高, 为人民币兑美元的升值奠定了基础. 二是特朗普上台导致美国国内政治风险上升, 再加上财政刺激相关政策推行不利, 美元指数趋势性贬值. 国内、外因素综合作用下, 人民币汇率一扫此前单边贬值预期, 打开升值通道企稳回升. 但随着我国经济去杠杆的深入, 信用债券违约潮汹涌而至, 信用债券市场的违约风险

上升,导致信用利差走扩.2018年3月,美国挑起贸易摩擦,此后到年底,局势全面升级,叠加美联储加息、美元走强以及我国经济下行压力重现,人民币汇率持续贬值.在此期间,金融监管趋严,资管新规落地,企业融资渠道收紧,再加上自身盈利能力下降,导致信用债券违约不但没有好转,还呈

现出愈演愈烈态势^③,导致信用利差继续一路走高.

通过对不同时期人民币汇率与信用利差走势的深入分析,可以得出两者的相关关系并不是一成不变的,汇率对信用利差的传导还受国内政策和国际形势的影响.

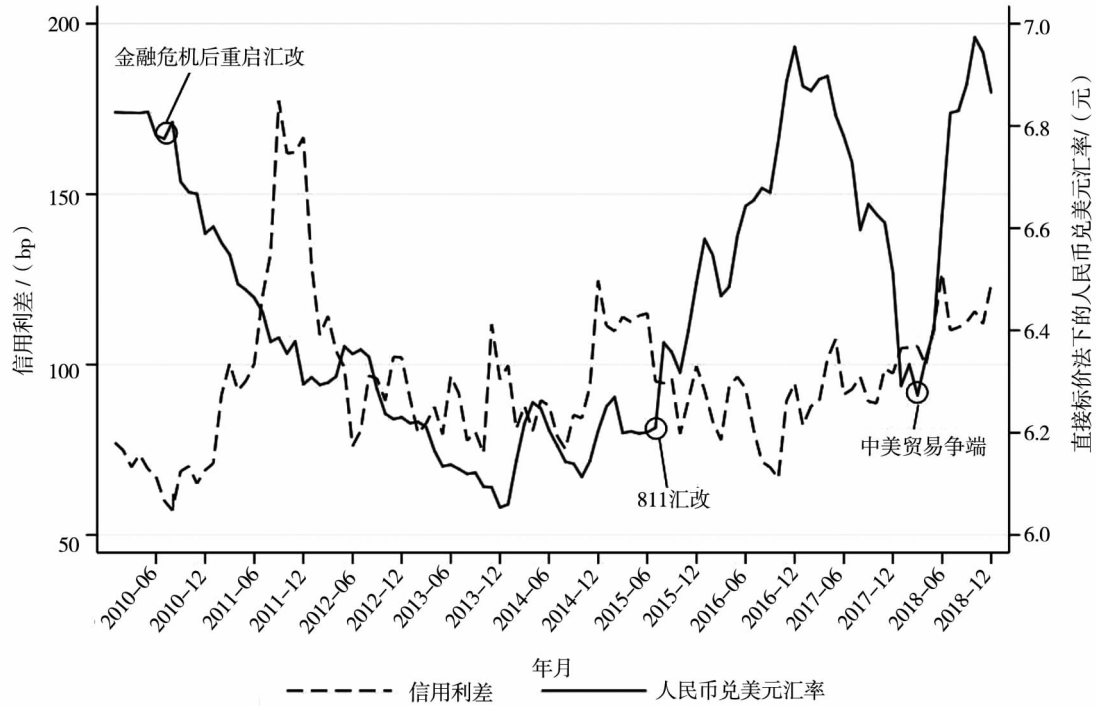


图1 人民币汇率和信用利差的时间趋势变化过程

Fig. 1 Temporal trend of RMB exchange rate and credit spread

表1给出了经过预处理后的变量描述性统计结果,从标准差可以看出,信用利差序列的波动幅度最大,外汇干预序列的波动幅度最小. J - B 统

计量显示,外汇干预和信用利差均服从正态分布,人民币汇率在5%的显著性水平下拒绝了“正态分布”的原假设,呈右偏分布.

表1 描述性统计(观测值 = 108)

Table 1 Descriptive statistics (Observed value = 108)

变量	最小值	最大值	均值	标准差	J - B 统计量
EI	-0.027	0.029	0.002	0.009	3.089
ER	1.801	1.942	1.865	0.041	8.268 **
CS	4.089	5.097	4.545	0.198	2.399

注: ** 表示在5%的水平下显著.

3.4 平稳性检验

为避免出现伪回归,对3个变量的平稳性进行单位根检验.为了获得准确的结果,综合 ADF

检验、PP 检验和 KPSS 检验的统计量进行判断.

表2为 ADF 检验、PP 检验和 KPSS 检验的结果.结果显示,外汇干预(EI)水平值序列在5%的显

^③ Wind 数据统计显示,2018 年全年违约债券只数达到 118 只,涉及违约金额是 2017 年的 3.4 倍,高达 1 154.5 亿元. 2019 年全年共有 179 只债券违约,涉及违约金额 1 444.08 亿元,较 2018 年继续增长.

显著性水平下平稳；在 1% 的显著性水平下，汇率 (ER) 序列；信用利差 (CS) 序列的水平值检验结论并不一致，其一阶差分序列为平稳序列，其一阶差分序列的检验结论均显示平稳。

表 2 单位根检验

Table 2 Unit root test

	ADF 检验	PP 检验	KPSS 检验	结论
EI	-3.681 **	-3.657 **	0.132	平稳
ER	-2.156	-1.890	0.262 ***	非平稳
ΔER	-6.829 ***	-6.829 ***	0.295	平稳
CS	-2.802	-2.902	0.073	不确定
ΔCS	-11.819 ***	-11.883 ***	0.047	平稳

注：‘Δ’表示一阶差分；水平变量检验选择既有截距项又有趋势项，差分变量检验选择仅有截距项；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

3.5 模型中最优滞后阶数的判别

在应用 SV-TVP-SVAR 模型估计参数前，须进行模型最优滞后阶数判断。鉴于本文使用的是月

度数据，通常将初始滞后阶数设定为 12，检验结果见表 3。综合 6 个准则的判断结果，设定该模型的最优滞后阶数为 1。

表 3 最优滞后阶数判断

Table 3 Optimal lag order judgment

滞后阶数	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	721.795	NA	6.30E-11	-14.975	-14.943	-14.895
1	793.362	143.13	1.7e-11#	-16.278#	-16.149#	-15.958#
2	798.803	10.882	1.80E-11	-16.204	-15.978	-15.643
3	804.312	11.019	2.00E-11	-16.132	-15.808	-15.330
4	809.698	10.77	2.10E-11	-16.056	-15.635	-15.014
5	812.109	4.822 5	2.50E-11	-15.919	-15.401	-14.637
6	815.579	6.939 5	2.80E-11	-15.804	-15.188	-14.281
7	817.931	4.705 5	3.20E-11	-15.665	-14.953	-13.902
8	822.506	9.149 8	3.60E-11	-15.573	-14.763	-13.570
9	829.253	13.494	3.80E-11	-15.526	-14.619	-13.282
10	834.014	9.522 1	4.30E-11	-15.438	-14.434	-12.954
11	844.632	21.235#	4.20E-11	-15.472	-14.370	-12.747
12	852.434	15.605	4.50E-11	-15.447	-14.248	-12.482

注：‘#’表示每一列对应准则下选择的最优滞后阶数。

3.6 模型参数的估计及分析

3.6.1 MCMC 模拟及检验

依据理论分析，设定 SV-TVP-SVAR 模型中的变量顺序为外汇干预 (EI)、人民币汇率变动 (ΔER) 和信用利差变化 (ΔCS)，模型的滞后阶数为 1。为了估计模型中未知参数的后验分布，参照 Nakajima^[35]，将式 (16) 方差-协方差矩阵中参数的先验分布设定为 $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim Gamma(40, 0.02)$ ， $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim Gamma(4, 0.02)$ ， $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim Gamma(4, 0.02)$ ；时变参数的初始状态设定为 $\mu_{\beta_0} = \mu_{\alpha_0} = \mu_{h_0} = 0$ ， $\Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{\alpha_0} = \Sigma_{h_0} = 10I_3$ 。其中，

$(\Sigma_{\beta})_i$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_i$ 、 $(\Sigma_h)_i$ 分别表示相应的方差-协方差矩阵对角线上的第 i 个元素。依照先验概率分布，本文运用 MCMC 算法进行了 Gibbs 抽样 20 000 次，为克服模拟估计对初始值的敏感性，将前 2 000 次的抽样结果作为预烧值舍弃，仅用后 18 000 次的抽样值估计参数的后验分布。

表 4 和图 2 呈现了根据 MCMC 算法估计 SV-TVP-SVAR 模型参数的结果。表 4 给出了参数后验估计的均值、标准差、95% 的置信区间、CD 统计量和非有效性因子值。CD 统计量均小于 5% 的显著性水平对应的临界值 1.96，不拒绝

收敛到后验分布的零假设,表明选择的预烧期能够使马尔科夫链趋于集中.非有效性因子都非常低,最大值仅为 39.43,表明对参数和状态变量进行了有效的采样,因此可以认为是充分的后验推理.图 2 给出了参数估计结果的自相关系数(第一行),样本的取值路径(中间一行)

及参数后验分布的概率密度函数(最后一行).可以看出,样本的自相关系数迅速下降,样本围绕后验均值呈现出“白噪声”波动聚集特征,也即样本的取值路径是平稳的.总体来说,通过 MCMC 算法模拟估计 SV-TVP-SVAR 模型得到的参数是有效的.

表 4 SV-TVP-SVAR 模型的参数估计结果及检验

Table 4 Parameter estimation results and test of SV-TVP-SVAR model

参数	均值	标准差	95%置信区间	CD 统计量	非有效因子
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.025 4	0.003 3	[0.020 0, 0.032 8]	0.020	7.18
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.025 5	0.003 3	[0.020 0, 0.033 0]	0.666	5.85
$(\Sigma_{\alpha})_1$	0.074 2	0.019 2	[0.047 3, 0.120 2]	0.817	39.43
$(\Sigma_{\alpha})_2$	0.077 5	0.024 5	[0.047 9, 0.130 1]	0.859	36.53
$(\Sigma_h)_1$	0.430 2	0.048 9	[0.346 6, 0.537 0]	0.024	36.63
$(\Sigma_h)_2$	0.095 6	0.026 8	[0.057 1, 0.160]	0.017	34.63

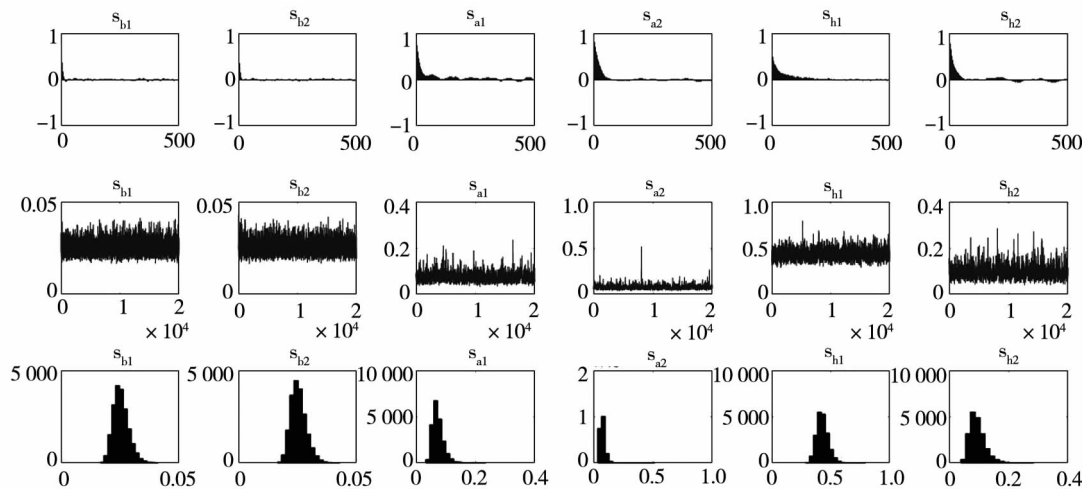


图 2 SV-TVP-SVAR 模型的参数估计结果

Fig. 2 Parameter estimation results of SV-TVP-SVAR model

3.6.2 脉冲响应分析

与传统的非时变 VAR 模型相比,在 SV-TVP-SVAR 模型中,脉冲响应函数是根据每个时点上估计得到的时变参数来计算的,因此对应的脉冲响应图有两种类型,即时点脉冲响应图和时期脉冲响应图.图 3 是时点脉冲响应图,设定不同的时点,分析在这些时点上模型变量对结构冲击的响应状况;图 4 是时期脉冲响应图,设定不同的提前期,分析脉冲响应函数的时变性.

图 3 显示了 2010 年 6 月(金融危机后重启汇改)、2015 年 8 月(“811”新一轮汇改启动)以及 2018 年 3 月(中美贸易争端开始)3 个特殊时点

的脉冲响应图.不难发现:

首先,人民币汇率变动对外汇干预正向冲击($\varepsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)的脉冲响应系数在 3 个时点上均为负,表明央行外汇干预能够发挥稳定人民币汇率的功能.具体而言,在 2010 年 6 月,即期响应系数为 0,然后脉冲响应开始增强,在滞后 2 期达到负向最大,随后一直呈下降趋势,表明央行在金融危机后重启汇改时,人民币汇率对外汇干预的反应存在一定时滞;在 2015 年 8 月和 2018 年 3 月,脉冲响应图走势基本一致,即期响应系数为负,之后脉冲响应继续增强,在第 1 期达到最大,随着滞后期的增加,脉冲响应减小也即外汇干预稳定人

人民币汇率的作用逐渐下降,与 2010 年 6 月相比,脉冲响应下降更快,在一定程度上能够反映近几年人民币汇率市场化形成机制改革的稳步推进,导致

外汇干预稳定人民币汇率的效果在降低;在 3 个时点上脉冲响应均持续 12 期以上,意味着央行外汇干预对人民币汇率的稳定作用具有一定的持续性。

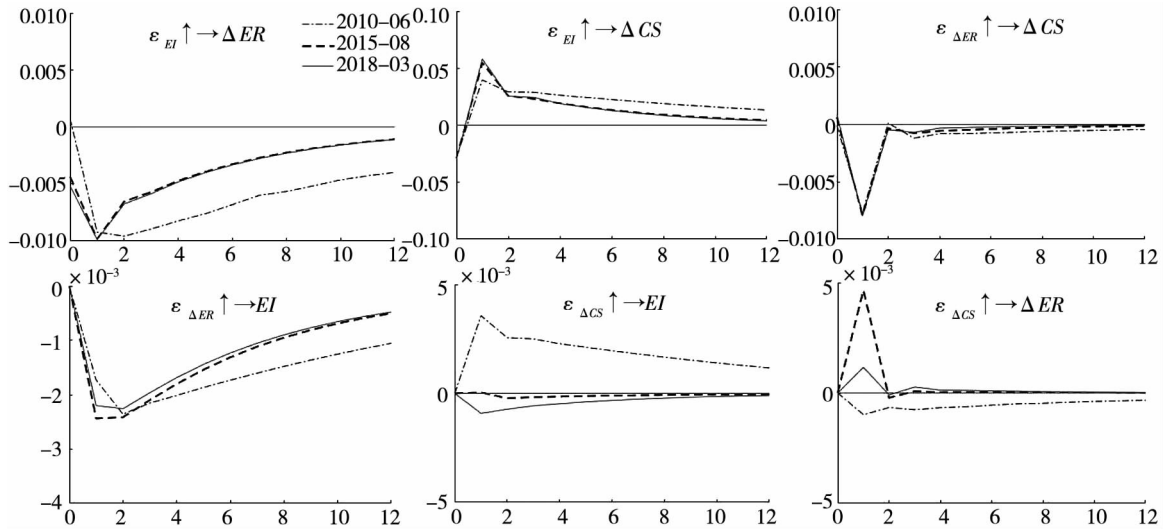


图 3 不同时点的脉冲响应图

Fig. 3 Impulse response graph at different time points

再次,信用利差变化对外汇干预正向冲击($\varepsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS$)的即期响应系数为负,之后迅速向 0 回复,经短暂调整后响应在第 1 期达到正向最大,之后一直下降,直到滞后 12 期左右才接近收敛为 0,意味着央行外汇干预对信用利差变化具有持续性的扰动,在极短的时间内能够降低信用利差变化的幅度,在长期反而提高信用利差变化的幅度,加剧信用利差波动。这一结果的理论机制为:官方的行为或政策取向是投资者密切关注的重要信息,是影响投资者情绪的重要因素,央行实施外汇干预行为通过影响投资者情绪间接对信用利差产生冲击。当央行采取外汇干预时,通过信号渠道影响投资者情绪,投资者情绪的变化会在很大程度上改变投资者决策并进而影响信用债券配置,供需的相对变化导致信用利差发生变化,这种影响随着时间推移外汇干预的存在感减弱而降低。与汇率变动对外汇干预冲击的响应一致,受人民币汇率形成机制市场化改革导致的外汇干预效率下降的影响,2015 年和 2018 年的脉冲响应同样比 2010 年 6 月的脉冲响应收敛的速度快。

第三,信用利差变化对人民币汇率变动正向冲击($\varepsilon_{\Delta ER} \uparrow \rightarrow \Delta CS$)的脉冲响应分别在 3 个时点上基本保持一致。具体而言,脉冲响应系数为负,响应强

度先增大后减弱,在滞后 1 期最强烈,之后下降,在滞后 4 期收敛为 0 值,表明人民币升值的幅度越大,信用利差减小的幅度越小,这种影响机制随着时间的推移逐渐减弱。这种结果与汇率对信用利差的影响机制相符,一方面,人民币升值引起债券市场流动性增加进而导致信用利差降低,另一方面,随着人民币升值幅度的加大,出口外向型的微观发债主体对汇率的敏感性上升,效益开始受到影响,财务状况恶化导致违约风险上升,信用利差增加,抵消了一部分导致信用利差减小的作用力。

最后,人民币汇率变动对信用利差变化正向冲击($\varepsilon_{\Delta CS} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)的脉冲响应在 3 个时点呈现出了“因时而异”的特征。2010 年 6 月,脉冲响应系数为负,2015 年 8 月和 2018 年 3 月,脉冲响应系数为正;2010 年 6 月的脉冲响应持续性在 12 期以上,而 2015 年 8 月和 2018 年 3 月的脉冲响应持续期仅为 4 期;2015 年 8 月的脉冲响应强度要大于 2010 年 6 月和 2018 年 3 月。由此可见,信用利差变化对人民币汇率变动的影响还受不同时点下基本面、货币政策以及国内外其他外部冲击等因素的影响。

从即期响应特征看,汇率变动与信用利差变化之间的联动效应存在滞后性,并且滞后 1 期最为显著。

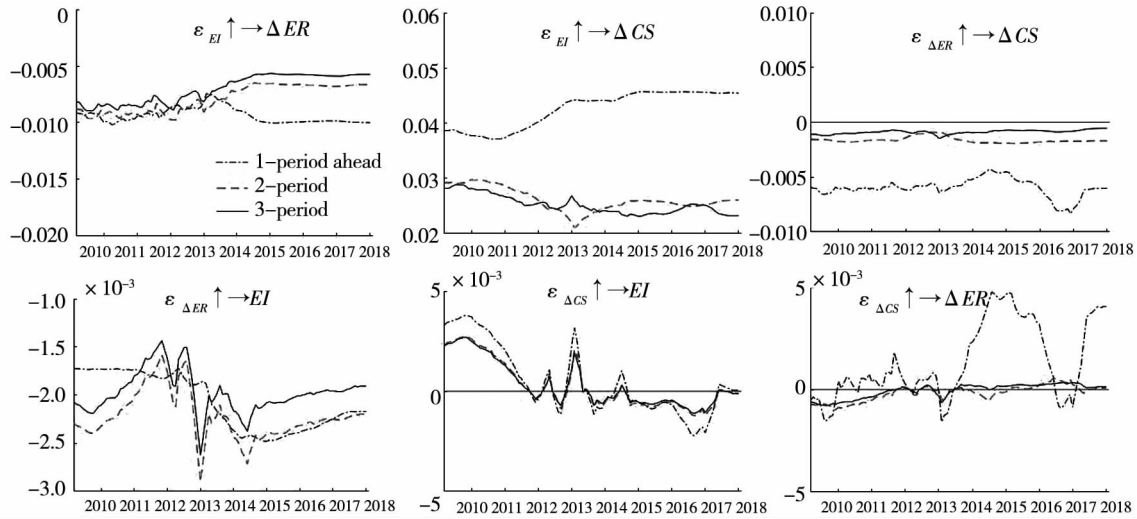


图4 不同提前期的时变脉冲响应图④

Fig. 4 Time-varying impulse response graphs at different lead times

图4显示了不同提前期下(1个月:短期、2个月:中期、3个月:长期)⑤的时变脉冲响应图.可以发现:

首先,人民币汇率变动对不同提前期的外汇干预正向冲击的脉冲响应($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)在2015年8月之前表现出了时变特征.2014年之前呈减弱趋势,表明这一阶段我国央行通过外汇市场干预以保证人民币汇率相对稳定的有效性逐步下降.2014年到2015年8月期间,外汇干预稳定人民币汇率的短期效果出现了反转,中长期效果进一步减弱.2015年8月之后,外汇干预稳定人民币汇率的短、中、长期效果趋于稳定,短期效果强于中长期,时变特征消失.

再次,外汇干预对信用利差变化的短、中、长期影响($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS$)在2015年之前时变但存在差异,在2015年之后逐步稳定,短期影响保持在较高水平.总的来说,外汇干预在一定程度上提高信用利差变化的幅度,加剧了信用利差波动.

第三,人民币汇率变动对信用利差变化的影响($\epsilon_{\Delta ER} \uparrow \rightarrow \Delta CS$)主要表现为短期影响,中期和长期影响较弱,在2015年8月到2018年3月之间脉冲响应表现出了时变特征.

最后,信用利差变化对人民币汇率变动的影响($\epsilon_{\Delta CS} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)也主要表现为短期影响,中期和长期影响微乎其微.其中,短期脉冲响应在

2014年年中突然增强,在2015年8月左右达到最高点,说明此阶段发生了结构性冲击.这一结果与前文理论分析和实际情况相符,其潜在的机制可概述为:2014年3月,首次出现信用债券实质性违约,超出了投资者预期,信用利差在此后一段时间内发生明显变化,投资者的风险偏好降低,增加利率债的配置,从而导致利率变动,利率变动又会从经常项目、资本项目两个方面对汇率产生影响.2015年8月之后,随着投资者对市场上发生债券违约事件不那么敏感,脉冲响应强度持续下降,信用利差变化仍然会传导至汇率,但影响减弱.2018年3月,脉冲响应突然在短时间内再次大幅增强,这与中美贸易摩擦带来的不确定性增加仍然是分不开的.从响应系数符号看,短期脉冲响应系数在大部分时点为正,期间发生了5次正负转换,中期和长期脉冲响应系数在大部分时点为负,表明在不同时点上,汇率变动与信用利差变化之间的关系呈现较大的不对称性.

综上所述:央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化存在非线性联动效应,该联动效应在短期、中期和长期视角下表现出了时变性特征.央行外汇干预能够起到降低人民币汇率波动的作用,但在真正发挥作用前存在短暂的时滞.从历史演进的特征来看,央行外汇干预稳定人民币汇率

④ 横坐标年份为每年年末,如2010为2010年12月.下面各时变脉冲响应图同.

⑤ 在划分短期、中期和长期的依据上,不同学者所选取的步长不尽一致.

的效果在降低。此外，央行外汇干预总体上还会加剧信用利差波动。汇率变动与信用利差变化之间的联动效应存在滞后性，且在不同时点上呈现较大的不对称性。

4 基于不同期限和信用评级的债券信用利差的动态分析

为进一步考察央行外汇干预、人民币汇率变

动与不同期限、不同评级信用利差变化之间联动效应是否存在差异，本文还对长期、中期、短期、AAA、AA+、AA 债券信用利差与人民币汇率的联动效应分别进行了分析。

4.1 基于不同期限的债券信用利差的脉冲响应分析

图 5 显示了外汇干预、人民币汇率变动与短期、中期、长期债券^⑥信用利差变化的联动效应在不同时点下的脉冲响应走势。

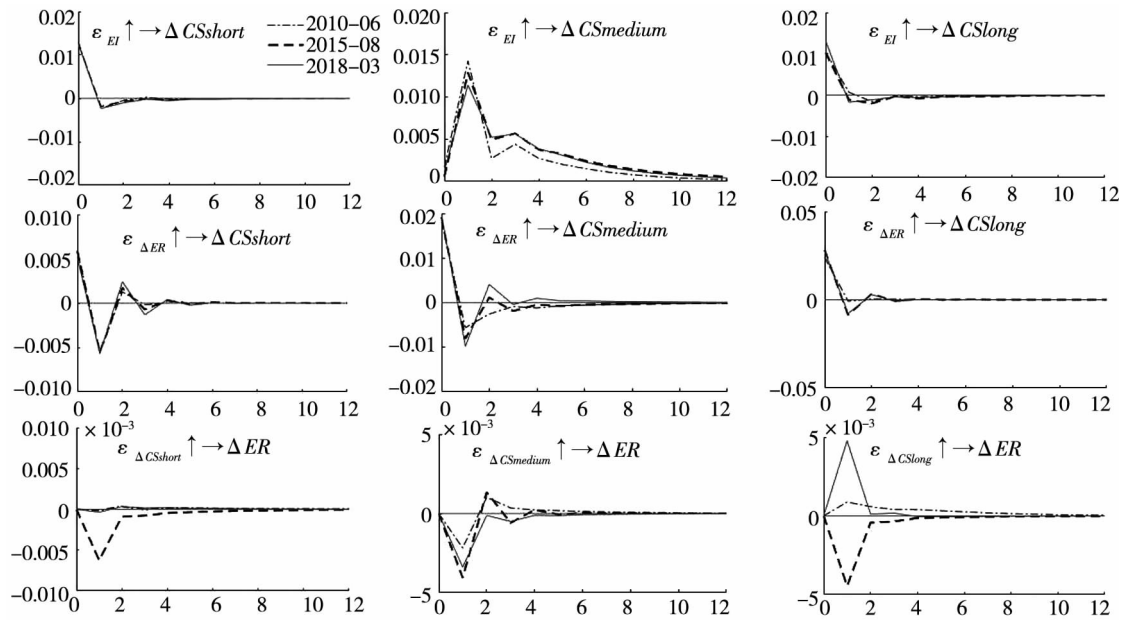


图 5 不同时点的脉冲响应图

Fig. 5 Impulse response graph at different time points

从图 5 可以看出：1) 短期和长期债券信用利差变化对外汇干预正向冲击的响应走势 ($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{short} / \Delta CS_{long}$) 在 3 个时点基本一致，中期债券信用利差变化的响应 ($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{medium}$) 与短期和长期债券信用利差变化的响应存在差异。具体而言，从响应系数符号看，短期和长期债券信用利差变化的即期响应系数为正，之后响应减弱，经过一次正负转换后在滞后 1 期达到负的极值点，在滞后 3 期收敛为 0 并保持稳定状态；中期债券信用利差变化对外汇干预正向冲击的即期响应为 0，之后迅速增强，在滞后 1 期达到正的极值点，之后减弱持续 12 期后收敛为 0 并保持稳定状态，在此过程中响应系数始终为正，期间在滞后 2

期和 3 期之间响应短暂增强。从响应强度看，外汇干预对中期债券信用利差变化的影响明显强于短期和长期债券信用利差。从影响持续期看，外汇干预对中期债券信用利差变化的影响比对短期和长期债券信用利差变化的影响持久。表明外汇干预对中期债券的需求变化有更大影响。

2) 短期、中期、长期债券信用利差变化对人民币汇率变动正向冲击的响应走势 ($\epsilon_{\Delta ER} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{short} / \Delta CS_{medium} / \Delta CS_{long}$) 在 2010 年 6 月存在差异，在另外两个时点基本一致。具体而言，从响应系数符号看，2010 年 6 月，短期、中期、长期债券信用利差变化的即期响应系数均为正，之后响应迅速减弱，短期和中期信用利差变化的响应

⑥ 本文以债券剩余期限为 [0, 5) 年代表短期、以 [3, 5) 年代表中期、以 10 年以上代表长期。

系数经过一次正负转换后在滞后1期达到负的极值点,而长期信用利差变化的响应在滞后1期收敛为0;之后短期信用利差变化的响应系数又经过4次正负转换才收敛为0,而中期信用利差变化的响应系数一直为负直到收敛为0.从响应强度看,人民币汇率变动对短期信用利差变化的影响明显弱于中期和长期债券信用利差.从影响持续期看,人民币汇率变动对长期债券信用利差变化的影响持续期最短,仅持续3期.因此,综合来看,中期债券信用利差受人民币汇率变动的影响最大.

3)人民币汇率变动对短期、中期和长期债券信用利差变化冲击的响应走势($\epsilon_{\Delta CS_{short}} / \Delta CS_{medium} / \Delta CS_{long} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)分别在3个时点差异悬殊.具体而言,短期债券信用利差变化对人民币汇率变动在2015年8月为负向影响,在另外两个时点上几乎无影响.在2010年6月,中期债券信用利差变化

的影响在滞后1期为负向最大,而长期债券信用利差变化的影响在滞后1期却为正向最大.在2015年8月,短期债券信用利差变化的影响与长期债券信用利差变化的影响走势和强度均一致,在滞后1期达到负向最大后持续减弱至0,中期债券信用利差变化的影响在滞后1期达到负向最大后又经过3次正负转换才收敛为0.在2018年3月,中期债券信用利差变化的影响在滞后前2期为负向影响,而长期债券信用利差变化的影响一直为负.从响应强度看,2015年8月,人民币汇率变动对短期债券信用利差变化正向冲击在滞后1期的响应强度明显大于中期和长期,意味着短期债券违约对投资者配置信用债的信心影响更大.

图6显示了外汇干预、人民币汇率变动分别与短期、中期、长期债券信用利差变化的联动效应在不同提前期下的脉冲响应走势.

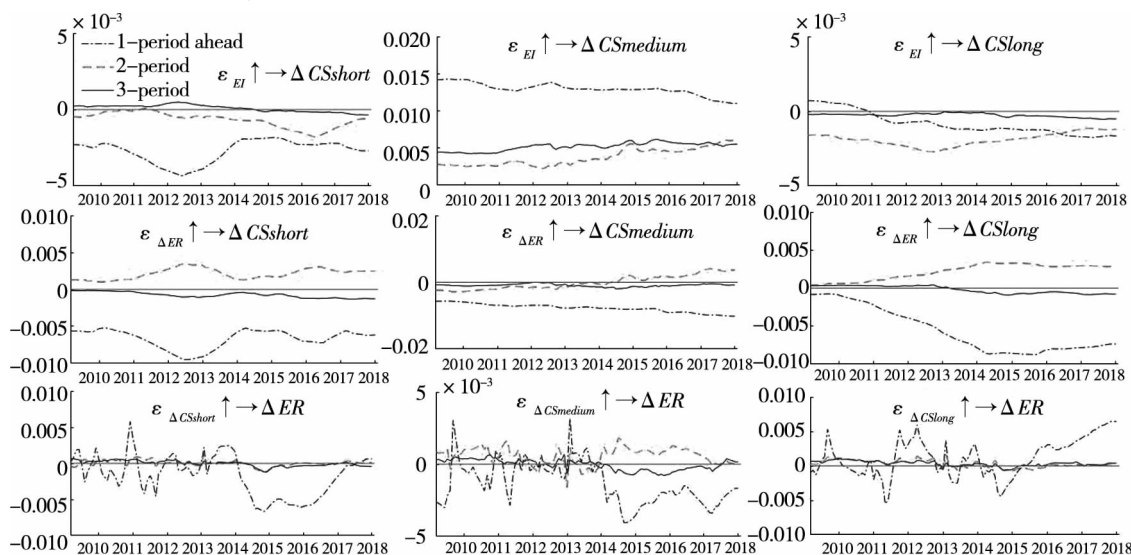


图6 不同提前期的时变脉冲响应图

Fig. 6 Time-varying impulse response graphs at different lead times

从图6不难发现:1)长期债券信用利差变化对提前1个月的外汇干预正向冲击的反应微弱,短期和中期债券信用利差变化的响应较强且时变,2013年6月以后呈现出减弱趋势,这与人民币汇率市场化形成机制的持续完善导致央行外汇干预的有效性下降有关;短期和长期债券信用利差变化对提前3个月的外汇干预正向冲击几乎无响应,表明外汇干预对短期和长期债券信用利差变化的影响持续期较短;长期债券信用利差变化

对提前1个月的外汇干预的正向冲击响应强度小于提前2个月冲击的响应,意味着外汇干预对长期债券信用利差的影响存在一定时滞.2)短期、中期和长期债券信用利差变化对人民币汇率变动正向冲击的响应均表现出了时变特征,中期信用利差变化的响应随时间演变的波动性最低,意味着短期和长期债券信用利差变化的响应更易受不同时点其他外部冲击差异的影响.3)人民币汇率变动仅对提前1个月3个期限债券信用利差变化

正向冲击响应强烈且随时间演变剧烈波动,响应系数符号在正负之间转换频繁,表明信用利差变化对人民币汇率变动仅有短期影响且时变特征明显,且在不同时点上,呈现出较大的不对称性。

总结此部分结果可得出,央行外汇干预、人民币汇率变动分别与短期、中期和长期债券信用利差变化之间的联动效应存在差异,中期债券信用

利差受人民币汇率变动的影响程度大于短期和长期债券。

4.2 基于不同评级的债券信用利差的脉冲响应分析

图 7 显示了外汇干预、人民币汇率变动分别与 AAA、AA +、AA 级债券信用利差变化的联动效应在不同时点下的脉冲响应走势。

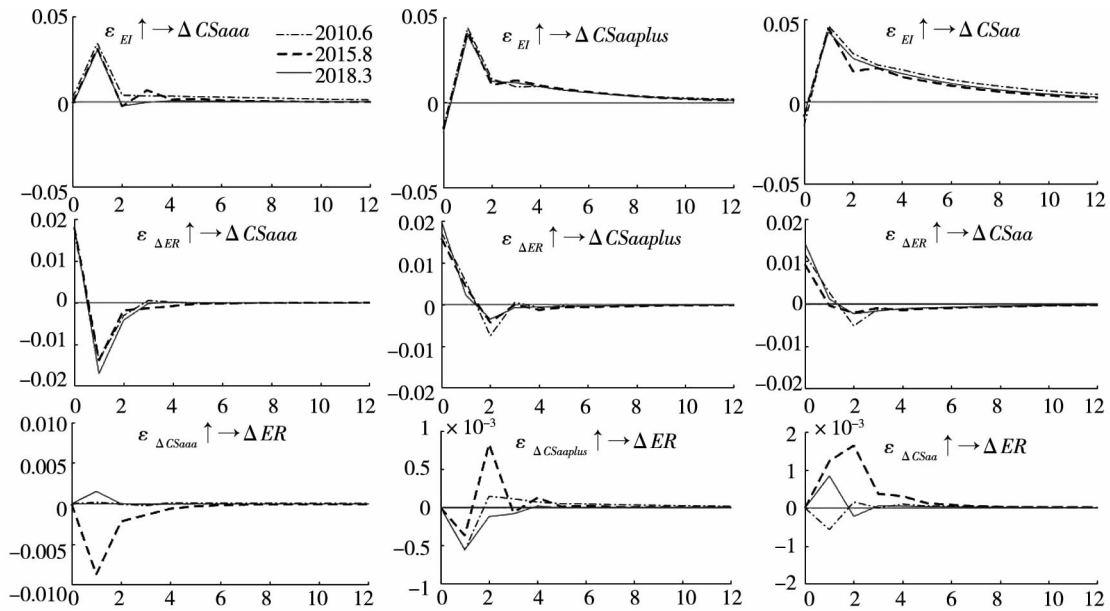


图 7 不同时点的脉冲响应图

Fig. 7 Impulse response graph at different time points

从图 7 可以看出:1) AA + 和 AA 评级债券信用利差变化对外汇干预正向冲击的响应走势($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{aplus} / \Delta CS_{aa}$)分别在 3 个时点上基本一致,与 AAA 评级的响应走势($\epsilon_{EI} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{aaa}$)存在差异. 具体而言,从响应系数符号看,AAA 评级债券信用利差变化对外汇干预正向冲击的响应系数为正,AA + 和 AA 评级的即期响应系数为负,但经过极短时间就发生了正负转换且一直维持正值,意味着总体上外汇干预加剧信用利差变化;从响应强度和响应持续期看,AA + 和 AA 评级债券信用利差变化对外汇干预正向冲击的响应强度和持续期均大于 AAA 评级,表明外汇干预对低评级债券信用利差的影响更大,即外汇干预主要影响低评级债券的需求变化。

2) AA + 和 AA 评级债券信用利差变化对人民币汇率变动正向冲击的响应走势($\epsilon_{\Delta ER} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{aplus} / \Delta CS_{aa}$)分别在 3 个时点上基本一致,

与 AAA 评级的响应走势($\epsilon_{\Delta ER} \uparrow \rightarrow \Delta CS_{aaa}$)存在差异. 具体而言,AAA、AA + 和 AA 评级债券信用利差变化在 3 个时点上的即期响应系数均为正,之后减小并转为负数,意味着人民币汇率变动幅度加大会在短时间增加信用利差变化的幅度,但这种影响会随着资本流动的反作用力而减弱甚至发生逆转;AAA 评级最大负向响应发生在滞后 1 期,AA + 和 AA 评级最大负向响应发生在滞后 2 期,而 AAA 评级在滞后 2 期的响应接近于 0,表明 AAA 评级债券在投资者心中具有特殊的地位,人民币汇率变动对 AAA 评级和其他低评级债券信用利差的影响不同,AAA 评级债券信用利差受到的影响时间更短。

3) 人民币汇率变动对 3 个评级债券信用利差变化正向冲击的响应走势图分别在 3 个时点上均有差异. 具体而言,2010 年 6 月,人民币汇率变动对 AAA 评级债券信用利差变化正向冲击($\epsilon_{\Delta CS_{aaa}} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)几乎无响应,对 AA + 和 AA 评

级债券信用利差变化的响应走势($\epsilon_{\Delta CS_{aa}} \uparrow \rightarrow \Delta ER$)一致;2015年8月,人民币汇率变动对3个评级债券信用利差变化正向冲击的响应走势均不一致;2018年3月,人民币汇率变动对AA+和AAA评级债券信用利差变化的响应走势基本一致,与对AA评级债券信用利差变化正向冲击的响应走势不同.从响应强度看,2015年

8月,人民币汇率变动对AAA评级债券信用利差变化正向冲击在滞后1期的响应强度明显大于AA+和AA评级,意味着高评级债券违约对投资者配置信用债的信心影响更大.

图8显示了外汇干预、人民币汇率变动分别与AAA、AA+、AA级债券信用利差变化的联动效应在不同提前期下的脉冲响应走势.

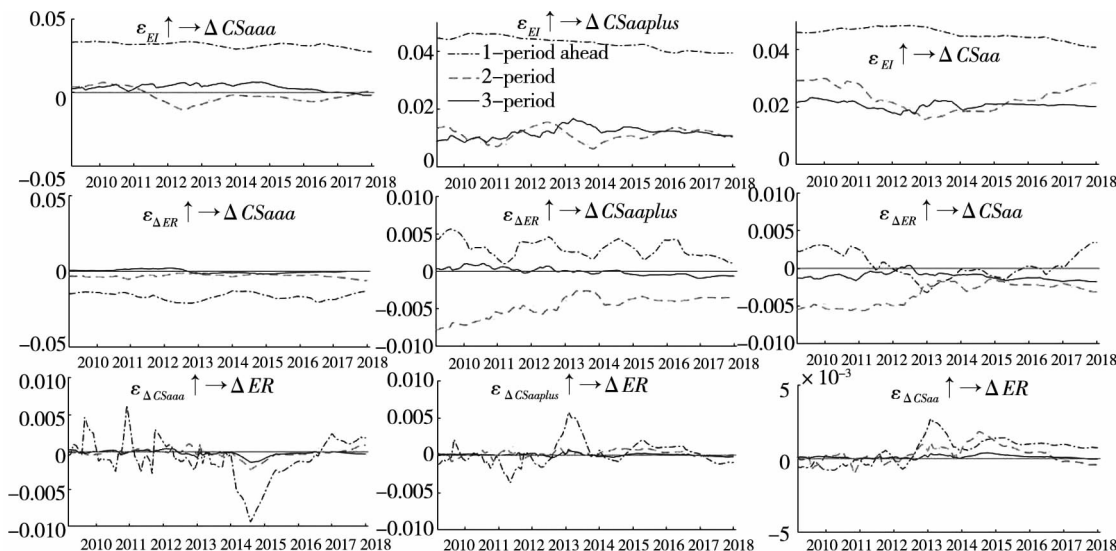


图8 不同提前期的时变脉冲响应图

Fig. 8 Time-varying impulse response graphs at different lead times

从图8不难发现:

1)3个评级债券信用利差变化对提前1个月的外汇干预正向冲击的响应基本一致,但对更长提前期冲击的响应存在差异,响应强度从弱到强依次为AAA评级、AA+评级和AA评级,表明外汇干预对信用利差的影响随着评级的下降而增加;对提前2个月的外汇干预冲击的响应表现出了明显的时变特征.

2)3个评级债券信用利差变化对提前3个月的人民币汇率变动正向冲击的响应几乎为0,对短、中提前期冲击的响应均表现出了时变特征,AAA评级债券信用利差变化的响应随时间演变的波动性最低,意味着低评级债券信用利差变化的响应更易受不同时点其他外部冲击的影响.

3)人民币汇率变动仅对提前1个月的3个评级债券信用利差变化正向冲击响应强烈且随时间演变剧烈波动,表明信用利差变化对人民币汇率变动仅有短期影响且时变特征明显;同时极值点

与突变点的频繁出现,意味着人民币汇率对信用利差变化冲击的响应易受到不同时点其他外部冲击的影响,例如2014年3月的信用债实质违约事件,导致信用利差波动加剧,并对人民币汇率造成一定的冲击.

因此,央行外汇干预、人民币汇率变动分别与AAA、AA+和AA评级债券信用利差变化之间的联动效应存在差异,人民币汇率变动对高评级债券信用利差的影响小于低评级债券.

5 结束语

为使实证检验的结果更为稳健,在得到本文结论之前,从以下3方面重复上述实证检验过程进行了验证^⑦:第一,借鉴司登奎等^[29],将实际汇率指标替换为汇率预期指标,以直接标价法下的人民币兑美元的12个月无本金交割远期协议价

⑦ 限于篇幅,脉冲响应图在此不再展示,可向作者索取.

作为人民币汇率预期的代理变量. 第二,参考何诚颖等^[25],用央行外汇占款余额的变动作为央行外汇干预的代理变量. 第三,用中债企业债信用利差指数作为信用利差的代理变量. 通过两类脉冲响应图对比发现,脉冲响应走势并未发生较大变化,对结论无影响,表明本文的实证结果稳健,结论可靠.

本文基于开放经济框架构建了包含央行外汇干预、汇率变动与信用利差变化的内生动态系统,从理论层面考察了央行外汇干预、汇率变动与信用利差变化之间的联动机制,结果发现,央行外汇干预、汇率变动与信用利差变化之间存在非线性的联动效应. 为量化该效应,本文选取了2010年1月至2018年12月的样本数据,采用包含随机波动的时变向量自回归模型进行实证分析,得到如下结论:第一,央行外汇干预、人民币汇率变动与信用利差变化存在非线性联动效应,并且联动效应具有较强的时变特征. 从即期响应特征看,汇率变动与信用利差变化之间的联动效应存在滞后性. 第二,尽管央行外汇干预能够在短期内起到稳定人民币汇率的作用,但在真正发挥作用前存在短暂的时滞. 从历史演进的特征来看,央行外汇干

预稳定人民币汇率的效果在降低. 此外,央行外汇干预总体上还会加剧信用利差波动. 第三,央行外汇干预、人民币汇率变动分别与不同期限债券信用利差变化之间的联动效应存在差异,人民币汇率变动对中期债券信用利差的影响最大. 第四,央行外汇干预、人民币汇率变动分别与不同评级债券信用利差变化之间的联动效应存在差异,人民币汇率变动对高评级债券信用利差的影响小于低评级债券.

基于本文的研究结果,可以得到以下3点启示:第一,应对人民币汇率变动引起的不确定性加以重视,分析人民币汇率变动时应考虑对不同风险类债券信用利差影响的差异,在估值时将汇率变动的风险溢价应考虑在内;第二,在持续推进人民币汇率形成机制改革的进程中,央行应创新干预手段,减少直接入市干预人民币汇率的频率,更多通过稳定预期、调整外汇准备金等方式进行调控,实现人民币汇率在合理区间内温和浮动;第三,加强对国际资本跨境流动的监测与管理,防范剧烈的外部冲击通过外汇市场传导到债券市场,以免造成金融风险的跨市场传染继而引发系统性风险.

参考文献:

- [1] 陈创练, 张年华, 黄楚光. 外汇市场、债券市场与股票市场动态关系研究[J]. 国际金融研究, 2017, 34(12): 83-93.
Chen Chuanglian, Zhang Nianhua, Huang Chuguang. The dynamic relationship between foreign exchange market, bond market and stockmarket[J]. Studies of International Finance, 2017, 34(12): 83-93. (in Chinese)
- [2] 郭培栋. 考虑汇率风险的违约债券定价模型[J]. 华中师范大学学报(自然科学版), 2014, 48(6): 785-790.
Guo Peidong. Default bond pricing model with exchange rate risk[J]. Journal of Central China Normal University (Natural Science), 2014, 48(6): 785-790. (in Chinese)
- [3] Clark E, Baccar S. Modelling credit spreads with time volatility, skewness, and kurtosis[J]. Annals of Operations Research, 2018, 262(2): 431-461.
- [4] Elton E J, Gruber M J, Agrawal D, et al. Explaining the rate spread on corporate bonds[J]. Journal of Finance, 2001, 56(1): 247-277.
- [5] Amato J, Remolona E. The credit spread puzzle[J]. BIS Quarterly Review, 2003, 5(12): 51-63.
- [6] Feldhütter P, Schaefer S M. The myth of the credit spread puzzle[J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31(8): 2897-2942.
- [7] Du D, Elkamhi R, Ericsson J. Time-varying asset volatility and the credit spread puzzle[J]. Journal of Finance, 2019, 74(4): 1841-1885.
- [8] 郭 晔, 黄 振, 王 蕴. 未预期货币政策与企业债券信用利差——基于固浮利差分解的研究[J]. 金融研究, 2016, 37(6): 67-80.

- Guo Ye, Huang Zhen, Wang Yun. Unexpected monetary policy and credit spreads of corporate bonds in China: An empirical analysis using spreads of fixed and floating rate bonds[J]. *Journal of Financial Research*, 2016, 37(6): 67–80. (in Chinese)
- [9] Li X L, Li X, Si D K. Asymmetric determinants of corporate bond credit spreads in China: Evidence from a nonlinear ARDL model[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2019, 52: doi: 10.1016/j.najef.2019.101109.
- [10] Kaviani M S, Kryzanowski L, Maleki H, et al. Policy uncertainty and corporate credit spreads[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 138(3): 838–865.
- [11] Kim J M, Kim D H, Jung H. Modeling non-normal corporate bond yield spreads By Copula[J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2020, 53: doi: 10.1016/j.najef.2020.101210.
- [12] Kwon D. Risk shocks and credit spreads [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2020, 64. doi: 10.1016/j.jmacro.2020.103208.
- [13] 周 宏, 徐兆铭, 彭丽华, 等. 宏观经济不确定性对中国企业债券信用风险的影响——基于 2007—2009 年月度面板数据[J]. *会计研究*, 2011, 32(12): 41–45+97.
Zhou Hong, Xu Zhaoming, Peng Lihua, et al. The impact of macroeconomic uncertainty on the Chinese corporate bonds' credit risk: Based on the panel data of months from 2007 to 2009[J]. *Accounting Research*, 2011, 32(12): 41–45+97. (in Chinese)
- [14] 贺 达. 中国市政债券信用价差影响因素分析[J]. *河海大学学报(哲学社会科学版)*, 2018, 20(1): 83–88+92.
He Da. An analysis of influential factors of credit price gap of municipal bonds in China[J]. *Journal of Hohai University (Philosophy and Social Sciences)*, 2018, 20(1): 83–88+92. (in Chinese)
- [15] 周荣喜, 牛伟宁. 中国债券信用价差体系研究[M]. 北京: 科学出版社, 2017: 117–130.
Zhou Rongxi, Niu Weining. *Credit Bond Spread System of China*[M]. Beijing: Science Press, 2017: 117–130. (in Chinese)
- [16] 孙 克. 企业债信用价差动态过程的影响因素研究[J]. *证券市场导报*, 2010, 20(7): 24–31.
Sun Ke. The influencing factors of the dynamic process of corporate bonds' credit spreads[J]. *Securities Market Herald*, 2010, 20(7): 24–31. (in Chinese)
- [17] 刘善存, 牛伟宁, 周荣喜. 基于 SV 模型的我国债券信用价差动态过程研究[J]. *管理科学学报*, 2014, 3(17): 37–48.
Liu Shancun, Niu Weining, Zhou Rongxi. Research on the dynamic process of credit spreads of China's bonds based on SV model[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 3(17): 37–48. (in Chinese)
- [18] 周 颖, 沐年国. 基于神经网络研究人民币汇率对企债收益的影响[J]. *重庆工商大学学报(自然科学版)*, 2020, 37(1): 71–77.
Zhou Ying, Mu Nianguo. The impact of RMB exchange rate on corporate bonds' yields based on neural network[J]. *Journal of Chongqing Technology and Business University (Natural Science)*, 2020, 37(1): 71–77. (in Chinese)
- [19] 于静霞, 周 林. 货币政策、宏观经济对企业债券信用利差的影响研究[J]. *财政研究*, 2015, 36(5): 49–57.
Yu Jingxia, Zhou Lin. The influence of monetary policy and macro economy on the credit spreads of corporate bonds[J]. *Public Finance Research*, 2015, 36(5): 49–57. (in Chinese)
- [20] 杨炳铎, 汤教泉. 中国债券收益率的可预测性检验[J]. *系统工程理论与实践*, 2019, 39(4): 970–985.
Yang Bingduo, Tang Jiaoquan. The predictability test of Chinese bonds' yields rate[J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2019, 39(4): 970–985. (in Chinese)
- [21] Augustin P, Chernov M, Song D. Sovereign credit risk and exchange rates: Evidence from CDS quanto spreads[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 129–151.
- [22] He X, Westerhoff F. Commodity markets, price limiters and speculative price dynamics[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2005, 29(9): 1577–1596.
- [23] 李小平, 吴冲锋. 利差交易、异质预期与汇率微观决定[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(6): 1–11.
Li Xiaoping, Wu Chongfeng. Carry trade, heterogeneous expectation and micro exchange rate determination[J]. *Journal of*

- Management Sciences in China, 2018, 21(6): 1–11. (in Chinese)
- [24] Dieci R, Westerhoff F. Heterogeneous speculators, endogenous fluctuations and interacting markets: A model of stock prices and exchange rates[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2010, 34(4): 743–764.
- [25] 何诚颖, 刘林, 徐向阳, 等. 外汇市场干预、汇率变动与股票价格波动——基于投资者异质性的理论模型与实证研究[J]. 经济研究, 2013, 48(10): 29–42+97.
He Chengying, Liu Lin, Xu Xiangyang, et al. Foreign intervention, exchange rate movements and stock price fluctuations: Theoretical model and empirical study based on investor's heterogeneity[J]. Economic Research Journal, 2013, 48(10): 29–42+97. (in Chinese)
- [26] Xiong H, Yan H. Heterogeneous expectations and bond markets[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(4): 1433–1466.
- [27] 李永, 王亚琳, 邓伟伟. 投资者情绪、异质性与公司债券信用利差[J]. 财贸研究, 2018, 29(3): 100–110.
Li Yong, Wang Yalin, Deng Weiwei. Investor sentiment, heterogeneity and the credit spread of Chinese corporate bonds[J]. Finance and Trade Research, 2018, 29(3): 100–110. (in Chinese)
- [28] 陈华. 央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗[J]. 经济研究, 2013, 59(12): 81–92.
Chen Hua. Has central bank intervention made the RMB exchange rate more balanced[J]. Economic Research Journal, 2013, 59(12): 81–92. (in Chinese)
- [29] 司登奎, 江春, 李小林. 基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定: 理论分析与经验研究[J]. 统计研究, 2016, 33(9): 13–21.
Si Dengkui, Jiang Chun, Li Xiaolin. The dynamic determinations of exchange rate expectation and central bank intervention: Theory and empirical evidence[J]. Statistical Research, 2016, 33(9): 13–21. (in Chinese)
- [30] 江春, 司登奎, 李小林. 基于拓展泰勒规则汇率模型的人民币汇率动态决定: 理论分析与经验研究[J]. 金融研究, 2018, 39(2): 82–99.
Jiang Chun, Si Dengkui, Li Xiaolin. The dynamic determinations of RMB exchange rate based on extend Taylor rule model: Theory and empirical evidence[J]. Journal of Financial Research, 2018, 39(2): 82–99. (in Chinese)
- [31] 刘林. 外汇市场干预、汇率与货币政策——兼论我国外汇市场冲销干预的有效性[J]. 山西财经大学学报, 2010, 32(9): 24–30.
Liu Lin. Foreign exchange market intervention, exchange rate and monetary policy: Also on the effectiveness of Sterilizing intervention in China's foreign exchange market[J]. Journal of Shanxi Finance and Economics University, 2010, 32(9): 24–30. (in Chinese)
- [32] 范龙振, 张处. 中国债券市场债券风险溢酬的宏观因素影响分析[J]. 管理科学学报, 2009, 12(6): 116–124.
Fan Longzhen, Zhang Chu. Explanation of macroeconomic variables on bond risk premia in China[J]. Journal of Management Sciences in China, 2009, 12(6): 116–124. (in Chinese)
- [33] 吴丽华, 傅广敏. 人民币汇率、短期资本与股价互动[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 72–86.
Wu Lihua, Fu Guangmin. Interaction of RMB exchange rate, short-term capital and stock price[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(11): 72–86. (in Chinese)
- [34] Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821–852.
- [35] Nakajima J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011, 29: 107–142.
- [36] 林伟斌, 王艺明. 汇率决定与央行干预——1994~2005年的人民币汇率决定研究[J]. 管理世界, 2009, 25(7): 67–76.
Lin Weibin, Wang Yiming. Exchange rate decision and central bank intervention: RMB exchange rate decision from 1994 to 2005[J]. Management World, 2009, 25(7): 67–76. (in Chinese)
- [37] 司登奎, 李小林, 江春. 央行外汇干预、投资者情绪与汇率变动[J]. 统计研究, 2018, 35(11): 58–70.
Si Dengkui, Li Xiaolin, Jiang Chun. Central bank intervention, investor sentiment and exchange rate fluctuation[J]. Statis-

tical Research, 2018, 35(11): 58–70. (in Chinese)

Central bank intervention, RMB exchange rate and credit spreads

XIONG Ya-hui, ZHOU Rong-xi, ZHENG Xiao-yu

School of Banking and Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China

Abstract: Under the framework of open economy, this paper develops an endogenous dynamic system consisting of the foreign exchange interventions of the central bank, the fluctuations of the RMB exchange rate and changes in credit spreads. The theoretical analysis explains the micro-linkage mechanism among the three factors and reveals non-linear endogenous relations among them. To capture the non-linear linkage effect, an empirical study is conducted utilizing the time-varying parameter structural vector autoregression model with stochastic volatility (SV-TVP-SVAR) with monthly data from 2010 to 2018. The empirical findings suggest that the non-linear linkage effect has distinct time-varying characteristics. The stabilizing effect of the central bank's interventions on the RMB exchange rate is decreasing. The linkage effect of the credit spreads variations among bonds with different maturities and ratings are asymmetrically related with the other two factors. The findings can deepen the understanding of the relationship between the exchange rate and the credit spread, provide theoretical support for all participants in the bond market to prevent risks, and have some enlightenment for the central bank to control RMB exchange rate.

Key words: foreign exchange intervention; RMB exchange rate; credit spreads; SV-TVP-SVAR model

附录

式(13)推导过程

由式(12)可得 $CS_{t,i} = \frac{\ln(FV_i) - P_{t,i}}{(T_i - t)} - R_t$, $\ln(FV_i) - P_{t,i} = (R_t + CS_{t,i})(T_i - t)$, 进而可以推出

$$\begin{aligned} \Delta CS_{t+1,i} &= CS_{t+1,i} - CS_{t,i} \\ &= \frac{\ln(FV_i) - P_{t+1,i}}{(T_i - t - 1)} - \frac{\ln(FV_i) - P_{t,i}}{(T_i - t)} - R_{t+1} + R_t \\ &= \frac{(T_i - t)\ln(FV_i) - (T_i - t)P_{t+1,i} - (T_i - t - 1)\ln(FV_i) + (T_i - t - 1)P_{t,i}}{(T_i - t - 1)(T_i - t)} - \Delta R_{t+1} \\ &= \frac{\ln(FV_i) - P_{t,i} - (T - t)(P_{t+1,i} - P_{t,i})}{(T_i - t - 1)(T_i - t)} - \Delta R_{t+1} \\ &= \frac{(T_i - t)(R_t + CS_{t,i}) - (T_i - t)(P_{t+1,i} - P_{t,i})}{(T_i - t - 1)(T_i - t)} - \Delta R_{t+1} \\ &= \frac{(R_t + CS_{t,i}) - (P_{t+1,i} - P_{t,i})}{(T_i - t - 1)} - \Delta R_{t+1} \end{aligned}$$

$$\text{又由式(10)可得 } P_{t+1,i} - P_{t,i} = A_i(P_{t,i} - F_{t,i}) + B_i(F_t^E - E_t) \quad (\text{a})$$

$$\text{由式(11)可得 } F_t^E - E_t = \frac{\Delta E_{t+1} - \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) - \tau_t IN_t}{D} \quad (\text{b})$$

因此,将式(a)和式(b)代入 ΔCS_{t+1} 可推出

$$\Delta CS_{t+1,i} = \frac{(R_t + CS_{t,i}) - (P_{t+1,i} - P_{t,i})}{(T_i - t - 1)} - \Delta R_{t+1}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{(R_t + CS_{t,i}) - A_i(P_{t,i} - F_{t,i}) - B_i(F_t^E - E_t)}{(T - t - 1)} - \Delta R_{t+1} \\
&= \frac{(R_t + CS_{t,i}) - A_i(P_{t,i} - F_{t,i})}{(T_i - t - 1)} - \frac{B_i(F_t^E - E_t)}{(T_i - t - 1)} - \Delta R_{t+1} \\
&= \frac{(R_t + CS_{t,i}) - A_i(P_{t,i} - F_{t,i})}{(T_i - t - 1)} - \frac{B_i}{(T_i - t - 1)} \frac{\Delta E_{t+1} - \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) - \tau_t IN_t}{D} - \Delta R_{t+1} \\
&= \frac{1}{D(T_i - t - 1)} [D(R_t + CS_{t,i}) - A_i D(P_{t,i} - F_{t,i}) + B_i \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) - B_i \Delta E_{t+1} + B_i \tau_t IN_t] - \Delta R_{t+1}
\end{aligned}$$

即式(13)得证.

式(14)推导过程

$$\text{由式(11)可得 } \Delta E_{t+1} = \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) + D(F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \quad (\text{c})$$

$$\text{又由式(10)可得 } (P_{t,i} - F_{t,i}) = \frac{\Delta P_{t+1,i} - B_i(F_t^E - E_t)}{A_i} \quad (\text{d})$$

所以将式(d)代入式(c)可推出

$$\begin{aligned}
\Delta E_{t+1} &= \sum_{i=1}^n C_i(P_{t,i} - F_{t,i}) + D(F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \\
&= \sum_{i=1}^n C_i \left(\frac{\Delta P_{t+1,i} - B_i(F_t^E - E_t)}{A_i} \right) + D(F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \\
&= \sum_{i=1}^n \frac{C_i \Delta P_{t+1,i}}{A_i} + \left(D - \sum_{i=1}^n \frac{C_i B_i}{A_i} \right) (F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t
\end{aligned} \quad (\text{e})$$

又由式(12)可得

$$\Delta P_{t+1,i} = (R_t + CS_{t,i})(T_i - t) - (R_{t+1} + CS_{t+1,i})(T_i - t - 1) \quad (\text{f})$$

因此,将式(f)代入式(e)可推出

$$\begin{aligned}
\Delta E_{t+1} &= \sum_{i=1}^n \frac{C_i \Delta P_{t+1,i}}{A_i} + \left(D - \sum_{i=1}^n \frac{C_i B_i}{A_i} \right) (F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \\
&= \sum_{i=1}^n \frac{C_i (CS_{t,i} + R_t - \Delta CS_{t+1,i}(T_i - t - 1) - \Delta R_{t+1}(T_i - t - 1))}{A_i} + \left(D - \sum_{i=1}^n \frac{B_i C_i}{A_i} \right) (F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t \\
&= \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{A_i} [R_t + CS_{t,i} - \Delta CS_{t+1,i}(T_i - t - 1)] + \left(D - \sum_{i=1}^n \frac{B_i C_i}{A_i} \right) (F_t^E - E_t) + \tau_t IN_t - \Delta R_{t+1} \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{A_i} (T_i - t - 1)
\end{aligned}$$

即式(14)得证.