人民币债券市场指数与汇率指数相关性及债券市场预警机制研究

(终期评审稿)

上海财经大学中债国际研究所

上海财经大学课题组

二〇一九年十二月

课题负责人：

丁剑平教授 上海财经大学上海国际金融中心研究院副院长、现代金融研究中心主任、上海国际金融与经济研究院研究员

课题组核心成员：

闵敏博士 上海财经大学金融实验室副主任

胡 昊 上海财经大学金融学院博士生

陆晓琴 上海财经大学金融学院博士生

课题管理部门负责人：

闫彦明博士 中央结算公司上海总部研发部总经理

课题经理：

李江 中央结算公司上海总部研发部

黄超博士 中央结算公司上海总部研发部

郝军章博士 中央结算公司上海总部研发部

课题合作研究团队：

王超群 中债金融估值中心高级总监

周舟博士 中债金融估值中心金融工程部副总监

张超博士 中债金融估值中心金融工程部

课题联系方式：

胡昊（huhao@163.sufe.edu.cn）

郝军章（haojz@chinabond.com.cn）

摘要

债券市场和外汇市场是金融市场的两大重要组成部分。作为金融市场的基准市场、核心市场，债券市场的国债收益率是中国市场利率的指向标，也是本国货币收益率的指向标。我国利率市场化改革也是从货币市场、债券市场首先展开的。目前我国利率市场化改革逐渐进入了深水区，稳妥推进利率“两轨合一轨”成为了目前的核心问题。随着我国市场化无风险利率的不断发展，国债收益率曲线等金融市场基准利率对于金融机构利率定价的参考作用逐渐增强，其重要性也在不断上升。

作为目前世界上最大的金融市场之一，外汇市场的重要性不言而喻。随着我国外汇市场逐步开放，汇率波动幅度不断扩大，人民币汇率市场化形成机制的程度也越来越高。2019 年的国务院政府工作报告中强调，要完善汇率形成机制，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定，完善利率、汇率市场化形成机制。未来几年，要进一步推进人民币汇率形成机制改革，保持汇率合理稳定运行对于实现人民币国际化，保障我国经济稳健增长，实现“两个一百年”的奋斗目标具有重大作用和现实意义。一方面，随着全球化进程的不断深化，近年来资本的跨境流通速度不断加快，各国金融市场之间相互影响，各市场间的溢出效应越发明显。另一方面，随着我国债券市场的不断发展，债券市场对外开放的进程也在不断加快，对于债券市场和外汇市场间的相互影响进行深入研究显得越来越重要。

事实上，通过梳理国内外的利率和汇率指标，进而选取国债收益率和双边汇率建立的时变向量自回归模型结果来看：首先，2015 年的“811 汇改”确实对于中美间的利率—汇率联动关系带来了结构性的变化；其次，从数值上看，美元利率对人民币汇率的影响远大于人民币国债利率的影响，这说明中国的利率政策还有待进一步改进，国内利率的调整目前还很难有效的通过货币市场和汇率市场间的传导机制影响两国双边汇率，利率市场化进程和汇率传导机制的建设仍需进一步深化；最后，汇率对国债利率的影响相比于国债利率对汇率的影响相对较小。而将研究扩展到其他国家时，我们发现各国宏观不确定性对于利率平价是否成立有着重要影响，特别是对于日元。日元相较于其他货币存在风险溢价，当全球风险上升引起国内风险也上升时，由于日本的风险不确定性较低，再结合套利投资者资金回流等因素，日元会相对升值。在避险属性中，日元强于美元、英镑、人民币和欧元。本文使用滚动窗口自回归模型和广义方差分解方法也得到了相似的结论。当经济危机出现时，全球风险也会上升，套利资金的避险趋势会使得资本从高利率国家向低利率国家转移。

基于以上结论，我们借鉴 Verdelhan（2018）的模型考虑了两类因素变量：美元因素和套利因素。美元因素和套利因素的波动分别依赖于不同的状态变量，两者正交的特性使得两个因素可以刻画不同的冲击。美元因素能刻画美国特质的冲击，而套利因素则刻画去除美元特质之后的全球冲击。我们使用这两个因素和利差构建了一个四因素模型。结果发现对于日元，代表全球冲击的套利因素对日美汇率的解

释能力强于美元因素，这充分说明了日元作为避险货币的地位。而对于其他货币，美元因素的解释能力依然要强于其他因素，这充分说明了美元因素通常解释了汇率动态的很大部分，并且也包括了很大部分的跨国差异。另外这也说明了为何人民币汇率受到美元国债利率的影响更大，主要还是由于人民币利率自身的传递渠道受限，人民币汇率市场化程度的提高将会慢慢减少这种不对称性。

理论上来说，利率是国内货币市场的价格，而汇率是国内资本和国外资本间的相对价格。依照经典的利率平价理论，由于国际间套利活动的存在，当两国利率存在差异时，资本的趋利性会使资本从低利率国家流入高利率国家，同时套利交易者往往会采用远期交易或者互换等方式来规避外汇风险确保资产收益。随着套利的不断进行，外汇远期差价会随之加大，最终使得在两国配置的资产所带来的收益率完全相等。所以，利率较高的货币的即期汇率上浮，远期汇率下浮，出现远期贴水；利率较低的货币会即期汇率下浮，远期汇率上浮，出现远期升水。凯恩斯学派的观点支持利率平价理论。但事实上，在现实经济中，由于经济体中种种复杂因素的影响，汇率与利率的关系也呈现出复杂性。大量的实证结果都显示利率平价并不成立。因此，我们通过构建一个内嵌风险厌恶的非抛补利率平价模型，认为不确定性为代表的预期风险水平会很大程度上影响到利率对于汇率波动的作用。不确定较高国家的货币将会倾向于贬值，而不确定性较低国家的货币会受到青睐，进而出现升值。

考虑到债券市场能够较好地反应宏观经济情况，我们使用中国

十年期国债收益率构建了债券市场不确定性指标，这一指标反映了货币政策不确定引起的债券市场波动率的变化和国债利率不确定性的上升。当债券市场不确定性指数高于阈值（0.0002）时，其代表着货币政策不确定性上升会打击国内的生产和消费，同时使得人民币有效汇率降低。当这一指数上升至高位时（2012 年到 2019 年 8 月出现了四次）往往会伴随着一定程度上的货币贬值和经济衰退，央行应当在这些时刻提供适当的预期管理和引导，稳定金融市场，保障经济稳定发展。同时，我们也考察了期限溢价对于宏观经济指标和金融市场的预测能力，发现一期内我国国内的期限利差对于股市和有效汇率指数有显著的解释能力。但是值得注意的是滞后一阶的三个月和十年期国债收益率间的利差并没有被模型选择，这说明这一指标并没有很强的长期预测能力。

最后，从总体上看，我国债券市场和外汇市场间的相互影响随着我国利率市场化改革和汇率形成机制改革的不断推进正在逐渐增强。从货币政策独立性来看，我国的货币政策受到国外因素的影响要远远小于 SDR 篮子中的其他四国，随着债券市场的开放，这种影响也在逐渐增强。从本文构建的债券市场不确定性指标和总体溢出指数上来看，全球经济的波动趋势受中美贸易摩擦和谈判进程的影响很大，目前全球风险正在不断累积。考虑到风险预期变化对于汇率波动的影响，我国应当在有管理的适度扩大汇率自由浮动范围，使人民币汇率的波动更加市场化的同时，一方面加强预期引导方面的工作，另一方面要考虑尽快在境内市场开展场内外汇衍生品业务，更好地服务涉外企业，

通过金融衍生品的方式分散外汇风险，避免人民币汇率的大幅波动的同时，加快金融开放创新，稳步的推进人民币国际化进程。

目 录

摘要..... 1
一、引言..... 1
（一）研究的背景与意义..... 1
1.研究背景..... 1
（1）债券市场对外开放进程加快..... 1
（2）我国利率市场化进程不断推进..... 11
（3）人民币汇率形成机制不断变化..... 14
2.研究意义..... 20
（二）研究的创新性..... 22
（三）研究安排 23
二、文献综述..... 25
（一）债券指数和汇率指数联动的理论研究..... 25
（二）债券指数和汇率指数联动的实证研究..... 27
（三）本章小结 37
三、国内外债券、汇率指数体系回顾..... 38
（一）债券指数体系的产生和发展..... 38
1.彭博巴克莱债券指数体系..... 38
（1）Kuhn，Loen&Co 时期（1973-1977）..... 39
（2）雷曼兄弟时期（1977-2008）..... 39
（3）巴克莱银行时期（2008-2016）..... 41
（4）彭博-巴克莱时期（2016-至今）..... 42
2.富时罗素债券指数..... 46
3.摩根大通债券指数..... 46
4.国内外债券收益率曲线编制差异..... 48
（二）国内外汇率指数介绍..... 50
1.国际清算银行（BIS）汇率指数编制..... 53
（1）BIS 汇率指数的成分货币..... 53
（2）BIS 汇率指数的权重计算..... 54
2.美联储美元汇率指数编制..... 57
（1）美联储美元汇率指数的成分货币..... 58
（2）美联储美元汇率指数的权重计算..... 58
3.ICE 美元指数 60
4.CFETS 人民币指数 61
5.国证人民币汇率指数..... 63
（三）本章小结 64
四、各国债券收益率与汇率的动态相关性研究..... 65
（一）中美利率、利差与汇率间相关性分析..... 66
1.基于线性模型的相关性分析..... 67
2.基于 VAR 模型的相关性分析..... 72
（二）基于 TVP-SV-VAR 的利率汇率动态关系研究..... 75
1.模型介绍..... 75
（1）SVAR 模型 76
（2）TVP-SV-VAR..... 76
2.中美间利率与汇率相关性的时变研究..... 77
（1）变量选取与数据来源..... 77
（2）平稳性检验..... 78
（3）参数估计结果..... 78
（4）时变参数特征分析..... 80

（5）时变脉冲响应分析 85
3.中日间利率与汇率相关性的时变研究 89
（1）变量选取与数据来源 89
（2）平稳性检验 90
（3）参数估计结果 90
（4）时变参数特征分析 92
（5）时变脉冲响应分析 95
4.中欧间利率与汇率相关性的时变研究 97
（1）变量选取与数据来源 97
（2）平稳性检验 97
（3）参数估计结果 98
（4）时变参数特征分析 100
（5）时变脉冲响应分析 102
5.中俄间利率与汇率相关性的时变研究 103
（1）变量选取与数据来源 103
（2）平稳性检验 104
（3）参数估计结果 105
（4）时变参数特征分析 107
（5）时变脉冲响应分析 110
（三）本章小节 111
五、人民币汇率与债券收益率互动的多因素分析 112
（一）SDR 四国的四因素模型比较研究 113
（二）本章小结 115
六、基于中债收益率的预警机制的构建 116
（一）利率和汇率间影响关系与预警机理分析 116
（二）扩展的利率平价模型构建 120
1.非抛补利率平价模型概述 120
2.不确定性和非抛补套利利率平价模型 121
（三）不确定性指标的构建 123
（四）不确定性指标与宏观经济的关系 125
1.OLS 回归分析 126
2.门限 TVAR 模型分析 128
（五）期限溢价和宏微观预警 132
（六）本章小结 138
七、总结及相关政策建议 139
参考文献 144
后记 151

图目录

图 1.1 境外投资者数量 8
图 1.2 银行间市场境外投资者持债规模（亿元人民币） 9
图 1.3 2019 年 6 月末境外投资者在银行间市场持债结构（亿元） 10
图 1.4 境外投资者在银行间市场持有国债规模 11
图 1.5 研究框架 25
图 3.1 彭博巴克莱指数体系详解 45
图 4.1 中美名义利率与汇率关系 66
图 4.2 中美实际利率与汇率关系 67
图 4.3 中美名义、实际利差与汇率关系 67
图 4.4 中美名义利差与汇率关系 68
图 4.5 中美实际利差与汇率关系 68
图 4.6 中美名义利差与汇率线性关系散点图 69
图 4.7 中美实际利差与汇率线性关系散点图 69
图 4.8 中美名义利差模型预测中美汇率的预测区间 72
图 4.9 中美实际利差模型预测中美汇率的预测区间 72
图 4.10 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果 79
图 4.11 三个变量同期关系的时变特征 81
图 4.12 人民币汇率波动率的时变特征分析 82
图 4.13 美元国债利率波动率的时变特征分析 84
图 4.14 人民币国债利率波动率的时变特征分析 84
图 4.15 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数 86
图 4.16 1、2、3 提前期利率冲击的汇率脉冲响应函数 87
图 4.17 “811 汇改”前后的脉冲响应图 89
图 4.18 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果 92
图 4.19 三个变量同期关系的时变特征 93
图 4.20 人民币兑日元汇率波动率的时变特征分析 94
图 4.21 日元国债利率波动率的时变特征分析 95
图 4.22 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数 96
图 4.23 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果 99
图 4.24 三个变量同期关系的时变特征 100
图 4.25 人民币兑欧元汇率波动率的时变特征分析 101
图 4.26 欧元国债利率波动率的时变特征分析 102
图 4.27 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数 103
图 4.28 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果 106
图 4.29 三个变量同期关系的时变特征 107
图 4.30 人民币兑卢布汇率波动率的时变特征分析 108
图 4.31 美俄利率和美元兑卢布汇率走势 108
图 4.32 原油价格和美元兑卢布汇率走势 109
图 4.33 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数 110
图 6.1 利率变动、利率不确定性及汇率波动的关系 120
图 6.2 十年期国债收益率预警指标 130
图 6.3 预警指标、汇率和国债收益率趋势 131
图 6.4 贸易战开打前后预警指数与汇率变化 132
图 6.5 美国国债收益率倒挂数据 133
图 6.6 中国国开债收益率倒挂数据 136

表目录

表 1.1 中国在岸债券市场对外开放重要政策 4
表 2.1 理论模型及预测因子选择 27
表 3.1 各国货币纳入彭博全球指数的时间 42
表 3.2 各国收益率曲线编制方案比较 49
表 3.3 各机构所编制汇率指数分类 51
表 3.4 2017 年 1 月 1 日前 CFETS 与美元指数的比较 62
表 3.5 2017 年 1 月 1 日后 CFETS 与美元指数的比较 62
表 4.1 中美名义利差和人民币兑美元汇率相关系数 69
表 4.2 中美实际利差和人民币兑美元汇率相关系数 70
表 4.3 中美利差、利率与汇率的单位根检验结果 72
表 4.4 中美名义利率和人民币兑美元汇率关系 73
表 4.5 中美实际利率和人民币兑美元汇率关系 74
表 4.6 中美名义利差和人民币兑美元汇率关系 74
表 4.7 中美实际利差和人民币兑美元汇率关系 74
表 4.8 各变量单位根检验 78
表 4.9 中美参数估计结果 79
表 4.10 各变量单位根检验 90
表 4.11 中日参数估计结果 91
表 4.12 各变量单位根检验 97
表 4.13 中日参数估计结果 98
表 4.14 各变量单位根检验 104
表 4.15 中俄参数估计结果 105
表 5.1 在岸人民币汇率四因素模型回归结果 113
表 5.2 日元对美元汇率四因素模型回归结果 113
表 5.3 欧元兑美元汇率四因素模型回归结果 114
表 5.4 英镑兑美元汇率四因素模型回归结果 115
表 6.1 债券市场不确定性对宏观经济的影响 127
表 6.2 门限 VAR 模型结果 129
表 6.3 美国十年期和三个月国债收益率之差对宏观经济影响 134
表 6.4 美国十年期和两年国债收益率之差对宏观经济影响 134
表 6.5 中国十年期和三个月国开债收益率之差对宏观经济影响 136
表 6.6 中国十年期和两年国开债收益率之差对宏观经济影响 137

一、引言

（一）研究的背景与意义

1.研究背景

（1）债券市场对外开放进程加快

债券市场和外汇市场是金融市场的两大重要组成部分。国债收益率是市场利率的指向标，也是本国货币收益率的指向标。作为金融市场的基准市场、核心市场，债券市场收益率的变化将引发不同货币之间供求关系的变动，从而推动汇率的波动。近年来，一方面随着全球化进程的不断深化，资本的跨境流通速度不断加快，各国金融市场间相互影响，各市场间的溢出效应越发明显，另一方面随着我国债券市场的不断发展，债券市场对外开放的进程也不断加快。

①、政策发展历程

自 2005 年以来，债券市场对外开放政策不断推出，境外投资者入市渠道更加拓宽、准入流程逐渐简化；各类境外发行人有序引入，相关管理规定更加清晰。

2005 年 4 月，中国人民银行分别批准泛亚基金和亚债中国基金进入全国银行间债券市场开展债券交易，中国银行间债券市场首次对境外投资者实现开放。

2005 年，中国人民银行、财政部、国家发改委和中国证监会等部

委联合发布《国际开发机构人民币债券发行管理暂行办法》（中国人民银行财政部国家发展和改革委员会中国证券监督管理委员会公告〔2005〕第 5 号），允许符合条件的国际开发机构在中国发行人民币债券，并明确了相关政府部门之间的职能分工，该政策的颁布是基于国际开发机构寻求通过债券市场发行人民币债券筹资的背景。

2009 年，我国跨境贸易人民币结算试点正式启动。为配合跨境贸易人民币结算试点，拓宽人民币回流渠道，2010 年 8 月，中国人民银行发布了《关于境外人民币清算行等三类机构运用人民币投资银行间债券市场试点有关事宜的通知》（银发〔2010〕217 号），允许境外中央银行或货币当局，香港、澳门地区人民币业务清算行，跨境贸易人民币结算境外参加银行投资境内银行间债券市场。

2011 年，人民币合格境外机构投资者（RQFII）制度正式推出，首批试点共有 200 亿元人民币的境内证券投资额度。当年，中国人民银行发布了《中国人民银行关于实施<基金管理公司、证券公司人民币合格境外机构投资者境内证券投资试点办法>有关事项的通知》，从而规范基金管理公司、证券公司人民币合格境外机构投资者境内证券投资试点工作。

2013 年 3 月，为拓宽合格境外机构投资者的投资渠道，规范合格投资者投资行为，中国人民银行会同中国证监会与外汇管理局联合颁布了《人民币合格境外机构投资者境内证券投资试点办法》（中国证券监督管理委员会令第 90 号），根据办法，人民币合格投资者可以

委托境内资产管理机构进行境内证券投资管理。此后，中国人民银行发布了《中国人民银行关于合格境外机构投资者投资银行间债券市场有关事项的通知》（银发〔2013〕69号）。根据文件要求，获得中国证监会核发合格投资者资格及国家外汇管理局核批投资额度的合格投资者可以向中国人民银行申请进入银行间债券市场。

2016年2月，人民银行发布中国人民银行公告〔2016〕第3号，进一步加大银行间债券市场对外开放，将符合条件的境外机构投资者范围拓宽至商业银行、保险公司、证券公司、基金管理公司及其他资产管理机构等各类金融机构，上述金融机构可以依法合规面向客户发行投资产品，以及养老基金、慈善基金、捐赠基金等中国人民银行认可的其他中长期机构投资者。符合条件的境外机构投资者应当委托具有国际结算业务能力的银行间市场结算代理人进行交易和结算。2016年5月，中国人民银行上海总部出台了《境外机构投资者投资银行间债券市场备案管理实施细则》，相关配套备案管理实施细则正式落地。

2017年6月，中国人民银行出台了《内地与香港债券市场互联互通合作管理暂行办法》，规定符合中国人民银行要求的境外投资者可通过“北向通”投资内地银行间债券市场，标的债券为可在内地银行间债券市场交易流通的所有券种。7月，中国人民银行与香港金融管理局发布联合公告，批准内地和香港两地基础设施机构香港与内地债券市场互联互通合作上线（简称“债券通”）。7月，“北向通”正式

上线运行。“债券通”在市场准入、备案程序、资格审核等方面，为长期资本流入中国债券市场提供了新的选择。

2018 年 6 月，中国人民银行上海总部发布 2018 年第 2 号公告，简化了境外投资者进入银行间债券市场投资者备案的信息收集和报备要求，以进一步便利境外投资者进入中国银行间债券市场投资。

2018 年 9 月，中国人民银行、财政部联合发布《全国银行间债券市场境外机构债券发行管理暂行办法》（中国人民银行财政部公告〔2018〕第 16 号），进一步明确了境外机构在银行间债券市场发债所应具备的条件、申请注册程序，并同时就信息披露、发行登记、托管结算以及人民币资金账户开立、资金汇兑、投资者保护等事项进行了规范。境外机构在银行间债券市场发行债券的制度安排、相关制度规则正不断完善。

表 1.1 中国在岸债券市场对外开放重要政策

时间	文件	相关内容
2005 年 2 月	《国际开发机构人民币债券发行管理暂行办法》（〔2005〕第 5 号）	规范国际开发机构发行人民币债券的行为
2010 年 8 月	《关于境外人民币清算行等三类机构运用人民币投资银行间债券市场试点有关事宜的通知》	准许香港澳门的人民币业务清算行、外境的货币当局或中央银行、跨区贸易人民币结算境外参与银行此三种组织在中国人民银行批复的额度内开展银行间市场债券投资。
2010 年 9 月	《国际开发机构人民币债券发行管理暂行办法》（2010 年修订）	对 2005 年发布的《国际开发机构人民币债券发行管理暂行办法》（中国人民银行财政部国家发展和改革委员会中国证券监督管理委员会公告〔2005〕第 5 号公布）进行修订。

2011年12月	《基金管理公司、证券公司人民币合格境外机构投资者境内证券投资试点办法》	允许人民币合格境外机构投资人开展银行间债券市场投资
2012年7月	《关于实施〈合格境外机构投资者境内证券投资管理办法〉有关问题的规定》（证监会公告〔2012〕17号）	合格投资者在经批准的投资额度内，可以投资在银行间债券市场交易的固定收益产品
2013年3月	《人民币合格境外机构投资者境内证券投资试点办法》（中国证券监督管理委员会令第90号）	人民币合格投资者可以委托境内资产管理机构进行境内证券投资管理
2013年3月	《关于合格境外机构投资者投资银行间债券市场有关事项的通知》	准许得到外汇管理局额度批准、中国证监会资格批准的QFII投资者通过申请参与中国银行间债券市场交易
2015年5月	《关于境外人民币业务清算行、境外参加银行开展银行间债券市场债券回购业务的通知》	允许已获准进入银行间债券市场的清算行和参加债券质押式回购交易和债券买断式回购交易，且回购资金可调出境外使用
2015年6月	中国人民银行批准境外参加银行、境外人民币业务清算行进入国内市场交易，并取消投资额度限制，扩大投资范围	
2015年7月	《关于境外央行、国际金融组织、主权财富基金运用人民币投资银行间市场有关事宜的通知》	放开境外央行、主权财富基金、国际金融组织等机构在我国银行间市场的投资范围和额度限制
2015年9月	中国人民银行发布第31号公告	放开境外央行类机构参与银行间外汇市场
2016年2月	中国人民银行出台第3号公告	境外机构范围扩至商业银行、保险公司、证券公司、基金管理公司及其他资产管理机构等各类金融机构；同时取消境外机构投资额度限制，简化管理流程
2017年3月	《国家外汇管理局关于银行间债券市场境外机构投资者外汇风险管理有关问题的通知》	规定人民币对外汇衍生品业务向银行间债券市场境外投资者开放
2017年7月	《内地与香港债券市场互联互通合作管理暂行办法》（2017年第1号令）	境外投资者可通过香港金管局进入我国银行间债券市场

2018年9月	中国人民银行上海总部2018年第2号公告	简化了境外投资者备案流程
2018年6月	《中国人民银行国家外汇管理局关于人民币合格境外机构投资者境内证券投资管理有关问题的通知》	取消QFII资金汇出比例限制、QFII（RQFII）本金锁定期
2018年9月	《全国银行间债券市场境外机构债券发行管理暂行办法》（中国人民银行财政部公告〔2018〕第16号）	进一步明确了境外机构在银行间债券市场发债所应具备的条件、申请注册程序，并同时就信息披露、发行登记、托管结算以及人民币资金账户开立、资金汇兑、投资者保护等事项进行了规范

数据来源：公开资料整理

②、市场发展阶段

第一个阶段（2005-2009年）：以首家境外机构进入银行间债券市场为标志。

2005年4月，中国人民银行批准泛亚基金进入全国银行间债券市场开展债券交易，在1.8亿美元等值人民币的额度内进行债券交易，标志着中国银行间债券市场对外开放进程迈出重要一步。由于泛亚基金是东亚及太平洋中央银行行长组织会议（EMEAP）发起的亚洲债券基金的组成部分，因此EMEAP的其他成员国投资者可以通过泛亚基金间接投资中国债券市场。根据人民银行批复，道富环球投资管理（新加坡）有限公司和香港汇丰（上海）银行分别作为泛亚基金的基金管理人和托管人，分别与全国银行间同业拆借中心和中央国债登记有限责任公司联系并办理相关联网、开户事项。

2005年5月，中国人民银行批准亚债中国基金进入全国银行间

债券市场开展交易，在 1.2 亿美元等值人民币额度内进行债券交易。华夏基金管理公司和交通银行分别作为亚债中国基金的基金管理人和托管人，分别与全国银行间同业拆借中心和中央国债登记有限责任公司联系并办理相关联网、开户事项。

第二个阶段（2010-2015 年）：伴随着人民币国际化战略的确立和 QFII、RQFII 等制度的推进，债券市场对外开放速度加快，境外投资者正式批量进入市场。

2013 年以来，伴随 QFII、RQFII、三类机构参与银行间债券市场的政策得到明确，境外机构批量进入银行间债券市场，境外机构投资者数量和持债规模显著增加。截至 2014 年末，境外参与机构共 180 只，持债规模约为 5491 亿元。

第三阶段（2016 年至今）：伴随着人民币加入 SDR 等国际化重大成果，中国人民银行公告〔2016〕第 3 号等文件相继出台，境内债券融资渠道不断扩宽，境外主体类型日益丰富，债券市场形成了全方位的开放势态。

从 2015 年下半年开始，随着人民币加入特别提款权（SDR）的预期高涨，利率市场化、人民币国际化、进程不断加快，熊猫债重新获得境外机构和企业的关注。2015 年 12 月，国际货币基金组织（IMF）宣布人民币将被纳入 SDR 货币篮子，人民币作为国际储备货币的功能得到加强。在此背景下，银行间债券市场对外开放进程加快，各项

便利政策不断推出，符合条件的境外机构投资者依法合规投资银行间债券市场。

伴随着债券市场开放步伐加快以及中国债券市场纳入国际债券指数，近年来境外投资者数量和持债规模都快速增长。从 2011 年到 2019 年 6 月，境外投资者在中央结算公司开立的账户数从 40 户增长到 1255 户。截至 2019 年 6 月末，直接入市的境外投资者共计 914 户，“债券通”模式的境外投资者共计 341 户。

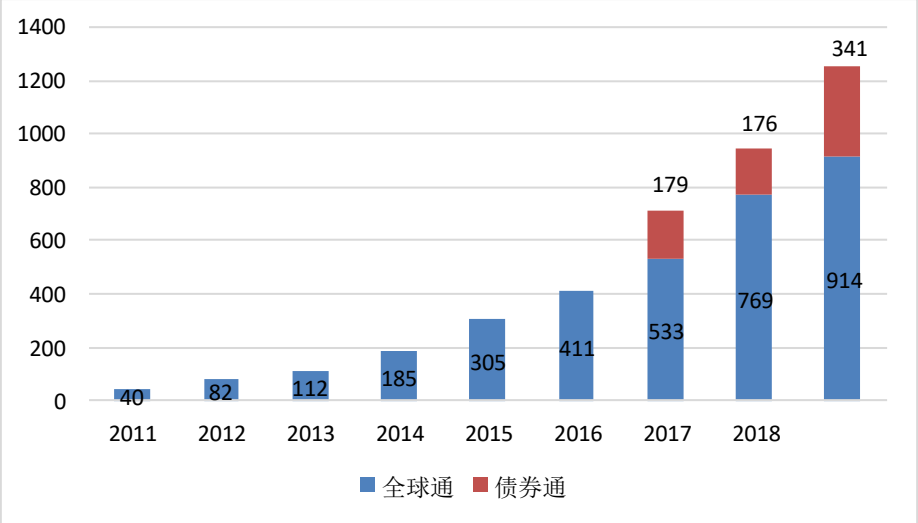


图 1.1 境外投资者数量

数据来源：中央结算公司

根据中央结算公司和上海清算所的托管数据，从 2011 年到 2019 年 6 月，银行间债券市场的境外投资者持债规模从 84.95 亿元增长到 17197 亿元。截至 2019 年 6 月末，境外投资者在银行间债券市场的持有占比约为 2.56%。

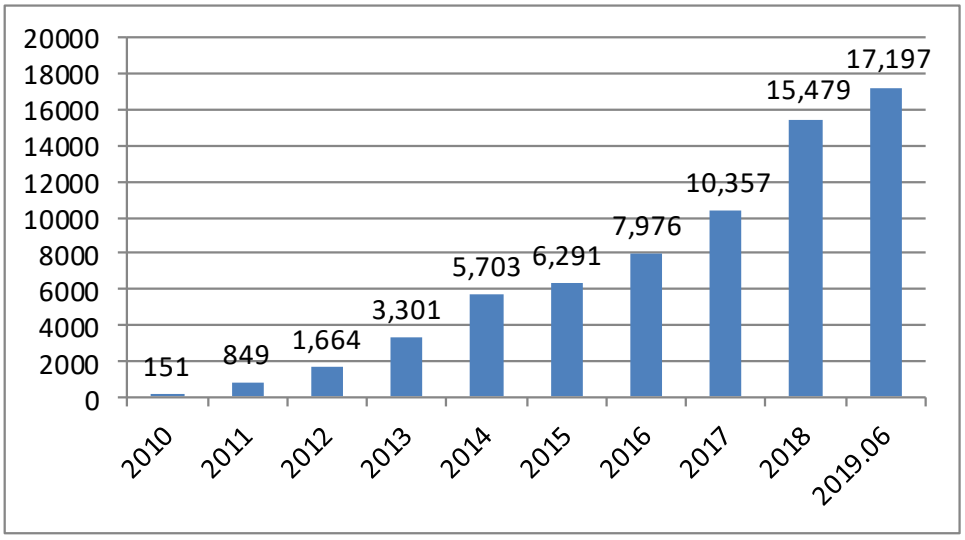


图 1.2 银行间市场境外投资者持债规模（亿元人民币）

数据来源：中央结算公司、上海清算所

③、在岸市场对外开放特点

一是境外投资者以亚洲地区机构投资者最为集中。银行间债券市场的境外投资者涵盖了六大洲的多数国家和地区，其中以亚洲最为集中，占比超过一半。而在亚洲地区投资者中，香港地区投资者数量最多。此外，花旗银行、汇丰银行、摩根大通公司、贝莱德等全球著名金融机构或资产管理公司已进入银行间债券市场，境外投资者参与债券市场的程度不断加深。

二是境外投资者主要持有国债等利率债。在持有债券的种类方面，境外机构以国债、政策性银行债等利率债为主。根据中央结算公司与上海清算所公布的托管数据，截至 2019 年 6 月末，境外机构在银行间债券市场共持有 17141.91 亿元，其中持有国债最多，达 11640.81 亿元，占比 67.91%；持有政策性银行债 4253.77 亿元，占比 24.82%。

三是跨境资金流动机制有重要影响。债券市场的对外开放需要建立在跨境资金流动便利的基础上，跨境资金的流通往往是境外发行人关注的焦点之一。从宏观上看，跨境资金流动将对汇率产生一定影响，对人民币储备也会形成新的压力。从微观上看，跨境资金流动的每一个环节均涉及具体细则，从而规范资金用途和业务开展，搭建便利的跨境资金流动渠道、降低风险互相传导的可能性以及加强对风险的管控能力可促进“熊猫债”市场的发展。

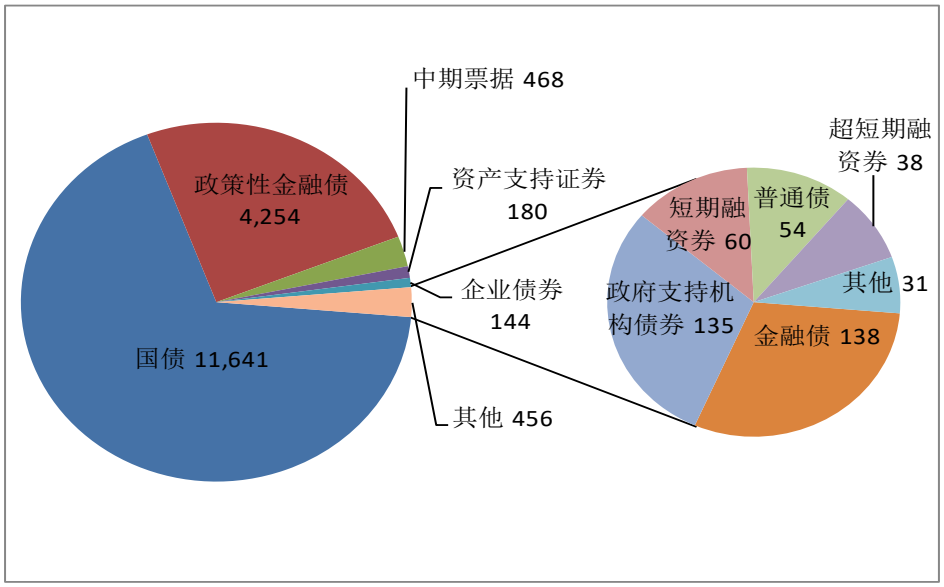


图 1.3 2019 年 6 月末境外投资者在银行间市场持债结构（亿元）

数据来源：中央结算公司、上海清算所

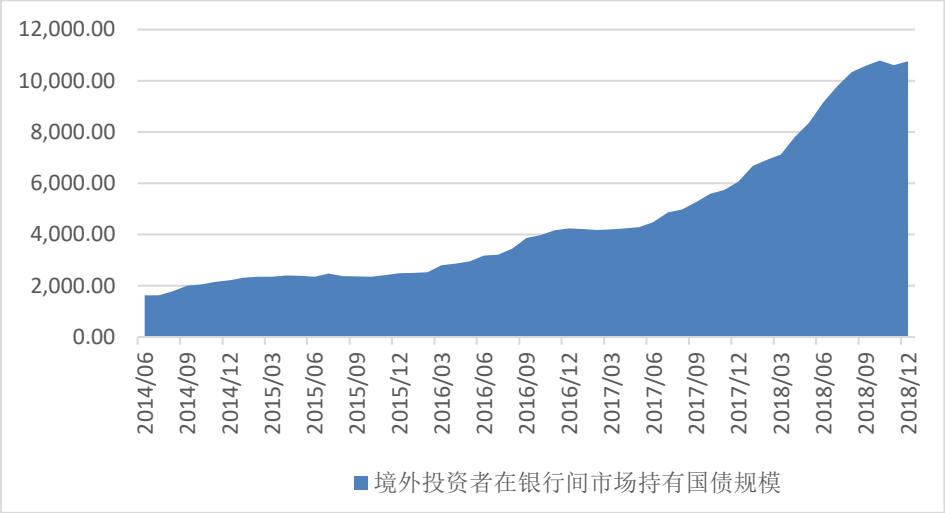


图 1.4 境外投资者在银行间市场持有国债规模

数据来源：中央结算公司、上海清算所

（2）我国利率市场化进程不断推进

1993 年 11 月，中共中央十四届三中全会通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，提出“中央银行按照资金供求情况即使调整基准利率，并允许商业银行存贷款利率在规定范围内自由浮动”。同年 12 月，国务院颁布了《关于金融体制改革的决定》，提出“中国人民银行要制定存、贷款利率的上下限，进一步理顺存款利率、贷款利率和有价证券利率之间的关系；各类利率要反映期限、成本、风险的区别，保持合理利差；逐步形成以中央银行利率为基础的市场利率体系”。1993 年也就成为了我国利率市场化改革的元年。

基本上，我国利率市场化改革是先从货币市场和债券市场开始的。1996 年 6 月，人民银行开始放开银行间同业拆借利率，这一利率可以给银行存贷款定价提高一个参考的利率。1997 年 6 月，银行间债

券回购利率也逐渐放开。1998 年 8 月开始，国开债和国债发型也开始使用随着银行间利率、国债和政策性金融债发行利率的市场化，我国货币市场和债券市场的市场利率逐渐形成。

伴随着货币市场和债券市场市场化的不断推进，1998 年到 1999 年期间人民银行多次扩大金融机构存贷款利率浮动区间，要求各个金融机构建立存贷款内部定价和授权制度。

2000 年以后，中国人民银行进一步推动利率市场化改革的步伐。2004 年，人民银行完全放开了金融机构的贷款利率上限和存款利率下限。2005 年 3 月，金融机构同业存款利率彻底放开，2007 年 1 月开始，上海银行间同业拆借利率正式入运行。

次贷危机过后，中国人民银行进一步推动存款利率浮动上限的限制。2013 年 7 月，金融机构贷款利率管制全面放开，贷款利率实现了完全市场化。2015 年 10 月 24 日，人民银行决定对商业银行和农村合作金融机构等不再设置存款利率浮动上限，至此，中国利率市场化进程基本完成。

而之所以说这是“形式上”基本完成，而不是“实质上”完成，是因为部分银行实质上仍未具备存款、贷款的定价能力，为防止银行在存款上恶性竞争，全行业继续实施存款利率行业自律，不同地区不同类型银行约定存款利率上浮的自律上限，对存款利率继续构成了一个无形的天花板。此外，由于种种非市场因素的存在，也尚未完全形成通畅的债券市场传导机制，货币市场利率变动之后，不能有效带动

存贷款利率的同向变动，两套利率仿佛各行其是。

为了解决这些问题，央行在 2016 年的第三季度债券市场执行报告中指出，DR007（存款类机构质押式回购利率）能够更好地反映银行体系流动性松紧状况，对于培育市场基准利率有积极作用，促进市场形成以 DR007 为基准利率的预期。2017 年央行发布《中国人民银行自动质押融资业务管理办法》，明确自动质押融资利率统一为 SLF（常备借贷便利）隔夜利率，在加强流动性管理的同时强化了 SLF 利率走廊上限的地位，进一步完善了利率走廊机制。由于央行公开市场操作利率是大型银行获得资金的最低成本，使得 DR007 和 Shibor1 周利率均在公开市场操作利率之上，从而导致 7 天逆回购利率成为利率走廊事实上的底部。以 SLF 利率和逆回购利率为上下限的利率走廊初步建立，标志利率市场化改革的继续深入推进。

当前利率市场化改革的一个核心问题是稳妥推进利率“两轨合一轨”，理顺资金价格决定机制。一方面，存贷款基准利率仍是我国存贷款市场利率定价的锚。虽然目前存贷款利率浮动的上下限已经放开，但央行仍继续公布存贷款基准利率，作为金融机构利率定价的参考。其中，贷款基准利率一直作为金融机构内部测算贷款利率时的参考基准和对外报价、签订合同时的计价标尺。另一方面，我国市场化无风险利率发展良好，对金融机构利率定价的参考作用日益增强。

在利率市场化推进过程中，中国人民银行于 2019 年 8 月 17 日宣

布改革完善贷款市场报价利率（LPR）：每月 20 日将按照新的报价机制发布贷款市场报价利率 LPR，作为各银行新发放贷款定价的主要参考，同时作为浮动利率贷款合同的定价基准。新版的 LPR 有四点变化：一是报价方式发生改变，按照公开市场操作利率加点形成；二是报价的期限品种新增 5 年期以上，引导银行中长期贷款下行；三是报价行数量增补为 18 家，新增城市商业银行、农村商业银行、外资银行和民营银行各两家；四是报价频率改为每月一次，增强了对市场化利率的调节频率。新的 LPR 机制是我国今年来在利率市场化改革、尤其是贷款市场利率改革方面的标志性事件，通过为商业银行贷款业务提供参考利率、在加快引导商业银行定价机制市场化方面具有重要的改革示范作用。

随着我国利率市场化的不断推进，我国债券市场对外开放的进程也不断提速，目前境外投资者在境外托管的债券金额已经从 2012 年的 800 亿人民币增长到近 1.6 万亿人民币。特别是 2019 年我国债券正式纳入彭博巴克莱指数后，可以预见未来五年我国债券市场的开放速度会进一步加快。

（3）人民币汇率形成机制不断变化

按照经济学的“三元悖论”（Mundelilian Trilemma），一国债券市场的独立性、资本的完全自由流动以及固定汇率制度无法完全实现，这也要求各国在实现外部平衡以稳定进出口和实现内部平衡以保持债券市场独立性之间进行取舍。

1978 年改革开放以来，中国市场在逐步开放，人民币汇率为适应改革开放需要，旨在服务实体经济和服从宏观经济的四大目标(物价稳定、充分就业、经济增长和国际收支平衡)而采取了“双轨制”。开放初期由于还残留着计划经济的影子，“渐进式”改革模式需要在稳定的大环境下完善人民币汇率形成机制。为此，针对当时人民币汇率官价明显高估的现象，实行了进出口企业内部“调剂价”、服务业的“外汇兑换券”等临时性措施来应对官价的高估。一直到 1994 年才实现了“双轨制”的“并轨”。当时由于外汇相对短缺和留学潮的出现，黑市价在“并轨”后逐渐消失。“过去曾经采用换汇成本的方法、购买力平价的理论衡量人民币汇率水平是否合适，从我国外贸发展的实践来看，这是一个正确的选择。

进入 21 世纪以来，人民币汇率制度以 2005 年 7 月 21 日“汇改”为界，分成明显的两个阶段：固定汇率制度阶段和中间汇率制度阶段。而中间汇率制度阶段又可以根据不同汇改和政策发布时间为界分为几个不同的小阶段。期间人民币汇率制度演化虽然跌宕反复，但正逐步向着以市场供求为基础的浮动汇率制度目标迈进。进入 21 世纪，尤其是 2002 年中国“入世”以后，国内的经济形势与国际政治经济压力使得中国开启汇率制度改革之路。就国内而言，“入世”之后，各成员国给予中国“最惠国待遇”，借助成本和政策优势，中国的出口迅速增长，贸易顺差不断加大，外汇储备不断增加，为汇率制度改

革提供了支撑; 同时，强劲的外需拉动了中国的经济增长，为汇率制度改革提供了内在动力。就国际形势而言，中国出口的大幅增加加剧了相关贸易国的贸易逆差，其中，2004 年美中贸易逆差占到美国贸易逆差总额的 1/3 左右，中国与贸易伙伴之间贸易摩擦加剧，贸易壁垒常筑。以美国为首的发达国家一方面给中国施压，诟病中国的人民币汇率形成机制; 另一方面又要求人民币升值，减少贸易逆差。在内部需要和外部压力下，中国决定择机开启人民币汇率形成机制改革。2003 年 10 月，中国时任国家主席胡锦涛首次指出，中国将实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度，这是同当前中国的经济发展阶段、金融监管水平和企业承受能力相适应的。2005 年 7 月 21 日，中国人民银行正式宣布，中国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，并于当日让人民币对美元升值 2%。这可以说是人民币汇率制度的历史性突破，实施了十余年的固定汇率制度终于转变为有管理的浮动汇率制度。

2008 年国际金融危机发生打乱了中国的汇率制度改革步伐。当时，中国面临着空前严峻的国际形势。一方面，国外订单骤减，出口锐减，出口企业利润下降，公司破产，经济增速下降; 另一方面，国内金融稳定受到冲击。为了稳定国内金融形势，缓解出口下降，中国政府决定人民币重新钉住美元，且人民币(兑美元) 汇率日间波动幅度由 0.5%下降到 0.1%以内。在金融危机期间钉住美元，固然减少了因汇率问题所造成的经济波动，但使得原本接近均衡汇率的人民币币

值产生了升值压力，美国等发达国家又开始对人民币施压，逼迫人民币升值。与此同时，在强财政刺激下，国内经济复苏势头明显，到 2010 年中国俨然已经走出国际金融危机的影响。在这种国内外复杂的政治经济背景下，人民币汇率制度改革重新启动。央行于 2010 年 6 月 19 日对外公告，进一步推进人民币汇率形成机制改革，重在坚持以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节，并且银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度坚持以 0.5%的日内波幅对人民币汇率进行动态调节。2012 年 4 月 14 日这一波幅又由 0.5% 扩大至 1%，2014 年 3 月 17 日进一步扩大至 2%。比较 2005 年汇改和 2010 年汇改，可以发现，两者有着很多的共性。首先，面临的国际形势相似，均是在实行固定汇率一段时间之后，迫于外部压力而进行的改革；其次，均是由固定汇率向有管理浮动的汇率制度改革；最后，改革之后，人民币持续升值。可以说，2010 年的人民币汇率制度改革是被 2008 年国际金融危机打断后的改革的重启，是 2005 年“汇改”的继续，此后直到 2014 年初，人民币踏上了波动升值之路。但是，此次重启人民币汇率制度改革依旧存在一些问题，最重要的就是参考一篮子货币的透明度太低，而事实上中国更加注重参考美元，即美元在一篮子货币中的比重过高；同时，人民币也没有实现真正的有管理浮动，而是一种类爬行区间的汇率制度。

国际金融危机之后三年，由财政和货币刺激推动的 GDP 增速迅

速下行，潜在 GDP 由 9%到 10%下降到 6% ，中国经济进入新常态阶段。但是这一阶段，由于人民币定价机制自身的问题，人民币兑美元中间价依旧下行，人民币汇率升值，使得人民币存在一定的高估，为后来人民币的持续贬值埋下了隐患。与此同时，美国经济复苏，美联储逐渐退出 QE，加息及加息预期强烈，美元大幅升值。在国内经济基本面和国际经济形势的双重压力下，人民币开始持续贬值。自 2014 年第二季度开始直到“811 汇改”之前，人民币贬值造成中国连续 6 个季度出现资本账户逆差，资本大量外流，国内金融风险加剧。另外，受人民币加入 SDR 条件的影响，逐渐实施更为灵活的汇率制度成为必要选择。在这些国内外经济政治背景下，“811 汇改”正式开始。2015 年 8 月 11 日，中国央行宣布调整人民币兑美元汇率中间价报价机制，做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率，向中国外汇交易中心提供中间价报价。这一调整使得人民币兑美元汇率中间价机制进一步市场化，更加真实地反映了当期外汇市场的供求关系。

但是人民币汇率连续三天贬值近 6%，在巨大的贬值压力下，央行放弃了这一定价原则，改为“参考前日收盘价+稳定 24 小时篮子货币”这一机制，虽然使得人们不好预测汇率变化，但没有打破人们的贬值预期，人民币持续贬值。2016 年初，央行推出了“收盘汇率+一篮子货币汇率变化”的新人民币兑美元汇率中间价形成机制，但依旧不能改变人们的人民币贬值预期。2017 年 2 月，外汇市场自律机制将中间价对一篮子货币的参考时段由报价前 24 小时调整为前一日收

盘后到报价前的 15 小时，避免了美元汇率日间变化在次日中间价中重复反映，人民币汇率中间价机制逐步完善。不过，与以前相比人民币货币篮子显得更加清晰。2015 年 12 月 11 日晚间，外汇交易中心正式发布了 CFETS 人民币汇率指数，汇率指数参照人民币货币篮子共计 13 种货币，其中权重最高的四个币种依次为美元、欧元、日元、港币，权重分别为 26.4%、21.39%、14.68%、6.55%。2017 年 1 月 1 日起，按照 CFETS 货币篮子选样规则，CFETS 货币篮子新增 11 种币种，CFETS 篮子货币数量由 13 种变为 24 种，新增篮子货币权重累计为 21.09%。新增篮子货币后，权重最高的四个币种依次为美元、欧元、日元和港币，但占比有所下降，分别为 22.4%、16.34%、11.53%和 4.28%。从货币篮子可以看出人民币依旧在较高的程度上钉住美元，但更加注重其他篮子货币的变化。

进入 2017 年以来，人民币汇率贬值压力得以有效缓解(2016 年人民币兑美元即期汇率贬值超过 6%，外汇储备缩水 30%)，经济增速趋于稳定，经济基本面向好，但人民币兑美元中间价升值幅度远小于新兴市场国家，即经济基本面因素没有很好地体现在人民币汇率中间价定价机制中。出于这种原因，央行在 2017 年 5 月末将中间价报价模型由原来的“收盘价+一篮子货币汇率变化”调整为“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”。逆周期因子的引入确实在一定程度上缓解了人民币汇率波动不能有效反映经济基本面的变化这一不足，缓解

了外汇市场可能存在的“羊群效应”，同时也提高了人民币调控的自主性，。但就这一因子而言，逆周期因子的加入提高了央行对汇率的控制程度，使得人民币汇率向着不利于市场化的方向发展，与人民币汇率制度改革的长期目标不一致。因此，这是一个暂时性的政策。

未来几年，人民币汇率形成制度的改革方向依然是进一步加强我国有管理的浮动汇率形成机制改革，并进一步扩大汇率波动的市场化程度。我国经济金融的稳健运行为外汇市场和人民币汇率合理稳定运行提供了基本面支撑，但金融市场开放进程的提速和内外经济形势的不断变化也带来资本流动和市场开放的新形势。

2.研究意义

为进一步形成以市场供需为基础的有弹性的汇率运行机制，提高债券市场的自主性，完善与我国经济地位相适应的宏观政策管理架构，有必要对新形势下债券市场和外汇市场的联动进行深入研究。具体来看，对人民币债券市场与外汇市场的互动机制进行研究具有以下重要意义：

一是对宏观政策制定的意义。债券市场提供了财政政策和债券市场调控的重要平台，为宏观政策功能的实现提供了基础条件。研究可为利率市场化和汇率形成机制改革的不断推进，以及债券市场的制定提供一些证据和启示。

二是对债券市场发展的意义。债券市场作为金融市场的重要组成部分，对我国资本市场的健康发展意义重大。在中国金融业对外开放

的背景下，我国债券市场进一步开放，境外投资者对我国国债等利率债的配置比例逐步上升。本文的研究对债券市场的开放发展具有一定的借鉴意义。

三是对外汇市场发展的意义。债券市场作为国际货币回流机制的环节之一，是跨境资本流动的重要渠道，债券市场的发展和对外开放有助于缓解外部性、稳定币值。2018 年以来，在国内经济下行压力加大、中美贸易摩擦反复、国际大宗商品价格波动加剧等背景下，人民币兑美元汇率经历先涨后跌、双向波动的态势。8 月，央行恢复征收外汇风险准备，外汇市场重启了逆周期因子，从而预防外部环境变动对外汇市场产生的负面冲击。在外汇市场上，市场情绪出现波动将影响短期资本流动。研究可助力外汇市场预警机制的建立，缓解在汇率波动中升贬值预期的进一步积累，维护国内金融市场稳定。

四是对人民币国际化的意义。2019 年，人民币债券纳入彭博巴克莱全球综合指数，意味着中国债市的自由开放迈出新的一步。据市场分析机构预测，外资流入的步伐将在 2018 至 2020 年加快，外资进入人民币债券市场规模将达 7000-8000 亿美元，其中约 40%来自民间资本，约 60%为公共/官方投资。在市场开放中，人民币债券市场与全球债券市场发展的相关性也趋于提升，汇率的变化也会引发更为显著的联动效应。特别是中美两国的债券市场溢出效应一定会对中国国债或是政策债短期内会发生集中的流动性冲击。从外国投资者的角度，

通过对汇率和利率关系的研究来挖掘人民币债券对国际投资者的投资价值（债券收益率+汇率=外国投资人的总收益），主要是外资流入的时间段，研究净流入流出和汇率、利率之间的关系，进而研究什么时候会有更多地流入，对于什么时间点投资人民币债券有指导性意义，怎样的利率汇率环境可以吸引更多地外国投资者进入国内市场，进而推动人民币的国际化进程。

（二）研究的创新性

本研究的创新性尝试主要包括以下几点：

①、在研究中引入更多的实际利率替代变量。前期国内的研究中使用同业拆借利率（Shibor）、存款利率、贷款利率的较多，但这些利率受到的管制较为严重，而且不能代表市场上的实际利率，事实上随着我国债券市场的发展，目前从各种债券价格中剥离的利率期限结构能够更好地代表经济中的实际利率水平，本研究中使用了多个期限、多个品种的债券关键期限收益率数据，来更好地刻画各国利率的实际水平和波动情况。

②、随着我国资本项目的不断开放，我国的股票市场和债券市场中外国投资者的投资限制不断缩小，对于美国的利率政策调整对国内利率、汇率的影响的研究有重要的意义，前期研究中一般采用国际收支平衡表中的数据来衡量资本管制的差异，而本研究采用中央结算公司的外资持债规模等数据，能从更微观的角度研究资本流动对利率、

汇率关系的影响。

③、国内外前期相关研究主要以传统静态回归模型为主，本研究引入 TVP-SV-VAR、滚动 VAR、广义方差分解等动态模型，以外汇市场和利率市场作为切入点研究资本市场开放条件下两者之间的动态关系，同时引入离岸数据研究人民在岸市场和离岸市场间的传导关系。

④、分析了不确定性下的利率汇率波动和期限溢价变化，构建了基于国债收益率的债券市场不确定性指数，并进一步通过这一指数构建了一个宏观市场预警体系模型。

（三）研究安排

研究报告分为七章展开，具体安排如下:

第一章引言是对研究背景和意义进行阐述，明确研究意义。然后介绍研究方法、研究框架以及创新与不足。

第二章对主要的利率、汇率市场联动的研究综述进行归类总结和评述，详细梳理利率平价、弹性价格、粘性价格、泰勒规则等经典汇率决定模型，基于理论模型分析不同资本流动限制下与不同汇率制度下汇率和利率间的动态调整关系。

第三章简要介绍国内外债券市场和汇率市场的演变历史，对中国利率市场化，汇率改革进程进行回顾，并将债券价格、收益率指数体系、汇率指数体系进行国内外比较。

第四章引入 TVP-VAR、滚动窗口 VAR 等模型分别研究了中美、

中日、中欧、中俄之间不同品种不同期限的债券利率与汇率间动态关系和结构性变化，之后运用构建溢出指数的方法，将研究扩展到SDR五国相互之间的债券市场溢出效应影响分析。

第五章在第四章模型的基础上，基于因素模型引入美元货币锚概念对于第四章中发现的美元强影响现象进行解释，引入套利因素来刻画去除美元特质之后的全球冲击，使用这两个因素和利差构建了一个四因素回归模型，然后再分别从市场维度和货币维度，分市场分国别进行对比分析。

第六章是在第四章、第五章的结论基础上，考虑到代表全球风险的套利因素对在岸人民币汇率的解释能力越来越强，也就说明不确定性在汇率决定中的作用也在逐渐上升，我们通过构建一个内嵌风险厌恶的非抛补利率平价模型，认为不确定性为代表的预期风险水平会很大程度上影响到利率对于汇率波动的作用。因此本章引入基于中债收益率构建的债券市场不确定性指标，探讨基于该债券市场不确定指标和国内经济、政策不确定性指标的人民币汇率预警体系的构建。

第七章对全文进行总结，并得出相关政策建议，探索如何在资本市场开放不断深入的背景下，通过利率市场和外汇市场的协调来应对外部冲击，并提出后续资本市场开放、利率市场化改革和汇率制度改革的路线图。

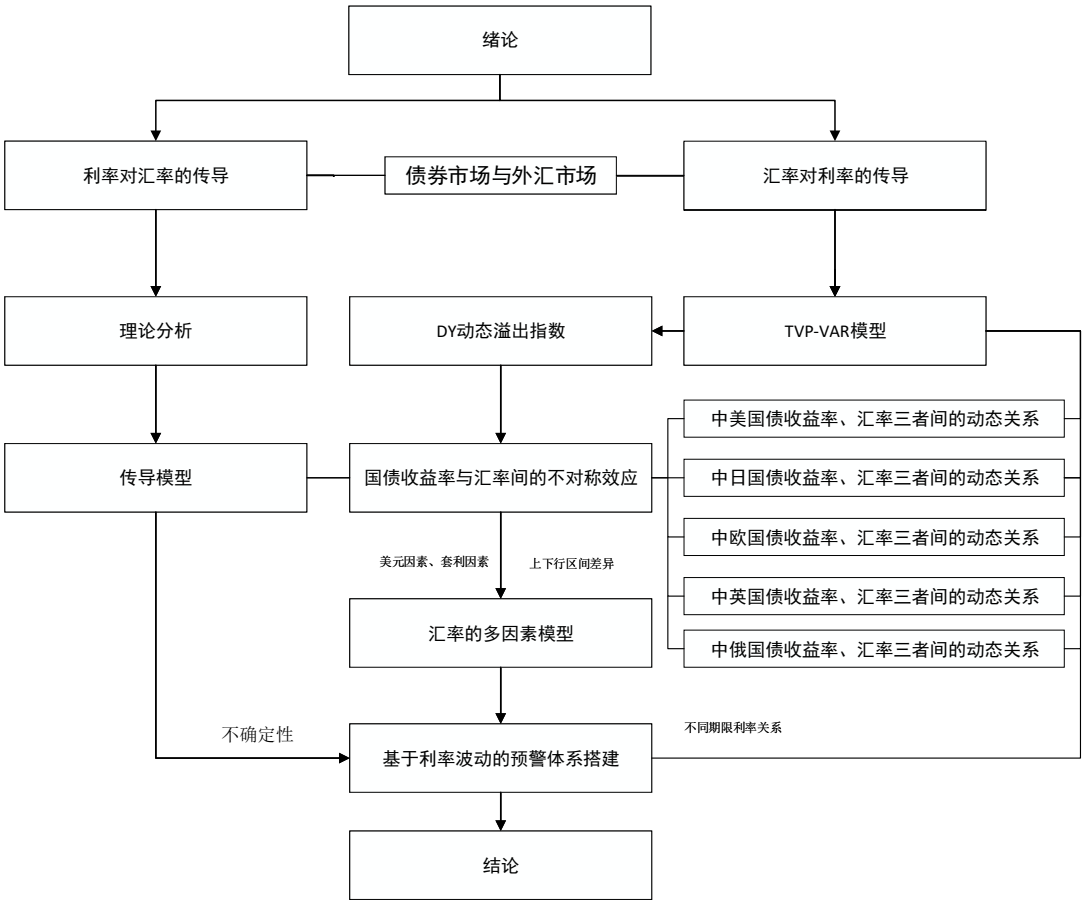


图 1.5 研究框架

二、文献综述

（一）债券指数和汇率指数联动的理论研究

利率和汇率是市场经济中最重要的两个价格变量。利率是国内货币市场的价格，而汇率是国内资本和国外资本间的相对价格。作为央行政策调节的两个重要工具，两者间的相互影响一直是学界关心的一个重要问题。

在汇率和利率的关系的理论研究中基础是利率平价学说。在《论货币改革》中，凯恩斯首次阐述了汇率和利率之间的关系，这是利率

评价论的起源。利率平价理论是阐述国内外利率水平差异对两国货币汇率起决定作用的学说，它通过构建利率同即期汇率和远期汇率（预期汇率）之间的套利关系说明汇率的决定和变动原因。利率平价论的前提条件是均衡的市场利率以及货币的可自由兑换。理论上当两国利率存在差异时，资本的趋利性会使资本从低利率国流入高利率国，但交易者除了要考虑利率差所带来的收益率之外，还要考虑由于汇率的变动导致的外汇风险。因此套利交易者往往会采用远期交易或者互换等方式来规避外汇风险确保资产收益。随着套利的不断进行，外汇远期差价会随之加大，最终使得在两国配置的资产所带来的收益率完全相等，此时远期差价也正好等于两国利差，利率平价成立。此理论说明了国内外利率差异决定了一国货币汇率，均衡汇率是通过套利引起的外汇交易形成的。

根据投资者风险偏好的不同又分为抛补利率平价（CIP）和无抛补利率平价（UIP）：抛补利率平价下，由于套利者的套期保值行为，高利率国的货币在远期市场必定贴水，低利率国的货币在远期市场必定升水。本国货币的远期升水(或贴水)等于本国利率低于(高于)外国利率的差额。而在无抛补利率平价下，当本国利率高于(低于)外国利率时，由于国际资本的流动，会引起本币即期升值(贬值)，但国内利率的水平上升(下降)，反而引起本国货币预期贬值(升值)。而本币预期贬值(升值)的幅度等于国内与国际利率水平之间的差异。

在利率和汇率的关系问题上，货币学派与凯恩斯学派的观点是

截然相反的。凯恩斯主义的观点与利率平价理论相一致，即一国利率水平相对别国下降，将导致大量国内短期资金外流而使该国货币即期汇率下降。货币主义则认为，如果一国的利率水平下降，他国利率水平保持不变，持有该国货币的机会成本就会小，从而使对该国货币的需求扩大，最后导致即期货币汇率的上浮。

蒙代尔-弗莱明(M-F)模型以及新斯旺模型等理论模型都是在利率平价学说上建立并深入发展的。20 世纪 60 年代，开放经济下的蒙代尔—弗莱明模型被提出，该模型对不同汇率制度下的利率和汇率间的关系进行了区分。在不同的汇率制度下，汇率与利率的变动并不相同。Dornbusch（1976）提出了粘性价格模型，扩展了 M-F 模型，在资本市场开放和完全预期的假定下，由于短期内存在价格粘性，均衡实际汇率是常数。

表 2.1 理论模型及预测因子选择

理论模型	预测因子
无抛补利率平价模型(UIP)	利率之差
弹性价格货币模型(FPM)	利率之差，物价之差，产出之差
粘性价格货币模型(SPM)	利率之差，物价之差，产出之差，货币供给之差
巴拉萨—萨缪尔森模型(BSM)	利率之差，生产率，产出之差，货币供给之差
资产组合模型(PBM)	利率之差，资产价格之差
泰勒规则汇率模型(TRM)	利率之差，物价之差，产出缺口之差

（二）债券指数和汇率指数联动的实证研究

在现实经济中，由于经济中种种复杂因素的影响，汇率与利率的

关系也呈现出复杂性。利率平价是利率—汇率联动的基础理论，为了验证这一假设，大多数研究人员对相对于利率溢价应当滞后的即期汇率变动进行了回归，然后测试斜率系数是否和理论一致。但这方面的实证文献显示无抛补利率平价不成立。在大多数情况下，利率差的系数非常接近零甚至为负。Froot 和 Thaler（1990）的研究梳理大量前期的实证研究发现高利率国家货币往往会倾向于升值而非贬值。这一实证检验结果相对于理论推断的反向偏离被学界称为“非抛补利率平价失效”或者“利率平价之迷”。

在国外研究方面，Fama（1984）的研究指出高利率货币倾向于升值，而如果货币预期贬值，那么投资者会希望投资者要求更高的利率，这表明外汇市场具有信息效率。Dornhusch（1985）通过有关汇率、利率和通货膨胀率的长期均衡方程推导出如果一国经济结构没有实质性改变，中央银行采取利率手段调控通货膨胀，国内名义利率上升，致使国内货币需求减少。Baldwin(1990)构建了包含交易成本的两国模型，提出了交易成本假说，认为两国金融资产交易成本的存在使得利率波动足够大时才会影响汇率波动。交易成本导致了非抛补利率平价的失效。McCallum（1994）在对汇率的实证分析使用了短期利率作为研究变量，但附加了一个等式来代表央行的干预行为。由于通货膨胀差异导致商品价格上升，利差变化在购买力平价作用下导致本币贬值。Simone 和 Razzak（1999）采用了单方程协整的分析方法来研究汇率波动与利率差异的关系，并证明了名义汇率和长期利差是单位根

过程，验证了二者之间存在协整关系。Berk 和 Knot(1999)通过分析美国与德国、法国、英国、瑞士和日本的债券利差数据，表明金融市场的全球化和一体化使各国的债券到期收益水平相互影响，进而使得非抛补利率平价成立的可能性更大，对国际债券市场的调查也证明了这一趋势。Basurto（2000）使用汇率决定的标准货币模型来排除货币扩张对汇率的影响来检验是否高实际利率会导致汇率贬值，结论是利率上升对汇率的不利影响仍然只存在于理论上，并没有证据表明真实汇率的提高会加大风险。Goldfajn（2000）的研究认为汇率的大幅波动并不能由利率变化来解释。Lyons(2001)指出不同货币间非抛补套利交易的收益情况会显著影响非抛补利率平价的实现，只有收益足够大时才能引发投资者针对远期汇率的偏离进行套利，这时和非抛补利率平价间的偏离才会被纠正。Macdonald 和 Nagayasu（2000）使用 14 个工业国家宏观面板数据来检验购买力平价理论，运用面板、协整等计量方法验证了真实汇率与真实利差之间的关系，发现两者之间存在协整关系。Hatemi 等(2000)发现，利率和汇率间仅有单向的 Granger 因果关系，且在浮动汇率制下由利率到汇率，在固定汇率制下由汇率到利率。Dekle 等(2001)基于周数据研究了韩国利率和汇率的关系，发现汇率和利率之间具有先导、滞后关系，提高利率会导致韩元名义汇率升值。Flood 等(2002)利用 23 个国家的数据对非抛补利率平价理论进行了检验，发现在金融危机时期非抛补利率平价理论

比稳定时更显著成立，且在高通货膨胀的国家适用性更强。Biag 和 Goldfajn（2002）基于 VAR 方法和脉冲响应函数研究了六个新兴市场的汇率和利率的关系，他们发现汇率的大幅波动并不能够由利率的变化来解释。Frankel（2003）的文章认为在实行浮动汇率制度的国家中，国内利率水平对国际利率变动的反应快慢与汇率制度的弹性大小有关。Chinn 等(2004)用七国集团债券市场利率数据，验证了非抛补利率平价理论成立，但指出短期内还无法利用非抛补利率平价理论对汇率波动进行预期。Chaboud 和 Wright(2005)、Sarno 等(2006)以及 Baillie 和 Kilic(2006)的研究验证了交易成本假说，他们发现利率差较大时，其波动对于汇率影响更为显著。Mackowiak（2007）通过研究美国债券市场对亚洲经济体的溢出效应，认为美国若采取紧缩性债券市场可能会导致亚洲各经济体的货币贬值。HyunjooKim(2010)通过月度和季度数据对瑞典克朗和欧元的即期汇率和利差的因果关系进行分析，利用格兰杰因果检验、脉冲响应、小波分析得出结论短期内，由于价格粘性，利差与汇率存在负相关关系；长期来看，价格粘性消失，两者存在正相关关系。Jackman 等（2013）将 Castle 和 Hendry（2010）的混合检验加入 EGARCH-M 模型调查外币活动与巴巴多斯美元资产以及以美元计价的等值资产之间的利差的关系，发现利差变动会对巴巴多斯的外汇市场产生显著的非线性效应。Cheung 和 Herrala（2013）对 1999 年 3 月到 2012 年 6 月间的中美利率平价问题进行研究，发现全球经济危机过后利率平价偏离程度加大，原因是中国在应

对金融危机过程中采取了汇率管制和资本管制。Ahmet Sensoy 和 Cihat Sobaci(2014)研究土耳其汇率、利率和股票市场的动态关系，尤其是这些重要变量在高波动时期是否会突然变化，实证结果显示是短期的政策制定者和投资者不需担心长期传播效应。Boudoukh 等(2016)使用远期利率的滞后数据作为当期利率的工具变量，基于 G10 国家数据的回归结果表明非抛补利率平价成立。Lothian(2016)则基于 17 个国家平均跨度为 157 年超长样本期汇率及利率数据的实证分析结果显示，非抛补利率平价对于大多数国家在长期中是成立的，在超长的样本期中，来自市场或者政策的冲击影响最终会被熨平。

随着 2005 年人民币汇改后人民币兑美元汇率浮动幅度的逐步扩大，人民币汇率和中美利差之间的相互影响关系也明显增强，国内这方面的研究也逐步增多。沈国兵（2002）通过研究东亚货币危机后的汇率与利率关系，提出了一个汇率与利率蒙代尔-弗莱明模型的扩展模型。在其他变量不便的情况下，仅考虑货币市场和商品市场共同均衡，利率与汇率同方向变动，但如果其他变量发生变动，汇率与利率反方向变动。刘淄（2003）等提出在我国逐渐放弃管理过死的汇率制度时，汇率对利率的影响亦不容忽视。在浮动汇率制下，长期利率相对于短期利率的波动将会加大。钟伟(2005)通过分析拉美债务危机、英镑危机和亚洲金融危机，认为美联储加息会影响国际资本流动进而使这些区域产生金融动荡，而中国对于加息引起的短期资本流动具有

较强的承受能力，但人民币将随之步入滞后的被动加息周期中。罗忠洲和李宁（2006）通过对 1971-2002 年的日元长期升值现象作分析，认为在该时期，日元实际汇率、日本实际长期利率、美元实际长期利率之间存在着长期的均衡关系。王爱俭和林楠（2007）在研究人民币名义汇率和名义利率的互动关系时，同样借鉴了沈国兵的扩展的 M-F 模型来研究发现两者的交替互动关系。具体表现为，当一方存在明显的上升或下降，另外一方则会出现上下盘整的状态。顾标和周纪恩（2007）利用 Dornbusch(1976)对蒙代尔-弗莱明模型的扩展模型，并通过广义矩估计的实证方法认为人民币真实汇率极具粘性，人民币的双边汇率形成机制可能发生变化，人民币真实汇率与真实利率差异之间并不存在着显著和稳定的统计关系，且人民币真实利率呈现显著的非线性动态调整特征。赵华（2007）基于多元 GARCH 模型研究了两者之间的动态关系，发现两者之间不存在价格溢出效应，但人民币兑欧元、日元等汇率与利率之间具有双向的波动溢出效应。

2008 年金融危机后，国内出现了大量有关于美国货币宽松对世界各国市场外溢效应的研究。蒋治平（2008）发现汇率改革前后，两者之间的动态关系由正向关系变为负向关系。何慧刚（2008）在分析 M-F-D 模型后，通过类似方法对人民币实际汇率与中美实际利差进行了实证检验，结果表明两者之间存在长期均衡关系。方先明和花旻（2009）依照基准利率的属性，借助格兰杰因果关键检验和脉冲响应函数，检验了 Shibor 利率是否可以在货币市场作为基准利率以及其

稳定性。郭树华等（2009）利用协整和线性因果关系检验等方法较为全面地分析了中美利率与汇率之间的关系，发现两者之间在长期中存在协整关系，但短期内联动关系不明显。李小平和吴冲锋（2009）发现当利率期限结构和即期汇率的变动满足一定的条件时，利率调整前后远期汇率期限结构曲线存在相对稳定点。赵天荣和李成（2010）也发现汇率改革前后两者之间的关系发生了重大变化。范爱军（2010）利用分段回归对美元和澳元的利率平价进行了研究，他们发现风险溢价因素会引起非抛补利率平价偏离，而且随着外部波动的加剧以及利率期限结构的延长带来的边际弹性要大于投资者对"坏消息"过度反应的边际弹性。刘威（2010）的研究发现中美利率和汇率相互影响效应中存在不对称性：中国利率政策变动对美元兑人民币汇率和美国利率政策的影响仍然较小；美国利率政策变动对美元兑人民币汇率和中国利率政策变动的影响相对较大，即美国利率水平对人民币汇率的影响比中国利率水平更大。徐涵、徐炜（2011）选取 2005-2010 年美元利率和人民币汇率的月度数据，其实证结果表明两者之间存在显著的正向长期均衡关系和双向格兰杰因果关系，且这种关系不会因其他因素变化而改变。肖娱（2011）选取中国、日本、新加坡等六个国家作为研究对象，认为美国债券市场对于资本开放程度高的国家的利率冲击效果更为显著。陈守东和高艳（2012）则研究了金融危机前后两者之间的波动信息溢出效应，发现金融危机前，两者之间存在汇率影响

利率的单向波动溢出效应，金融危机后，两者之间存在双向波动溢出效应。陈福中（2012）通过对发达经济体的利率和汇率进行研究发现美日两国货币利率与汇率交互影响体系内，变量间存在长期的均衡协整关系，变量间具有较为密切的相互作用；但是变量对自身的作用及其在模拟中所产生的误差可由自身解释的部分都较另外两个变量的要大，并可持续到第 6 期左右。齐晓楠、成思危、汪寿阳、李自然（2013）将金融影响因素放入汇率超调理论中，构建 VAR 模型和联立方程模型，认为美国的量化宽松政策会通过影响中美两国的消费、投资和利率从而对人民币汇率产生影响。张晶晶、刘凌（2014）认为由于中国汇率和利率市场化程度不高，政府仍实施价格管控，因此美国债券市场变动不会对我国的汇率水平和利率水平产生显著影响，汇率渠道和利率渠道在中国的传导作用也不明显，但美国债券市场对中美利差和境内外人民币汇差有较为显著的影响。郝中中（2015）将国际资本流动净额作为研究汇率与利率相互传导的中间变量，认为中美利差的变化对人民币实际有效汇率有较为显著的影响。金中夏（2015）认为在国际货币环境下，汇率均衡不仅与本国利率是否处于均衡状态相关，还与外国利率是否处于均衡状态有关。当外国利率失衡时，如果两国债券市场之间缺乏一定的协调配合机制，本国利率和汇率的同时均衡将成为一个不可能完成的任务。李标（2013）等的研究发现人民币对发达市场货币汇率与境内外利差之间的波动传导效应要弱于金融危机前，而人民币对新兴市场货币汇率与境内外利差在金融危机

以后存在显著的波动溢出效应，人民币对新兴市场货币汇率与利差之间的波动溢出效应要更强，利用 DCC-MGARCH 模型，发现人民币对不同市场货币汇率与利差之间均存在紧密的相关性，其中人民币对欧元的相关性最强，对日元的相关性最弱。

2015 年“811 汇改”后，随着利率和汇率市场化的不断推进，国内学者对这一问题的研究也不断深入。许振明、赖嘉莹（2016）通过频率因果关系检定，发现在中长期内人民币汇率对中美利差有单向因果关系，而中美利差对人民币汇率没有因果关系。王允贵、盛雯雯（2015）认为抛补利率平价在人民币远期汇率形成中的作用逐渐由无效转变为有效，人民币汇率与境内外利差之间的内在联系越发紧密。欧阳志刚、张圣（2016）通过构建 SVAR 模型，认为美国债券市场会通过利率渠道、价格渠道和货币扩张渠道影响人民币汇率，人民币汇率受美联储基准利率和美元指数的冲击影响较为显著。张娟（2016）通过构建 VEC 模型，其实证结果表明美国债券市场主要通过货币供给渠道和收入渠道对人民币汇率产生影响，而利率渠道与价格渠道则可能不存在，我国可以通过控制货币供给和保持经济稳定增长的方式应对美国债券市场对人民币汇率的冲击。李继翠（2016）研究了经济下行情况下利率、汇率的联动关系，结果显示我国利率与汇率在调整中遵循了一定的规则，利率会随通胀率偏差进行同向调整，而随经济增长率偏差进行反向调整；汇率会随经济增长率偏差和通胀率偏差进行

反向调整，从而有助于经济增长速度和物价水平向目标值恢复。司登奎（2016）研究发现中美息差的缩小短期内会导致人民币贬值，在长期则会导致人民币升值。路妍（2017）将马尔科夫区制转换法引入外汇做市商定价模型中，认为国内外宏观因素与微观因素均会对人民币汇率产生显著影响；发达国家的债券市场会通过影响其与中国的货币供给差和利差对外汇市场供求产生影响，进而影响人民币汇率变动，且不同发达国家债券市场的变动对人民币汇率的影响不同。金春雨、张龙（2017）构建带有时变参数因子的 VAR 模型，认为美国债券市场将对中国宏观经济、私人经济和金融市场产生不同程度的冲击。肖卫国(2017)通过构建 VAR 模型分析本轮美联储加息的溢出效应，认为美国隔夜拆借利率与中美平均汇率对我国资本流动均有负向溢出效应，但冲击幅度总体较小且不断变弱。朱小梅（2017）构建了大宗商品价格指数、美国联邦基金利率、美元兑人民币汇率等六个变量的 VAR 模型，认为大宗商品价格是美国债券市场对我国溢出效应的主要渠道，美元加息会导致国际大宗商品价格上升，进而推动我国国内价格水平上涨，但我国国内利率水平对于国际金融市场冲击的反应并不显著。张夏（2017）采用日度数据来研究美国非预期债券市场对我国金融市场的冲击，发现我国的 Shibor 利率和公司债券利率受其影响较大，而国债利率、股价以及人民币汇率受其影响较小。何彦清（2017）通过构建中美两国间的开放经济模型，认为美联储加息将导致我国国内利率水平呈“驼峰”状上升，人民币即期汇率大幅贬值而

远期汇率小幅升值。陈创练（2017）对国内银行间隔夜拆借数据和短期资本流动数据进行了研究，结果显示利率对汇率和国际资本流动的传导渠道相对有限；汇率对利率的传导受阻，但对国际资本流动的影响相对较为顺畅；国际资本流动对利率传导相对较弱，而对汇率的影响十分显著。汇率日波动受限从而削弱了利率对汇率波动的传导效应，并使得“非平抛利率平价”曲线无法更好地发挥作用。盖静（2017）的研究显示国内的债券市场对汇率的传导渠道依然存在很大阻滞，传导很不畅通。沈悦（2017）的研究发现利率和货币供应量对汇率波动均有影响，但利率的作用效果更强；汇率波动对利率的影响比对货币供应量的影响更大，利率和汇率之间的双向联动效应日趋紧密。李小平和吴冲锋（2018）通过构建异质交易者行为框架发现两国利差是决定利差交易者行为的重要因素，利差交易者行为进一步导致了市场汇率的偏离。

（三）本章小结

通过一系列的文献梳理，我们发现总体上利率和汇率的关系根据期限长短和国家自身情况呈现一种复杂的情况，其中利率平价长期均衡要好于短期均衡，发达国家情况好于发展中国家。在导致利率平价偏离的主要原因当中，有交易成本、风险因素、心理预期、资本管制、制度性改革、资产配置策略、突发性事件冲击等。这些众多的影响因素大致可以分为两类：一类与资金的收益和风险属性相关，通过

直接作用于利率和汇率影响利率平价成立，这类属于风险类影响因素，如购买力风险、心理预期以及资产配置策略等；另一类因素并不直接影响利率和汇率的水平，而是通过限制资本流动阻碍利率平价偏离后恢复均衡，这类因素属于资本管制类，如交易成本、央行干预外汇市场、短期资本流动量以及法律上的资本管制等。其中随着时间的推移，全球经济一体化使得交易成本的作用变得越来越小，而风险因素对利率平价的影响越来越大。

三、国内外债券、汇率指数体系回顾

债券市场指数是反映债券市场整体价格走势和收益情况的指标。作为债券型产品的业绩比较基准，债券指数是分析债券市场运行情况的重要工具。而包括 IMF、OECD、国际清算银行、美联储、欧洲中央银行、英格兰银行、日本银行等重要国际经济组织或发达国家政府机构均编制或发布汇率指数，足见汇率指数在表征货币价值的作用已被广泛重视。国内外研究人员针对债券、汇率指数的编制进行了较为广泛的研究和实践，形成了一些具有代表性的研究和实践成果。对于国内外债券、汇率指数相关研究进行梳理和总结能为后续研究提供有益的借鉴和经验启示。

（一）债券指数体系的产生和发展

1. 彭博巴克莱债券指数体系

事实上债券市场指数的出现时间并不长，20 世纪 70 年代才刚刚开始出现综合债券指数。雷曼债券指数是由 Art Lipson 和 John Roundtree 在 1973 年共同创立的，这一指数是彭博-巴克莱指数体系的最早起源。自这一指数出现后，彭博-巴克莱指数体系一直是最为固定收益投资者欢迎的衡量风险和回报的市场标准。

过去四十几年来，这一指数体系的范围不断扩大，能够精准反映全球债券市场的扩张和创新。2016 年 8 月 24 日，彭博社从巴克莱银行手中收购了这一指数体系，并将其命名为彭博-巴克莱指数体系。受益于其悠久的历史、广泛的产品覆盖范围，目前彭博-巴克莱指数是全球使用最多的固定收益投资（债券型基金、债券 ETF）和通胀速度的比较基准。下面，我们先从不同时间点来梳理这一指数体系的发展。

（1）Kuhn，Loen&Co 时期（1973-1977）

20 世纪 70 年代，随着美国债券市场的不断发展，当时的固定收益投资急需一个比较基准来评价基金经理的表现。在这一需求的推动下，应当时债券基金经理协会（Bond Portfolio Managers Association）的要求，Kuhn，Loen&Co 投行的两名研究员在 1973 年 7 月 7 号推出了面向美国债券市场的综合指数，包括了美国政府债指数和美国投资级企业债指数。这是第一个被普遍接受的债券指数体系，为当时的投资经理提供了类似于股票市场的业绩比较基准。

（2）雷曼兄弟时期（1977-2008）

1977 年 Kuhn，Loen&Co 投行被雷曼兄弟银行合并，债券指数体系开始作为雷曼兄弟研究平台的一部分向市场开放。

20 世纪 80 年代初，这一指数体系基本上只在美国本土的资本市场上发展。1980 年 1 月，市政（地方政府）债券指数开始被引入来跟踪美国免税市政债券市场的变化情况。1986 年开始，政府和信用债指数开始覆盖资产证券化产品，主要是抵押支持债券（MBS）。扩展后形成的信用债指数被称为美国综合债券指数（US Aggregate Index），这一指数的数据可以追溯到 1976 年。

20 世纪 80 年代后期到 20 世纪 90 年代初期，随着经济全球化的萌芽、信息技术的快速发展，金融数据的宽度、深度和可获得性不断提高。同时，随着发行人和债券评级体系的成熟，全球债券市场快速发展，高收益债（俗称垃圾债）市场开始在美国和欧洲不断发展。新兴国家的债券市场也开始从仅在银行间市场交易扩展到公共市场交易。另外随着利率衍生品市场的不断发展，这一时期的雷曼债券指数也开始覆盖通胀挂钩债券、ABS、CMBS 等新型资产。1992 年，雷曼兄弟推出了多币种全球国债指数（The multi-currency Global Treasury Index）。

为了进一步推广指数体系的使用，1997 年第一届指数咨询委员会在美国召开，收集指数跟踪管理的反馈。作为正式的指数制定流程的一部分，指数咨询委员会后续也在伦敦、新加坡和东京等地举行。20 世纪 90 年代后期，为了同时追踪投资级债券和垃圾债，雷曼兄弟

又引入了第三代综合指数，美国通用债券指数（US Universal Index）。随着债券市场的不断发展，资产全球配置的需求使得这一指数体系真正开始成为一个全球化平台，主要表现包括 1998 年 7 月引入了欧洲综合指数（Euro Aggregate Index）、1999 年 1 月引入泛欧综合指数（Pan-European Aggregate Index）、2000 年 7 月引入亚太综合指数（Asian-Pacific Aggregate Index）以及 1999 年 1 月引入了全球综合指数（Global Aggregate Index）。目前全球综合指数的追踪范围已经稳步扩展到 24 种不同货币的债券市场。21 世纪初，雷曼兄弟推出了美元和欧元浮动利率票据指数、浮动利率 ABS 指数和不免税市政债券指数。随后在 2002 年，加拿大综合指数开始发布。2003 年 3 月。雷曼又创建了美国可转换债券指数。

同时为了进一步研究新兴债券市场，雷曼兄弟在指数体系中逐步引入了中国（2004 年），俄罗斯（2006 年）和印度（2007 年）的以本地货币计价的债券指数。2007 年，新兴市场通胀挂钩政府债券指数也开始被引入指数体系中。

（3）巴克莱银行时期（2008-2016）

2008 年，雷曼兄弟银行破产，指数部门被巴克莱银行接收。随后分别于 2010 年和 2011 年，巴克莱银行推出了 EMEA（欧洲、中东及非洲）和 APAC（泛太平洋亚洲及日本）的可转换债券指数。2010 年，为了跟踪国际化货币和非国际化货币政府债务，巴克莱将新兴市

场国家作为一个单独的系列推出。

（4）彭博-巴克莱时期（2016-至今）

2016 年彭博收购这一指数体系后，进一步推进指数体系的发展，目前彭博提供一整套的固定收益基准指数，产品覆盖超过 70000 种债券，市值超过 54 万亿美元，涵盖了全球 110 个国家和 39 种货币，每天彭博社发布超过 40000 个净价指数，具体分类见图 3.1。

2017 年 3 月，彭博推出了全球综合+中国和新兴市场货币政府+中国指数以纳入中国的人民币计价政府和政策性银行债务。2019 年 4 月起中国债券将正式被纳入彭博巴克莱全球综合指数（Global Aggregate Index），跟踪这一指数的资产规模在 1 万亿美元左右。在被完全纳入全球综合指数后，人民币计价的中国债券将成为继美元、欧元、日元之后的第四大计价货币债券。

表 3.1 各国货币纳入彭博全球指数的时间

货币	纳入时间	备注
AUD	1990/1/1	
GBP	1990/1/1	
CAD	1990/1/1	
DKK	1990/1/1	
EUR	1990/1/1	
JPY	1990/1/1	
NZD	1990/1/1	
NOK	1990/1/1	
SEK	1990/1/1	
USD	1990/1/1	
SGD	2002/1/1	
KRW	2002/1/1	
THB	2002/1/1	
HKD	2004/9/1	
CLP	2005/1/1	

CZK	2005/1/1	
HUF	2005/1/1	
MXN	2005/1/1	
PLN	2005/1/1	
ZAR	2005/1/1	
MYR	2006/1/1	
TWD	2006/1/1	
THB	2007/3/1	移出
THB	2008/7/1	
CHF	2010/1/1	
ILS	2012/1/1	
TWD	2012/1/1	移出
HUF	2013/11/1	移出
RUB	2014/4/1	
TRY	2014/4/1	
TRY	2016/10/1	移出
HUF	2017/4/1	
CNY	2019/4/1	

经过三十余年的发展，目前除了彭博巴克莱指数体系，全球还形成了多个债券价格指数体系，其中最为著名的国际债券指数还包括花旗全球国债指数、摩根大通国债—新兴市场指数。花旗全球国债指数的主要特点是债券指数种类繁多，有 80 个左右，管理资产规模最大。其中，花旗最重要的指数产品即全球国债指数(WGBI)，其所包含的经济体超过 20 余个，但其中多为发达经济体。而摩根大通国债-新兴市场指数的推出时间相对较晚，2005 年 6 月才被推出，但它的特点是更为多元化，更加关注新兴市场本币计价的主权债券投资。

自 1981 年中国恢复国债发行以来，上海证交所、深圳证交所于 1990 年底相继成立，并陆续开始国债交易，经过管理层及广大投资者的不断培育，中国债券市场从无到有，蓬勃发展，债券品种及市场规

模都有长足发展。为帮助投资者更好地把握、分析债券市场走势，中央国债登记结算有限责任公司、外汇交易中心、上海清算所、中国银行、中信集团等单位也开始推出自己的债券价格指数体系，这其中又以中央国债登记结算有限责任公司（中债登）发布的指数体系覆盖最为完整，应用最为广泛。

图 3.1 彭博巴克莱指数体系详解

2. 富时罗素债券指数

富时债券指数前身为花旗债券指数，2017 年 8 月富时母公司伦敦证交所将花旗债券指数公司并购后更名为富时债券指数，据不完全统计，富时债券系列指数有 80 个左右，其中最受市场主流认可的是富时全球政府债券指数（WGBI）。

WGBI 自 1986 年正式编制以来，经过三十余年的发展，受到投资界的广泛认可，目前该指数覆盖了 23 个经济体，由 14 种货币组成，根据公开数据了解到，跟踪 WGBI 的基金的管理规模已达 2 万亿美元左右。作为在全球范围内被广泛应用的基准指数，WGBI 有超过 25 年发展历史，涵盖了超过 20 个国家、不同币种的主权债券。亚太地区包含四个国家：澳大利亚、日本、马来西亚、新加坡。

WGBI 具有很强的延展性。例如，从国家来看，其可由不同币种、期限和评级的国家政府债券随意组合成分指数；同时，也很容易根据客户的具体投资需求以及风险偏好等定制分指数。被纳入花旗全球国债指数需要同时满足三个条件：一是最低市场规模：超过 500 亿美元、400 亿欧元或 5 万亿日元；二是信用状况：国内长期信用评级需要至少为标普 A-以及穆迪 A3；三是没有进入障碍：此类障碍包括但不限于外资控股限制和资本管制。一旦一国持续三个月满足以上三个条件，该国将会被纳入指数。

3. 摩根大通债券指数

摩根大通旗下有多种新兴市场指数，其中最为被市场认可的是摩根大通-全球新兴市场多元化指数（GBI-EM），GEI-EM 主要针对以本币计价的债券，该指数的设立是为了响应投资者对新兴市场近年来迅速增长的本币债券市场的投资需求。

GBI-EM 系列指数在 2005 年 6 月推出，包含 GBI-EM Broad、GBI-EM Global 及 GBI-EM 三个子指数，三个子指数按照市场可及性及国家资本管制程度来划分，纳入的债券范围最大的是 GBI-EM Broad，其次是 GBI-EM Global，最后是 GBI-EM。

三个子指数又分别有对应的多元化指数（Div），并且多元化指数目前占据了市场主流，由于多元化要求，无论纳入的经济体量及债券市场规模，各国家指数比例上限均为 10%，摩根大通会在每月最后一日进行比例调整。

目前，中国仅被纳入了 GBI-EM Broad。按照摩根大通的规定，人均国民总收入连续三年低于指数收入上限（Index Income Ceiling）的国家才可被纳入 GBIEM 指数体系。摩根大通将指数收入上限定义为世界银行计算的按图谱法（现价美元）衡量的人均国民总收入水平，该水平会每年根据世界人均国民总收入增长率调整。如果一国的人均国民总收入连续三年高于指数收入上限且长期主权信用评级（标普、穆迪及惠誉）是 A-/A3 或以上，将被移出 GBI-EM。从各分指数看，GBIEM Broad、GBI-EM Global 和 GBI-EM（狭义）在国家标准上要

求逐步上升。GBI-EM Broad 包含范围最广。不论资本控制、税收或市场准入问题，所有拥有符合条件债务融资工具且满足条件的国家都可被纳入该指数。GBI-EM Global 是可投资债券基准指数，只包括大多数国际投资者能进入的市场国家。其不包含存在明确资本管制的国家，但在评估国家是否符合纳入条件时不考虑监管或税收障碍问题。GBI-EM（狭义）所包含的国家仅限于具备充足市场准入渠道且对外国投资者没有限制的国家。新兴市场政府债券指数（狭义）不包括直接进入市场存在困难的国家，比如国家的监管或税收条件使得直接在岸投资面临困难或者投资者需要使用特殊目的机构（SPV）或衍生工具来克服监管或税收障碍以获得市场经验。很多投资者无法使用上述产品，因此不能复制该指数。

4. 国内外债券收益率曲线编制差异

国债收益率曲线反映某一时点下的无违约风险利率水平，是金融市场的基准利率曲线。20 世纪 70 年代始，多个国家的央行、研究机构对国债收益率曲线拟合方法开始长期的探索，在曲线应用上也积累了丰富的经验。

世界主要发达市场经济体的中央银行都非常重视收益率曲线中所包含的先行信息。美国早在 1996 年就将 10 年期与 3 个月期国债利差纳入到官方经济先行指标中，纽约和克利夫兰等联邦储备银行都在其官方网站上对国债收益率曲线进行跟踪分析，而美联储前任主席 Greenspan 和现任主席 Bernanke，也都曾就收益率曲线形状与未来经

济走势判断问题，发表过公开言论。英格兰银行在每个季度发布的《通胀报告》中，会根据收益率曲线测算出其中所隐含的市场对未来即期利率的预期路径，然后以此为基础，测算未来经济增长率和通胀率的可能路径，以及未来通胀率偏离目标区间的概率，并以此为根据对债券市场作出调整。欧洲中央银行和日本银行，也都不同程度地将收益率曲线纳入债券市场的视野，在其官方网站上及时发布收益率曲线数据，并对收益率曲线与债券市场间的关系开展研究。

表 3.2 各国收益率曲线编制方案比较

	估计方法	误差最小化	估值最短期限	税务调整	期限族谱
美国	平滑样条法	bill：加权平均价格 bond：价格	≥30 天	不调整 不调整	最高 1 年 1～10 年
加拿大	美林证券指数样条法	加权平均价格	Bill：1～12 月 bond>12 月	剔除含税债券	3 个月～30 年
日本	平滑样条法	价格	≥1 天	调整 bill 价格	1～10 年
法国	NS 或 NSS 模型 1	收益率	T.bill 所有债券 note≥1 月 bond≥1 年	不调整	最高 10 年
德国	NSS 模型	加权平均价格	>3 月	不调整	1～10 年
意大利	NS 模型	加权平均价格	Libor 利率 1～12 月 bond>1 年	不调整	最高 30 年；10 年(2002 年前)
比利时	NS 或 NSS 模型	加权平均价格	国债>1 天 债券>1 年	不调整	1 天～16 年
挪威	NSS 模型	收益率	货币市场利率≥30 天 bond>2 年	不调整	最高 10 年
西班	NSS 模型（1995 年之前 NS 模型）	收益率	≥1 天	不调整	最高 10 年

牙					
瑞典	平滑样条法和 NSS 模型	收益率	≥1 天	不调整	最高 10 年
瑞士	NSS 模型	加权平均价格	货币市场利率≥1 天 bond≥1 年	不调整	1～30 年
英国	VRP 模型(国债名义收益率)	收益率	1 周（GCRepo 收益率）	不调整	最高约 30 年
	VRP 模型(国债实际/隐含通胀）	收益率	1.4 年		
	VRP 模型(银行负债收益率）	收益率	1 周		
芬兰	NS 模型	加权平均价格	≥1 天	不调整	1～12 年

目前,国外央行的收益率曲线编制主要采用的都是 Nelson-Siegel 模型或者它的推广形式 Nelson-Siegel-Svensson 模型，而彭博、路透等商业机构则更偏好于选取基准债券收益率作为关键期限节点收益率。

美国每日的国债收益率曲线采用“准三次 Hermite 样条函数”模型（quasi-cubic Hermite spline function）估计，样本数据选取柜台市场交易活跃的债券收市时买价,从纽约储备银行取得一组报价来计算市场收益率，计算得到期限为 1 月、3 月、6 月，1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、10 年、20 年和 30 年对应的收益率。而中债收益率曲线采用 Hermite 插值法，数据源主要包括：银行间债券市场的结算价、银行间双边报价数据、柜台双边报价数据、市场成员估值收益率、交易所债券日终收盘价等。

（二）国内外汇率指数介绍

国内外研究人员针对汇率指数编制，进行了较为广泛的研究和

实践，形成了一些具有代表性的研究和实践成果。我国研究人员也开展了一些有关汇率指数编制的研究。梳理和总结国内外汇率指数相关研究的成功经验和教训，为我们总结汇率指数编制理论和方法，明确我国人民币汇率指数的定位和目标，设计我国人民币汇率指数编制方案，提供了有益的借鉴和经验启示。

表 3.3 各机构所编制汇率指数分类

机构名称	指数分类	市场分布及代表性
国际清算银行	窄口径汇率指数	主要包括 27 个较为发达的经济体，代表了发达市场之间的竞争力关系。
	宽口径汇率指数	主要包括了 52 个经济体，不仅包括 27 个发达经济体，同时还涵盖了亚洲、中东欧和拉丁美洲等新兴市场国家和地区，具有更大的全球代表性。
国际货币基金组织	传统工业化体系	该体系仅包括传统的 21 个工业化经济体。
	“传统”基金成员体系	该体系的计算对象主要包括 21 个工业化经济体以及作为其制成品出口对象国或地区的新兴市场国家。
	“新”基金成员体系	该体系主要包括新加入国际货币基金组织且其数据缺乏的国家或地区，主要是前苏联和东欧国家。
美联储	广义指数	该指数涵盖了 26 种货币，这 26 种货币选取标准为与美国的双边进口额占美国进口总额比重或双边出口占美国出口总额比重超过 0.5%的经济体的货币，美元的广义指数的有着广泛的全球市场代表性。
	主要货币指数	该指数的成分货币则主要是由发达市场货币构成，分别是欧元、加拿大元、日元、英镑、瑞士法郎、澳大利亚元、瑞典克朗 7 种外汇市场上被广泛交易的主要货币，该指数代表着美元与发达市场货币之间的竞争力关系。
	其他重要贸易伙伴指数	该指数是广义指数中 26 种货币扣除主要货币指数的 7 种货币以外的 19 种货币，

		这 19 种货币主要包括一些新兴市场国家和地区的货币，因此，该指数衡量了美元与新兴市场货币之间的竞争力关系。
欧洲中央银行	窄指数	该指数的成分货币主要包括 12 个传统工业和新兴工业经济体的货币，这 12 个经济体分别是美国、加拿大、日本、英国、瑞士、澳大利亚、瑞典、丹麦、中国香港、挪威、新加坡、韩国。
	宽指数	该指数的成分货币主要包括 40 个经济体的货币，这 40 个经济体不仅包括上述传统工业和新兴工业经济体的货币，还涵盖了新兴市场和转型期国家和地区的货币。

自从布雷顿森林体系瓦解以来，国际汇率制度进入了一个新的时期，大多数发达国家或地区开始实行浮动汇率制度，浮动汇率制度逐渐占据主导地位，因此，双边汇率对一个国家或地区货币的价值的表征能力逐渐减弱，而涉及一篮子货币的汇率指数则逐渐被人们所重视。目前多个重要的国际经济组织和发达国家政府机构都在定期发布汇率指数，如国际清算银行（BIS）汇率指数、国际货币基金组织（IMF）汇率指数、欧洲中央银行（ECB）欧元汇率指数、美联储美元指数和日本银行日元汇率指数等。这些指数不仅成为各国监测外汇市场波动、保证汇率稳定重要的预警指标，为各国制定科学合理的汇率政策提供参考依据，同时部分指数的编制也为金融创新、投资者规避汇率风险提供重要工具。

下文将介绍国际国内较为著名的汇率指数，如国际清算银行汇率指数、国际货币基金组织汇率指数、美联储美元汇率指数、欧元汇率指数等。

1. 国际清算银行（BIS）汇率指数编制

国际清算银行于 1993 年开始发布 27 个发达经济体从 1964 年起的汇率指数，包括名义汇率指数和实际汇率指数，简称窄口径汇率指数。其最初主要选取经济体 i 与另一经济体 j 贸易额占经济体 i 总贸易额的比重作为指数权重。但是随着世界经济和贸易格局的不断快速发展与变化，国际清算银行（BIS）编制了另一组宽口径汇率指数，即在原有 27 个发达经济体的基础上，增加了亚洲、中东欧和拉丁美洲等新兴市场国家和地区，该宽口径汇率指数总共包括了 52 个经济体。而且，国际清算银行也对指数权重的计算方法进行了进一步修订，指数权重每三年调整一次，逐月分别公布宽口径和窄口径的名义汇率指数和实际汇率指数，基期定在 2000 年，基期点数为 100 点。

（1）BIS 汇率指数的成分货币

BIS 编制的汇率指数按其样本国别范围不同，可分为窄口径汇率指数和宽口径汇率指数。窄口径汇率指数主要包括 27 个较为发达的经济体，从 1993 年开始公布，其指数起点为 1964 年。而宽口径汇率指数主要包括了 52 个经济体，不仅包括了上述 27 个发达经济体，同时还增加了亚洲、中东欧和拉丁美洲等新兴市场国家和地区，使得汇率指数的市场代表性有了很大的提升。考虑到多数新兴市场国家或地区数据的可获得性问题，宽口径汇率指数的编制起点为 1994 年。由此可见，窄口径汇率指数主要代表了发达市场之间的竞争力关系，而

鉴于宽口径汇率指数进一步扩充了新兴市场国家和地区，因而具有更大的全球代表性。

鉴于欧元区的特殊性，BIS 在编制汇率指数时，作了一些特别处理，主要体现在以下三个方面：1、将欧元区整体作为单一经济体编制其汇率指数；2、在编制欧元区以外各个国家或地区的汇率指数时，将欧元区作为一个单一经济体来考虑，忽略这些经济体与欧元区内部各个国家之间的经贸差异；3、同时计算了欧元区内部各个国家货币汇率指数，此时则考虑了该国家与欧元区内部各个国家货币以及非欧元区国家或地区货币之间的竞争力关系。

（2）BIS 汇率指数的权重计算

鉴于当前世界经济和贸易格局的快速发展与变化，一成不变的指数权重无法科学地反映各个国家和地区货币的竞争力发生的变化情况。因此，国际清算银行（BIS）对指数权重的计算方法进行了修订，对窄口径汇率指数和宽口径汇率指数每三年调整一次指数权重。窄口径汇率指数使用的权数为 1990 年—1992 年、1993 年—1995 年、1996 年—1998 年、1999 年—2001 年、2002 年—2004 年、2005 年—2007 年和 2008 年—2010 年每三年平均贸易额的比重，而对 1964 年—1992 年之间的窄口径汇率指数则采用固定的指数权重。宽口径汇率指数使用的权数为 1993 年—1995 年、1996 年—1998 年、1999 年—2001 年、2002 年—2004 年、2005 年—2007 年和 2008 年—2010 年每三年平均贸易额的比重。

BIS 采用时变动态指数权重是基于汇率变化对国际贸易发展产生相应影响而修订的，考虑了不同时期贸易伙伴的重要性变化情况。同时，这一权重计算方式是在一段相对长的时期中使用基于某 3 年均值计算的权重，反映的是中长期的水平，从而可以滤去短期较大波动对权重的影响。然而，由于 BIS 的指数权重调整是每三年调整一次，比如编制 2010 年汇率指数，仍然使用 2005 年—2007 年之间的贸易权重，所以其指数权重仍然存在一定的时滞性，无法及时反映各国贸易结构的动态变化情况。

国际清算银行（BIS）早期在计算第 j 个经济体的汇率指数时，其第 i 个成分经济体货币的权重主要选取经济体 j 与另一经济体 i 贸易额占经济体 j 总贸易额的比重，即第 i 个经济体的权重为：

$$W_i = \frac{M_j^i + X_j^i}{M_j + X_j}$$

其中，M_j^i，X_j^i分别表示 j 经济体与第 i 经济体的进口额和出口额。$M_j = \sum_i M_j^i$，$X_j = \sum_i X_j^i$分别表示第 j 经济体与第 i 经济体的进出口总额。

然而，由于上述指数权重并未考虑进出口贸易的平衡关系，BIS 在后续编制汇率指数时，对上述权重计算方法进行了相应调整，采取进出口综合权重法计算指数权重，即第 i 个经济体的权重为：

$$W_i = \left(\frac{M_j}{M_j+X_j}\right) W_i^M + \left(\frac{X_j}{M_j+X_j}\right) W_i^X \qquad (3.1)$$

$$W_i^M = \frac{M_j^i}{M_j} \quad (3.2)$$

$$W_i^X = \frac{X_j^i}{X_j} \quad (3.3)$$

其中，W_i^M表示经济体 j 对第 i 成分经济体的进口额占经济体 j 从全部成分经济体进口总量的比重；W_i^X表示经济体 j 对第 i 成分经济体的出口额占经济体 j 从全部成分经济体出口总量的比重。$\frac{M_j}{M_j+X_j}$和$\frac{X_j}{M_j+X_j}$分别表示第 j 个经济体进口占其进出口总额的比重和出口占其进出口总额的比重。由此可见，当$\frac{M_j}{M_j+X_j} = \frac{X_j}{M_j+X_j} = \frac{1}{2}$时，即表明第 j 经济体贸易出现平衡；当$\frac{M_j}{M_j+X_j} \neq \frac{X_j}{M_j+X_j}$时，表明第 j 经济体贸易出现失衡，即当前者大于后者时，经济体出现逆差，而当前者小于后者时，经济体出现顺差。因此，上述权重计算方法综合放映了一国的汇率指数与贸易平衡之间的关系。

随着国际贸易日益呈现多元化趋势，BIS 在编制汇率指数时，也同时考虑了“第三方市场效应”，所谓“第三方市场效应”是指本国在国外市场面临的，来自于市场所在国国内生产者和第三方出口国的竞争(Luca Buldorini 等，2002)。在编制经济体 j 的汇率指数时，在计算第 i 个经济体成分货币的权重，假设有 k 个市场和 h 个国外生产者，经济体 j 和经济体 i 进行双边贸易，除此之外，经济体 j 和 i 的出口即其他 k 个市场中的 h 个国家或地区之间相互竞争。因此，在计算汇率指数权重时，应综合反映进口的竞争、直接出口的竞争以及第三方市场出口的竞争，故现需对上述W_i^X进行改进，改进如下:

$$W_i^X = \left(\frac{X_j^i}{X_j}\right)\left(\frac{Y_i}{Y_i+\sum_h X_h^i}\right) + \sum_{k\neq i}\left(\frac{X_j^k}{X_j}\right)\left(\frac{X_i^k}{Y_k+\sum_h X_h^k}\right) \quad (3.4)$$

其中，Y_i表示经济体 i 对本国的供应量，$\sum_h X_h^i$表示不包括 j 国的其他 h 国对经济体 i 的出口之和。由此可见，出口权重是直接出口竞争和第三方市场竞争的综合权重。综上，国际清算银行（BIS）在计算汇率指数的权重时是由综合式（3.1）、式（3.2）和式（3.4）得到。

2. 美联储美元汇率指数编制

目前，美联储公布的美元汇率指数已经成为国际货币市场上一个非常重要的风向标，基于美元汇率指数的金融衍生产品如美元指数期货于 1985 年推出，这在很大程度上帮助市场参与者通过套期保值来规避其资产的汇率风险。美联储编制美元汇率指数来反映美元与一篮子货币之间的相对价值，其主要目的是为了直接反映美元的相对购买力动态演变情况，同时也间接反映了美国商品和服务在国际市场上的竞争力。因此，如何选择一篮子货币作为汇率指数编制的成分货币将主要依赖于一国或地区与美国之间的贸易关联程度。美联储按照其需要采用三种口径编制美元汇率指数，这三个分别是广义指数、主要货币指数和其他重要贸易伙伴指数。目前美联储将美元汇率指数的基期设为 1973 年 3 月，选择该基期是由于当时布雷顿森林体系瓦解，多数发达市场的汇率制度由固定汇率制度向浮动汇率制度转变，所以选择该基期具有标志性意义。基期点数为 100 点。

（1）美联储美元汇率指数的成分货币

美联储在编制美元汇率指数时，根据其不同需要编制了三个口径的分类指数，分别是广义指数、主要货币指数和其他重要贸易伙伴指数。

广义指数涵盖的成分货币范围最广，总共 26 种货币，这 26 种货币选取标准为与美国的双边进口额占美国进口总额比重或双边出口占美国出口总额比重超过 0.5％的经济体的货币，巴曙松等（2007）统计，这 26 个国家和地区占与美国的对外贸易比重的 90%以上。由此可见，美元的广义指数有着广泛的全球市场代表性。

美元主要货币指数的成分货币则主要是由发达市场货币构成，分别是欧元、加拿大元、日元、英镑、瑞士法郎、澳大利亚元、瑞典克朗 7 种外汇市场上被广泛交易的主要货币，由此可见，美元主要货币指数代表着美元与发达市场货币之间的竞争力关系。正是由于这 7 种成分货币的流动性相对较强，也使得美元主要货币指数成为 NYCE 和 CME 美元指数期货的标的指数。

美元其他重要贸易伙伴指数则是广义指数中 26 种货币扣除主要货币指数的 7 种货币以外的 19 种货币，这 19 种货币主要包括一些新兴市场国家和地区的货币，因此，美元的其他重要贸易伙伴指数衡量了美元与新兴市场货币之间的竞争力关系。

（2）美联储美元汇率指数的权重计算

美联储在计算美元汇率指数成分货币的权重时，其贸易流主要

采用商品贸易数据，但是也对贸易流的构成进行了特别处理，在进口贸易流中扣除石油贸易额，在出口中剔除黄金和军火贸易额。目前美联储的在编制汇率指数时，指数调整是 1 年，其对指数的权重是根据一年之后世界贸易格局的变化进行相应的调整，调整之后的指数权重保持一年不变。

美联储在计算指数权数时，与国际清算银行类似，采取进出口综合权重法计算指数权重，但是为了计算的操作性考虑，将赋予出口权重和进口权重相同的比重，即$\frac{1}{2}$，那么美元汇率指数中第 i 个经济体的权重为：

$$W_i = \frac{1}{2}W_i^M + \frac{1}{2}W_i^X \qquad (3.5)$$

其中，$W_i^M = M_{US}^i / \sum_{i=1}^n M_{US}^i$表示美国对第 i 成分经济体的进口额占美国从全部成分经济体进口总量的比重；W_i^X表示美国的出口权重。由于，赋予出口权重和进口权重相同的比重，由此表明该权重计算方式是美国国际贸易平衡的基础上测算美元与其他货币之间的竞争力权重关系。但是，事实上美国进出口贸易严重失衡，因此，基于贸易平衡的权重计算方式也存在一定的缺陷。

美元汇率指数中出口权重的计算也与其 BIS 类似，也考虑到了“第三方市场效应”，即出口权重综合考虑了由美国和第 i 经济体直接贸易竞争以及美国和第 i 经济体在第三方出口市场上的竞争。同样，美联储将出口权重中这两方面的竞争赋予相同的权重，即$\frac{1}{2}$，故第 i 经

济体的出口权重可表示为:

$$W_i^X = \frac{1}{2}W_i^{i,X} + \frac{1}{2}W_i^{k,X} \quad (3.6)$$

其中$W_i^{i,X} = X_{US}^i / \sum_{i=1}^n X_{US}^i$表示美国对第 i 经济体的直接出口额占美国总出口额的比重; $W_i^{k,X} = \sum_{k\neq i,k\neq US}^n W_k^{k,X} * W_{k,i}/(1 - W_{k,US})$表示美国和第 i 经济体的"第三方市场效应"的竞争权重。

结合式(1)和式(2),可以得到美元汇率指数中第 i 个经济体的权重为:

$$W_i = \frac{1}{2}W_i^M + \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}W_i^{i,X} + \frac{1}{2}W_i^{k,X}\right) \quad (3.7)$$

3. ICE 美元指数

1985 年,纽约棉花交易所(NYCE,NewYork Cotton Exchange)首先推出美元指数期货,2003 年,芝加哥商业交易所(CME,Chicago Mercantile Exchange)也推出其美元指数期货,前者交易活跃程度好于后者。至此,汇率指数的投资功能也被充分发挥和挖掘,投资者可以通过参与美元指数期货的投资来进行投机交易和套利交易,大大地提升了外汇市场的流动性,同时通过美元指数期货和期权等衍生品来规避其资产的外汇风险。从美元指数期货和期权应用可以看出汇率指数的功能不仅局限于外汇市场风向标的作用,而且还有很广阔的投资功能,由此可见,汇率指数的推出对于外汇衍生品市场的发展也是极其有利的。最初该指数的货币篮子包含当时美国 10 个主要贸易伙伴国的货币。在 1999 年欧元问世后,美元指数的标的物由原来的 20 个减少至 6 个,分别是欧元占 57.6%、日元占 13.6%、英镑占 11.9%、

加币占 9.1%、瑞典克郎占 4.2%、和瑞士法郎占 3.6%。美元指数通过计算这六种货币兑美元汇率变化的几何平均加权值得到。该指数的编制者认为，贸易流量变化并非美元价值的主要驱动因素。维持货币篮子及其权重的稳定性，正是该指数的优势，由于欧洲国家货币占比高达 77%，所以该指数对于欧元对美元汇率的变化非常敏感，该变化可以解释大部分年份里该指数波动原因的 50%以上。该指数十分敏感于外汇市场波动，且高度动态，在交易日每 15 秒钟重新计算一次，因而能及时反映美元价值对主要货币变化方向及幅度。基于该指数开发诸多可交易的衍生品（以该指数为标的，开发了美元指数期货、期权及 ETF 产品等）。这些产品的流动性以美元即期市场为基础，并以做市商机制度作为支持。DXY 期货产品目前是世界上最大的货币指数期货，成为外汇市场参与者广泛采用的投资和套期保值工具。

4. CFETS 人民币指数

2015 年 12 月 11 日晚间，外汇交易中心正式发布了 CFETS 人民币汇率指数。CFETS 人民币汇率指数参考 CFETS 货币篮子，具体包括中国外汇交易中心（China Foreign Exchange Trade System，简称 CFETS）挂牌的各人民币对外汇交易币种，样本货币权重采用考虑转口贸易因素的贸易权重法计算而得。篮子货币取价是当日人民币外汇汇率中间价和交易参考价（例如泰铢）。指数基期是 2014 年 12 月 31 日，基期指数是 100 点。指数计算方法是几何平均法。

CFETS 指数的定义式如下:

$$CFETS指数=\frac{100.02}{0.224\frac{CNYMUSD}{基期人民币对美元中间价}+0.1634\frac{CNYMEUR}{基期人民币对欧元中间价}+\cdots\cdots}$$

这里的基期指的是新版调整后的 2016 年 12 月 31 日，0.224，0.1634 对应的是新版 CFETS 货币篮子中美元、欧元的权重。$CNYMUSD$、$CNYMEUR$为直接标价的汇率。

2017 年 1 月 1 日起，按照 CFETS 货币篮子选样规则，CFETS 货币篮子新增 11 种 2016 年挂牌人民币对外汇交易币种，CFETS 篮子货币数量由 13 种变为 24 种。

表 3.4 2017 年 1 月 1 日前 CFETS 与美元指数的比较

币种	CFETS	美元指数	权重差
美元	0.264	-	-
欧元	0.214	0.576	-0.3621
日元	0.147	0.136	0.0108
港元	0.066	-	0.0655
英镑	0.039	0.119	-0.0804
澳元	0.063	-	0.0627
新西兰元	0.007	-	0. 0065
新加坡元	0.038	-	0.0382
瑞士法郎	0.015	0.036	-0.0209
加元	0.025	0.091	-0.0657
林吉特	0.047	-	0.0467
卢布	0.044	-	0.0436
泰铢	0.033	-	0.0333
瑞典克朗	-	0.042	-0.0420

表 3.5 2017 年 1 月 1 日后 CFETS 与美元指数的比较

币种	CFETS	美元指数	权重差
美元	0.224	-	-
欧元	0.1634	0.576	-0.4126
日元	0.1153	0.136	-0.0207
港元	0.0428	-	0.0428

英镑	0.0316	0.119	-0.0874
澳元	0.044	-	0.0440
新西兰元	0.0044	-	0.0044
新加坡元	0.0321	-	0.0321
瑞士法郎	0.0171	0.036	-0.0189
加元	0.0215	0.091	-0.0695
林吉特	0.0375	-	0.0375
卢布	0.0263	-	0.0263
泰铢	0.0291	-	0.0291
瑞典克朗	0.0052	0.042	-0.0368
南非兰特	0.0178		0.0178
韩元	0.1077		0.1077
阿联酋迪拉姆	0.0187		0.0187
沙特里亚尔	0.0199		0.0199
匈牙利福林	0.0031		0.0031
波兰兹罗提	0.0066		0.0066
丹麦克朗	0.004		0.0040
挪威克朗	0.0027		0.0027
土耳其里拉	0.0083		0.0083
墨西哥元	0.0169		0.0169

虽然从权重上看两者相差较大，但事实上由于欧元和美元的相关度极高，葛天明等（2019）的研究发现，参照 CFETS 货币篮子的美元指数和 ICE 美元指数的走势几乎一致，两者间的相关度高达 0.982。

5. 国证人民币汇率指数

人民币指数由深圳证券信息有限公司和中央电视台财经频道联合编制发布，客观反映人民币与全球主要货币双边汇率的整体变化，表征人民币的综合价值。人民币指数选取美元、欧元、日元、港币、澳元、加元、英镑、俄罗斯卢布、林吉特、韩元 10 种货币作为样本，使用双边贸易额占比和 GDP 占比 1:1 加权，采用几何平均方法进行

计算。该系列指数包括人民币名义有效汇率指数（代码 CNYX，简称“人民币指数”）和人民币实际有效汇率指数（代码 CNYR，简称“人民币实际指数”）。指数基日为 2010 年 6 月 19 日，基点为 100 点。

这一指数相较于 CFETS 人民币指数的最大特点是货币篮子相对稳定，可追溯期也较长，而且指数每日进行更新。

（三）本章小结

为了详细了解债券价格指数和外汇价格指数的国内外差异，我们梳理了国内外利率价格指数、债券收益率曲线和汇率曲线的发展历史和编制特点。

从债券价格指数的编制情况上看，世界三大债券价格指数无论是从选取标准、加权方式上都有较大差异。从指数纳入评级标准来看，富时指数的评级标准最高，要求纳入的债券的评级达到标普 A-且穆迪 A3 以上。彭博巴克莱指数的评级标准次之，要求纳入的债券的评级达到标普 BBB-、穆迪 Baa3 或惠誉 BBB-以上；摩根大通指数没有明确的评级要求，其主要专注新兴市场，不同市场的评级要求会根据指数公司判断进行调整。从指数纳入最小发行规模来看，彭博巴克莱指数的准入标准较低，发行规模仅 3 亿美元或欧元即可，而富时指数则需要达到 50 亿美元或欧元区 25 亿美元等；摩根大通指数没有具体的标准，根据不同经济体进行调整。

从汇率指数的编制上看，目前主流的汇率指数在功能定位上就

可以分为两类，一类更注重汇率指数对各国进出口贸易影响，另一类适用于作为汇率指数期货等衍生品的标的物。功能定位上的区分就使得两者在权重计算方法的选择和权重调整频率的设定有较大差异。目前国内的汇率指数主要存在的问题还是可追溯时间不长，成分货币选择过多，使得其适用于交易的能力较差。

四、各国债券收益率与汇率的动态相关性研究

目前绝大部分的债券价格指数也存在很多问题，首先是债券价格指数的结构类型和久期不稳定导致指数本身的风险特征并不稳定，其次市值加权的方式也值得推敲，在债券市场上并不是市值越大代表性就越好。所以考虑到债券价格指数的这些缺陷和各指数间的可比性不足等原因，我们在后续研究中更多使用债券收益曲线的关键期限点利率作为研究重点。另一方面，考虑到国债（主权债）作为目前发行量最大，交易量最大的债券品种，我们在后文中主要是用国债收益率曲线作为利率的代理变量。

目前国内提供的汇率指数主要存在以下几个问题：首先，由于国内对于汇率指数编制的研究较短，国内提供的汇率指数的追溯期往往比较短，例如 CFTES 指数只能追溯到 2014 年 12 月；其次，国内目前的汇率指数的货币篮子调整较为频繁，不同于 ICE 美元指数，其主要面向的适用对象并不是投资者，并不反映较短时间内人民币的波动，

而更多是为了反映人民币在一段时间内的实际币值。同时，我们考虑到目前国内投资者主要关注的投资品种还是人民币兑美元汇率（按照中国外汇交易中心的报告，单一品种交易量占比超过 95%），我们在后续的研究中也使用双边汇率作为研究对象。

（一）中美利率、利差与汇率间相关性分析

首先，我们使用 2011 年 4 月至 2019 年 11 月（12 月的 CPI 至本文截稿尚未公布）期间中美十年期国债收益率月度数据和中美 CPI 月度数据分别做差，得到了两国的实际国债利率序列，分别记为美国实际利率（realrateUS）和中国实际利率（realrateCN）。同时，我们将中美名义利率和实际利率分别做差得到中美名义利差（deltanominalrate）和中美实际利差（deltarealrate），具体结果可见下图 4.1-4.3。

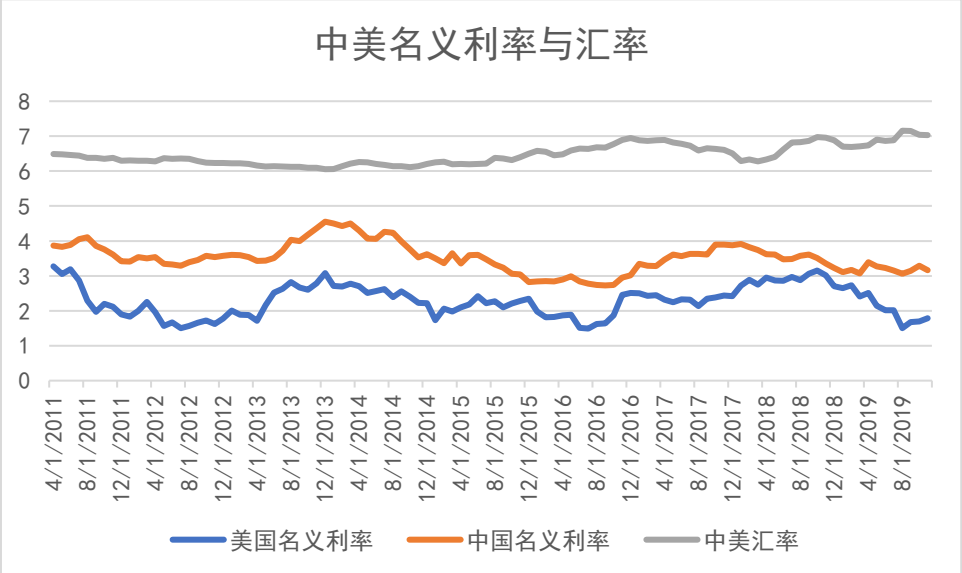


图 4.1 中美名义利率与汇率关系

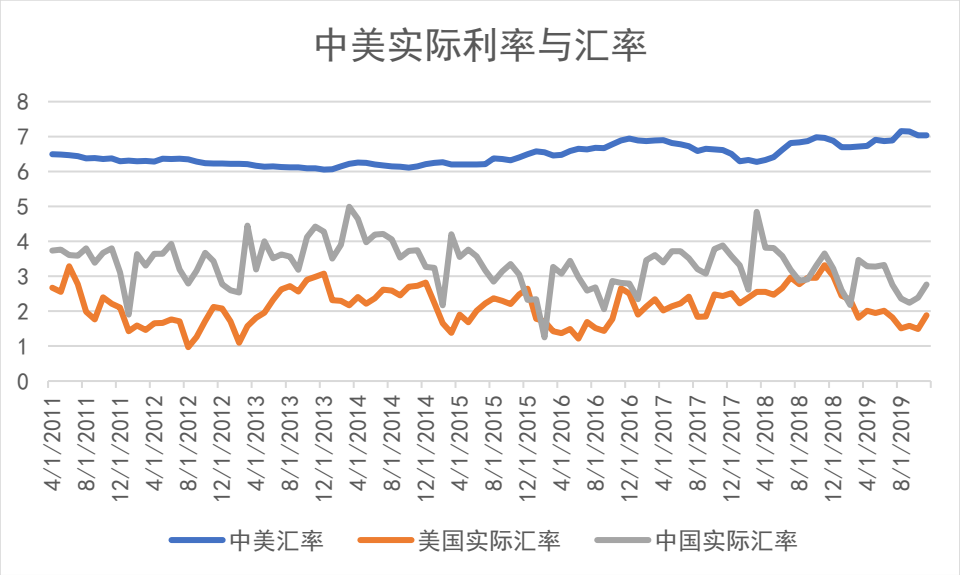


图 4.2 中美实际利率与汇率关系

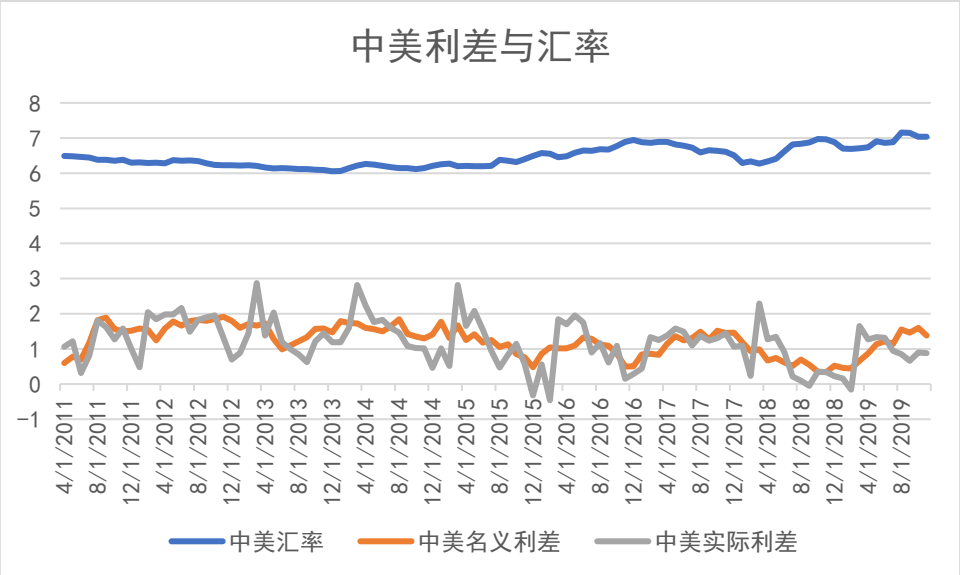


图 4.3 中美名义、实际利差与汇率关系

1. 基于线性模型的相关性分析

进一步观察发现，中美名义利差、中美实际利差和中美汇率大体呈反向变动关系，如图 4.4、图 4.5 所示。

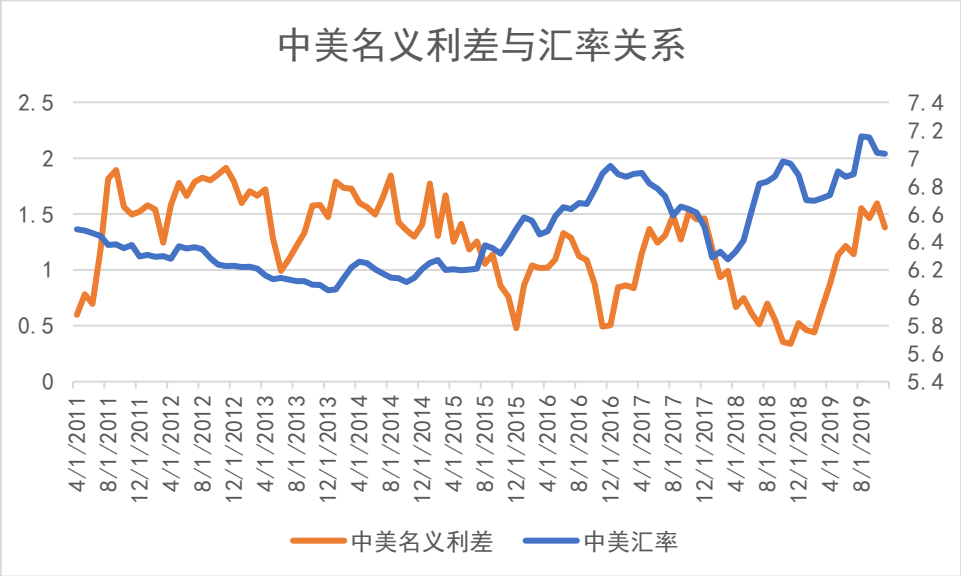


图 4.4 中美名义利差与汇率关系

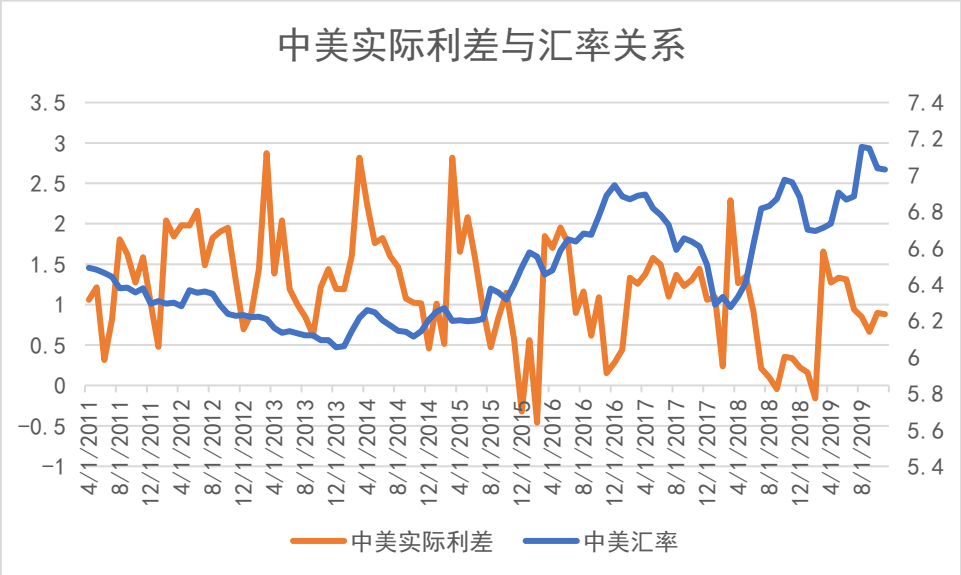


图 4.5 中美实际利差与汇率关系

计算可得（详见表 4.1、表 4.2），在 99%的显著性水平下，中美名义利差与人民币兑美元汇率的皮尔逊相关系数统计上显著为-0.588，远远高于中美实际利差与人民币兑美元汇率的相关系数-0.384。但是总体上来看，无论是中美名义利差还是中美实际利差，在统计上都证明其与人民币兑美元汇率存在负相关情况。

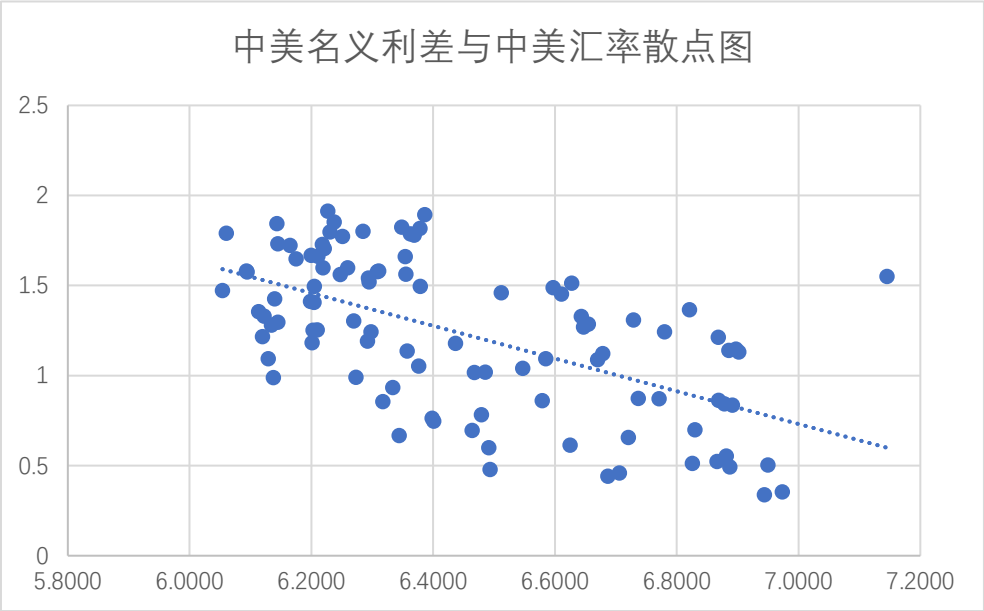


图 4.6 中美名义利差与汇率线性关系散点图

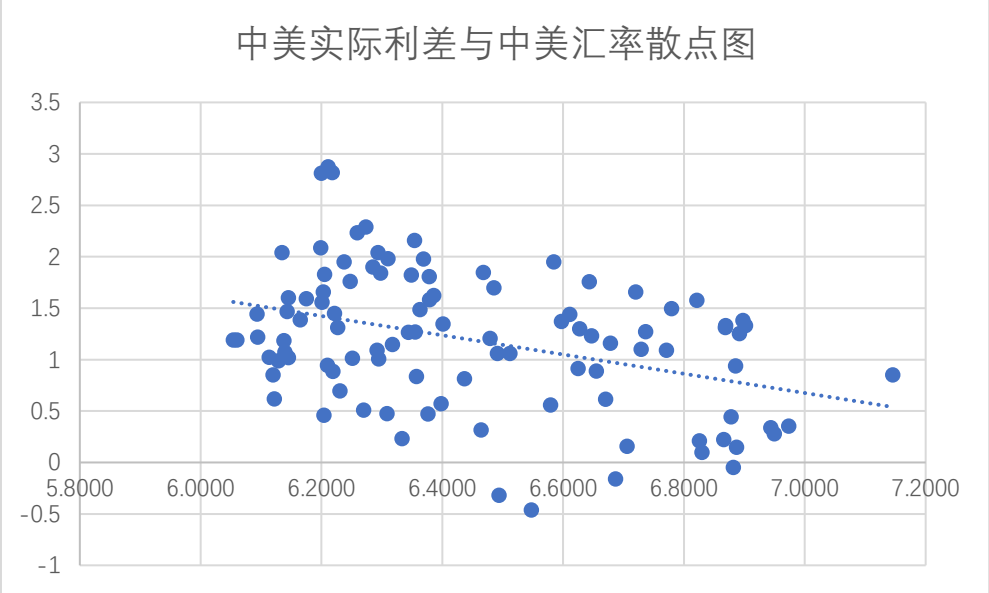


图 4.7 中美实际利差与汇率线性关系散点图

表 4.1 中美名义利差和人民币兑美元汇率相关系数

		中美汇率	中美名义利差
中美汇率	皮尔逊相关性	1	-.588**
	Sig.（双尾）		.000
	个案数	101	101
中美名义利差	皮尔逊相关性	-.588**	1
	Sig.（双尾）	.000	
	个案数	101	101

**. 在 0.01 级别（双尾），相关性显著。

表4.2 中美实际利差和人民币兑美元汇率相关系数

		中美汇率	中美名义利差
中美汇率	皮尔逊相关性	1	-.384**
	Sig.（双尾）		.000
	个案数	101	101
中美实际利差	皮尔逊相关性	-.384**	1
	Sig.（双尾）	.000	
	个案数	101	101

**. 在 0.01 级别（双尾），相关性显著。

为了进一步检验中美利差和中美汇率存在何种的负相关关系，通过分别画出中美名义利差和实际利差与中美汇率的散点图可以看出（如图 4.6、图 4.7 所示），中美名义利差、中美实际利差和中美汇率均存在一定线性相关的可能性，因此，我们分别以中美实际利差和名义利差为自变量，中美汇率作为因变量建立一元线性回归模型，可得回归结果为:

模型 1: 中美汇率 = 6.920 - 0.381×中美名义利差

t =（101.120***）（-7.239***）

R^2=0.346, F=52.410***, D.W.=0.222

模型 2: 中美汇率 = 6.638 - 0.157×中美实际利差

t =（128.114***）（-4.132***）

R^2=0.147, F=17.073***, D.W.=0.220

以上两个回归结果显示模型 1 和 2 参数的 t 检验均显著，可决系数 R^2 分别为 0.346 和 0.147，模型线性性 F 检验也显著，证明中美名义利差、中美实际利差和中美汇率之间均存在一定的线性相关关系，且中美名义利差与中美汇率之间的相关性要好于中美实际利差与中

美汇率的相关性。

模型 1 中，中美名义利差参数的 95%的置信区间为[-0.486, -0.277]，可以解释为中美名义利差增加 1 个单位，中美汇率在 95%的显著性水平下减小 0.486~0.277 个单位，平均而言中美名义利差增加 1 个单位，中美汇率减小 0.381 个单位。

模型 2 中，中美实际利差参数的 95%的置信区间为[-0.233, -0.082]，可以解释为中美实际利差变化 1 个单位，中美汇率在 95%的显著性水平下减小 0.233~0.082 个单位，平均而言中美实际利差增加 1 个单位，中美汇率减小 0.157 个单位。

模型 1 和模型 2 对中美汇率的预测区间与真实值的比较可见图 4.8 和图 4.9，总体来看，中美汇率的真实值均落在了两个模型 95%置信区间的预测范围内，线性回归模型的预测效果较好，但是具体来看，模型 1 运用中美名义利差预测中美汇率的效果更好，计算得到的均方根误差 MSE=0.04994，小于模型 2 运用中美实际利差预测中美汇率得到的预测值的均方根误差 MSE=0.06510。

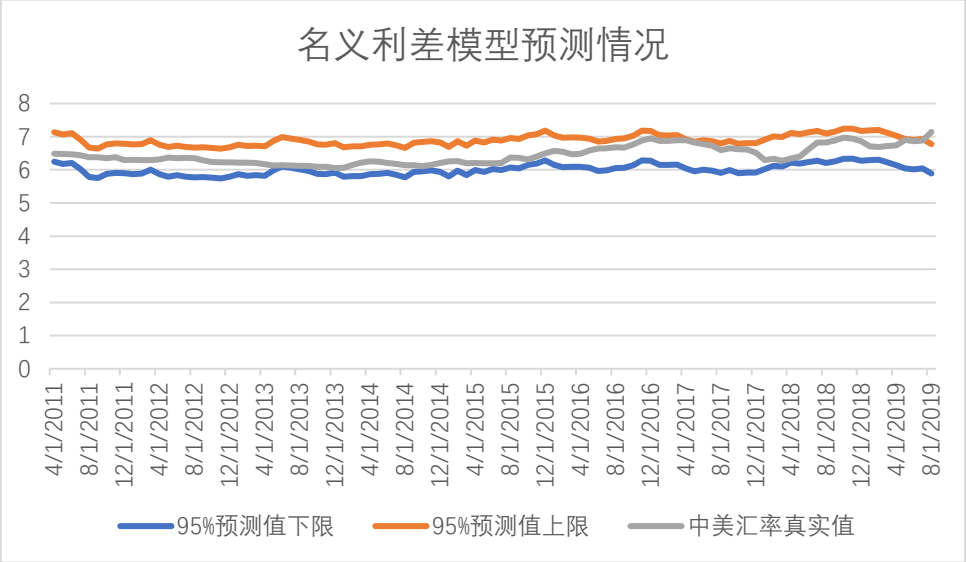


图 4.8 中美名义利差模型预测中美汇率的预测区间

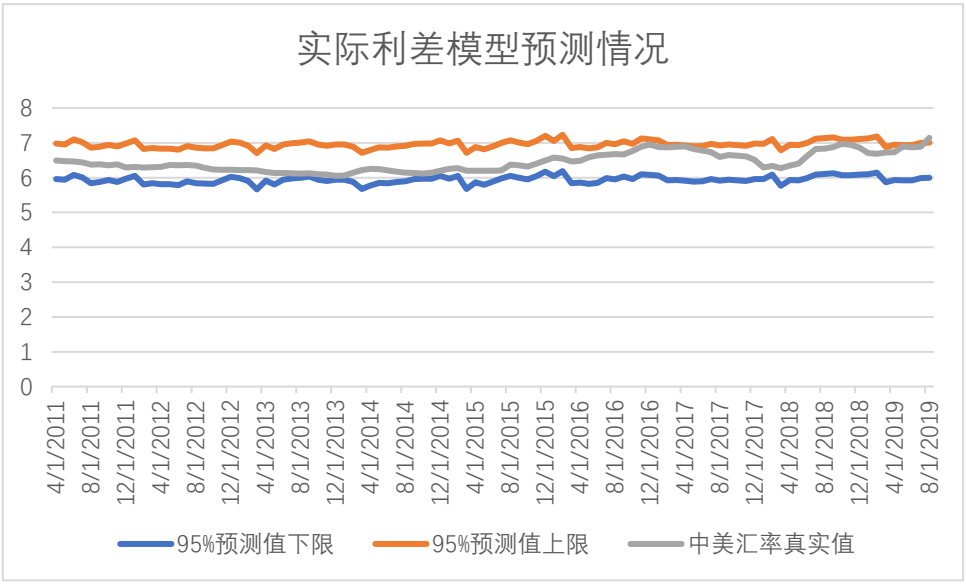


图 4.9 中美实际利差模型预测中美汇率的预测区间

2. 基于 VAR 模型的相关性分析

为进一步分析中美利率和汇率之间的结构性相互影响关系，将对各个变量之间建立 VAR 向量自回归模型进行分析。首先，我们对中美实际利率、中美名义利率、中美名义利差、中美实际利差和人民币兑美元汇率数据进行单位根平稳性检验，结果如下表 4.3 所示。

表 4.3 中美利差、利率与汇率的单位根检验结果

变量	adf 检验		平稳性
	统计量	1%临界值	
美国名义利率	-2.583	-2.591	不平稳
中国名义利率	-1.512	-2.591	不平稳
美国实际利率	-3.506	-2.591	平稳
中国实际利率	-6.035	-2.591	平稳
中美名义利差	-2.769	-2.591	平稳
中美实际利差	-5.925	-2.591	平稳
中美汇率	-0.035	-2.591	不平稳
美国名义利率一阶差分	-9.150	-2.591	平稳
中国名义利率一阶差分	-9.069	-2.591	平稳
中美汇率一阶差分	-6.564	-2.591	平稳

由上表结果可见，中美两国的实际利率和中美利差数据是平稳的，而中美两国的名义利率和人民币兑美元汇率是不平稳的，但经过一阶差分后为平稳序列。接下来，为进一步研究中美两国名义利率、实际利率、中美利差与人民币兑美元汇率之间的相互影响关系，我们使用以上平稳后的数据构建如下 4 个普通 VAR 向量自回归模型:

模型 1: 美国名义利率、中国名义利率和人民币兑美元汇率关系;

模型 2: 美国实际利率、中国实际利率和人民币兑美元汇率关系;

模型 3: 中美之间名义利差和人民币兑美元汇率关系;

模型 4: 中美之间实际利差和人民币兑美元汇率关系。

根据 SBIC 信息准则的结果，以上 4 个模型的滞后阶数均选为滞后 1 阶，具体的回归结果见下表 4.4-4.7。

表 4.4 中美名义利率和人民币兑美元汇率关系

变量	美元名义利率	人民币名义利率	人民币兑美元汇率
美元名义利率的滞后一阶值	0.070	**0.164****	0.003
	(0.66)	(2.40)	(0.54)
人民币名义利率的滞后一阶值	-0.141	0.045	0.002
	(-0.88)	(0.44)	(0.20)

人民币兑美元汇率的滞后一阶值	-3.362	0.712	0.328***
	(-1.62)	(0.53)	(3.17)
常数项	-0.014	-0.006	0.001
	(-0.66)	(-0.44)	(0.82)

注：括号内汇报的是标准差，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。

表 4.5 中美实际利率和人民币兑美元汇率关系

变量	美元实际利率	人民币实际利率	人民币兑美元汇率
美元实际利率的滞后一阶值	0.710***	-0.043	-0.002
	(10.78)	(-0.36)	(-0.83)
人民币实际利率的滞后一阶值	**0.147*** **	0.459***	0.001
	(2.74)	(4.73)	(0.31)
人民币兑美元汇率的滞后一阶值	3.566	1.726	0.338***
	(1.13)	(0.30)	(3.29)
常数项	0.122	1.898***	0.003
	(0.63)	(5.44)	(0.45)

注：括号内汇报的是标准差，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。

表 4.6 中美名义利差和人民币兑美元汇率关系

变量	中美名义利差	人民币兑美元汇率
中美名义利差的滞后一阶值	0.883***	0.304
	(0.0509)	(0.253)
人民币兑美元汇率的滞后一阶值	-0.0243	0.293***
	(0.0210)	(0.105)
常数项	-0.151**	0.457
	(0.0664)	(0.330)

注：括号内汇报的是标准差，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。

表 4.7 中美实际利差和人民币兑美元汇率关系

变量	中美实际利差	人民币兑美元汇率
中美实际利差的滞后一阶值	0.466***	-0.001
	(5.18)	(-0.63)
人民币兑美元汇率的滞后一阶值	2.125	0.337***
	(0.36)	(3.27)
常数项	-0.635***	-0.000
	(-5.15)	(-0.18)

注：括号内汇报的是标准差，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。

根据以上 4 个 VAR 模型的回归结果我们可以发现，从名义利率上来看，人民币名义利率受到美元名义利率变化变化的影响更大，而由于两国间密切的贸易往来，美国的实际利率也会受到中国实际利率

的影响，但是两国无论是实际利率还是名义利率对中美汇率之间均不直接构成显著性的影响。

进一步考察中美间十年期国债收益率利差和人民币兑美元汇率的关系，表 4.6 和表 4.7 结果显示无论是名义利差还是实际利差，中美之间的国债收益率利差和中美汇率两者间并不存在显著的相互影响。这一方面可能是因为人民币汇率的有限弹性会缩减中美相对利率对汇率传导作用的实际效果，另一方面可能是由于普通 VAR 模型结构的局限性造成的，故而我们在下文使用非线性的 TVP-SV-VAR 模型对中美利率和汇率的相关性进行研究。

（二）基于 TVP-SV-VAR 的利率汇率动态关系研究

1. 模型介绍

随着时间的推移，经济结构等因素不断变化，模型参数也随之改变，传统 VAR 模型不能刻画该动态特征。Primiceri（2005）考虑了 VAR 系数和误差项方差的时变性，采用带有随机波动的时变参数的向量自回归模型（TVP-SV-VAR）分析了美国债券市场传导机制的动态变动，研究结论更符合现实。本节旨在研究我国的利率和汇率间的动态均衡关系，所以我们引入时变结构向量自回归模型，来研究本国利率、外国利率和两国间双边汇率的动态关系。

本研究在传统的 SVAR 模型中引入时变特征构成时变向量自回

归模型对 SDR 构成货币与人民币间的关系进行实证研究。

（1）SVAR 模型

基本的 SVAR 模型定义如下

$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \cdots F_p y_{t-p} + \mu_t$，t=$p$+1，· · ·，n　　（4.1）

其中，y_t为所研究的目标变量（k×1），A、F_1、$\cdots F_p$是关于系数的矩阵（k×k），μ_t为结构冲击（k×1）。我们将矩阵A设定为主对角线为 1 的下三角矩阵就得到了一个递归的 SVAR 模型。将（1）式改写为如下的形式:

$y_t = B_1 Y_{t-1} + \cdots B_p Y_{t-p} + A^{-1} \sum \varepsilon_t$，$\varepsilon_t \sim N(0, I_K)$

其中，B_i=$A^{-1} F_{\mathrm{i}}$，且

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}$$

（2）TVP-SV-VAR

我们在上述模型的基础上对其进行简化:

$y_t = X_{\mathrm{t}} \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t$，$\varepsilon_t \sim N(0, I_K) X_{\mathrm{t}} = I_K \otimes (y_{t-1}^{'}, \cdots, y_{t-p}^{'})$

然后我们将参数设为随时间变化，即β_t，A_t和Σ_t。

参考 Primiceri（2005）的研究，我们令α_t表示矩阵A_t中下三角中元素的对基向量。同时，我们将对数随机波动率矩阵同样设为时变，即$h_{it} = ln\sigma_{it}^2$。为了方便估计，本研究中认为所有参数都服从随机游走。

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta_t},$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha_t},$$

$$\hbar_{t+1} = \hbar_t + \mu_{\hbar_t},$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta_t} \\ \mu_{\alpha_t} \\ \mu_{\hbar_t} \end{pmatrix} \sim \left(0, \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

上式中我们假设所有参数都服从一阶随机游走，允许参数暂时或永久性变动，使模型可以充分体现经济结构的暂时变化和永久变化。对于模型的估计，我们参考 Nakajima(2011)年的方法，使用马尔科夫链蒙特卡洛（MCMC）方法进行估计。

2. 中美间利率与汇率相关性的时变研究

（1）变量选取与数据来源

在外汇市场上，国际投资者一般通过观测各国货币的名义汇率来判断该国货币的升值与贬值，同时外汇交易者一般都很关注各国的十年期国债利率来对未来汇率的升、贬进行预测，同时考虑到人民币汇率曾在很长一段时间内采用盯住美元的汇率政策(2005 年汇改前，2008 年到 2010 年金融危机期间)，我们选取 2011 年 4 月到 2019 年 12 月间的中美两国的十年期国债关键期限点月度数据（美国数据采用彭博估值体系数据，中国数据采用中债估值数据），以及人民币兑美元双边汇率月度数据进行研究。所有数据均来自彭博金融终端。在后续的研究中，我们也使用了国开债和短期国债数据进行了对比研究

和稳健性检验。

根据一般理论模型的分析，我们将实证的变量顺序设定为美元利率（BV100082）、人民币利率（CNTBI10）和人民币兑美元汇率（USDCNY）。我们使用 Matlab 对 TVP-SV-VAR 模型进行实证检验。根据 AIC 准则的结果，我们将模型的滞后期设置为 1，抽样次数为 10000。

（2）平稳性检验

依照表 4.8 所示，各变量原序列不平稳。考虑到对于利率数据，本身就是百分制的点数，我们只对所有数据进行简单差分处理，得到各期的利率、汇率变化量数据。各个变量一阶差分后在 1%的水平下都是无单位根的平稳序列。

表 4.8 各变量单位根检验

变量	adf 检验		平稳性
	统计量	1%临界值	
BV100082	-2.583	-2.591	不平稳
CNTBI10	-1.512	-2.591	不平稳
USDCNY	-0.035	-2.591	不平稳
DBV100082	-9.150	-2.591	平稳
DCNTBI10	-9.069	-2.591	平稳
DUSDCNY	-6.564	-2.591	平稳

（3）参数估计结果

在对 SV-TVP-SVAR 模型进行参数估计前，本研究选择滞后阶数为 1。初始的分布我们假设为：

$$(\sum\beta)_i^{-2} \sim IW(25,\ 10^{-4}I),\ (\sum\alpha)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 10^{-4}),$$

$$(\sum h)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 10^{-4})$$

IW 表示 invertWishart 分布。

进行 10000 次抽样后，我们舍弃 10%不稳定的结果，得到模型的后验分布。参数结果展示表 4.9 中。

表 4.9 中美参数估计结果

参数	均值	标准差	95%区间下限	95%区间上限	Geweke	无效因子
sb1	0.0279	0.0056	0.0195	0.0415	0.024	14.94
sb2	0.0281	0.0057	0.0197	0.0419	0.186	17.51
sa1	0.0554	0.0136	0.0355	0.0883	0.868	19.07
sa2	0.0429	0.0075	0.0307	0.0598	0.965	18.67
sh1	0.2576	0.1084	0.0896	0.4914	0.677	60.24
sh2	0.1915	0.0796	0.0782	0.3872	0.273	62.27

注：第二列参数统计值是基于 10000 次 MCMC 参数估计值计算而得的均值，第三列是在参数统计值下方括号内的统计值为参数估计值的标准差；第四、五列是在 95%置信水平下模型方程中参数估计值的置信区间；第六列是基于 Geweke(1992)给出的方法计算得到的收敛诊断值；第七列中无效因子统计值是基于样本数据运用蒙特卡洛(MCMC)模拟计算得到的统计值，主要反映状态变量和参数采样的有效性。

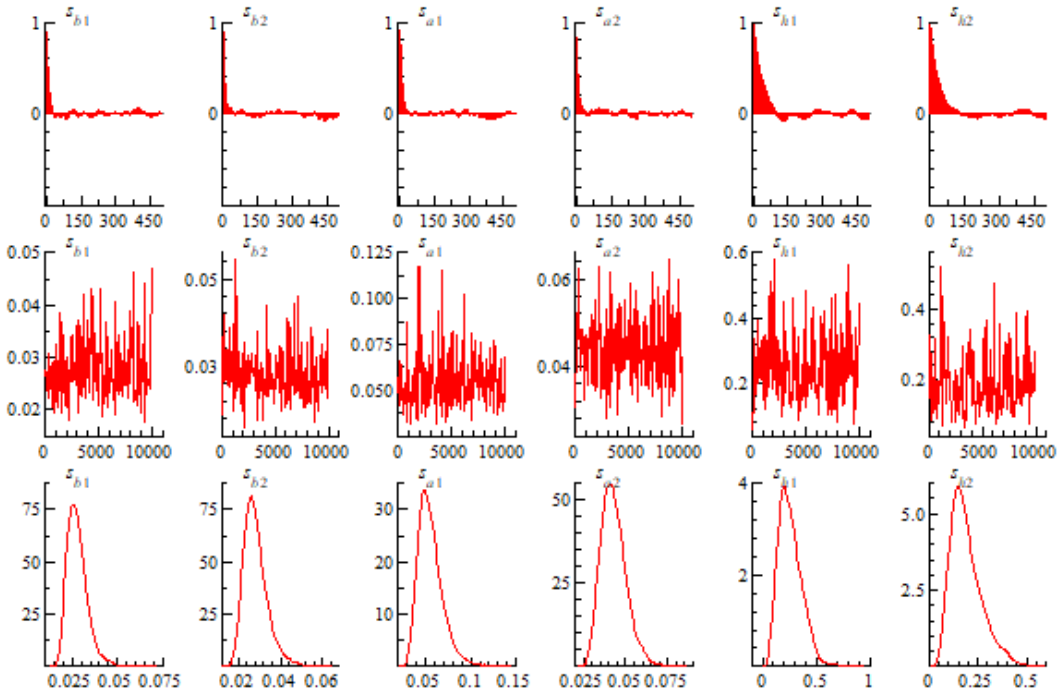


图 4.10 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果

图 4.10 呈现了抽样得到的自相关系数、收敛轨迹和后验分布函数。从第一行的自相关系数可以看出，经过迭代抽样后的自相关系数迅速衰减，但是将迭代周期进一步加长有利于得到更稳健的结果。从第二行的收敛轨迹可以看出，参数序列基本围绕后验均值呈现“白噪音”波动轨迹，表明抽样得到的参数之间是相互独立的。因此，从整体上看，目前研究的抽样结果是有效的。

从表 4.9 可见，检验的参数有 6 个，包括 sb1~sh2，这 6 个参数表示的是随机游走的扰动项的方差协方差矩阵的主对角线元素中的前两个元素。主对角线上有多个元素，一般认为选取前两个能通过检验，则表示整个矩阵上的所有元素都能通过检验。在 5%置信水平下，基于统计量 Geweke 不能拒绝趋于后验分布的原假设，表明预烧期已经足够能使马尔科夫链趋于集中；非有效性因子都非常低，表明在模型中为所有参数都产生了非常有效的样本。

（4）时变参数特征分析

在一般的 SVAR 模型中，模型估计后每个参数我们都只能得到一个估计值，但在 TVP-SV-VAR 中，每一期我们能都得到不同的参数估计值，我们把时变参数画在图上就可以得到一条随着时间变化的走势线。

1.变量影响关系的时变特征分析

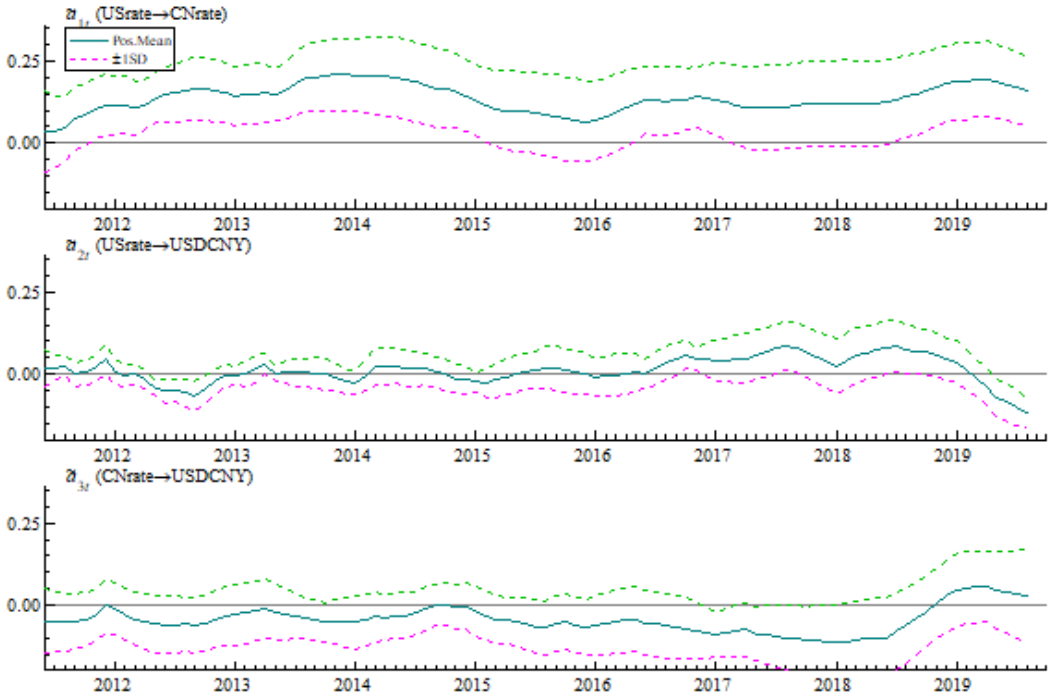


图 4.11 三个变量同期关系的时变特征

图 4.11 反映的是美元国债利率、人民币国债利率和人民币兑美元汇率三者间相互影响关系随时间变化的特征。从第一个子图上看，美元利率对人民币利率的影响系数从 2011 年开始就一直为正，数值上看 2011 年年中人民币兑美元恢复波动后，影响力的数值在 0.2 左右波动。2015 年“811 汇改”后这种影响力开始缓慢上升。从图 4.11 的第二和第三个子图上看，在 2015 年“811 汇改”前，利率平价论对于人民币兑美元汇率的解释能力不强，两者都在 0 值上下波动。而在“811 汇改”后，随着利率市场化和汇率形成机制改革的不断推进，利率平价论似乎开始渐渐能够解释部分的汇率变化。从同期影响上看，美元国债利率的上升会使得人民币贬值，而人民币利率的上升会使得人民币升值。而通过数值结果来分析，月度数据上看两者对于汇率的

影响力相当，美元利率的影响稍强于人民币利率，这一结果和我们在后续研究中使用日数据进行滚动 VAR 和广义方差分解得出的结果是一致的。

2.关于人民币汇率波动率的时变特征分析

图 4.12 反映的是人民币汇率结构冲击的波动率时变特征，人民币汇率的随机波动率在 2012 年之前都很小，接近 0 的水平；在 2012 年之后开始迅速变大，并且在 2012 年中期达到最大值，随后逐渐下降；2013 年中期到 2016 年年中，该随机波动率又处于上升的趋势。2016 年年底引入逆周期因子后这一波动率开始下降，但随着 2017 年年底中美贸易摩擦的快速升温，人民币汇率波动率开始快速走高。

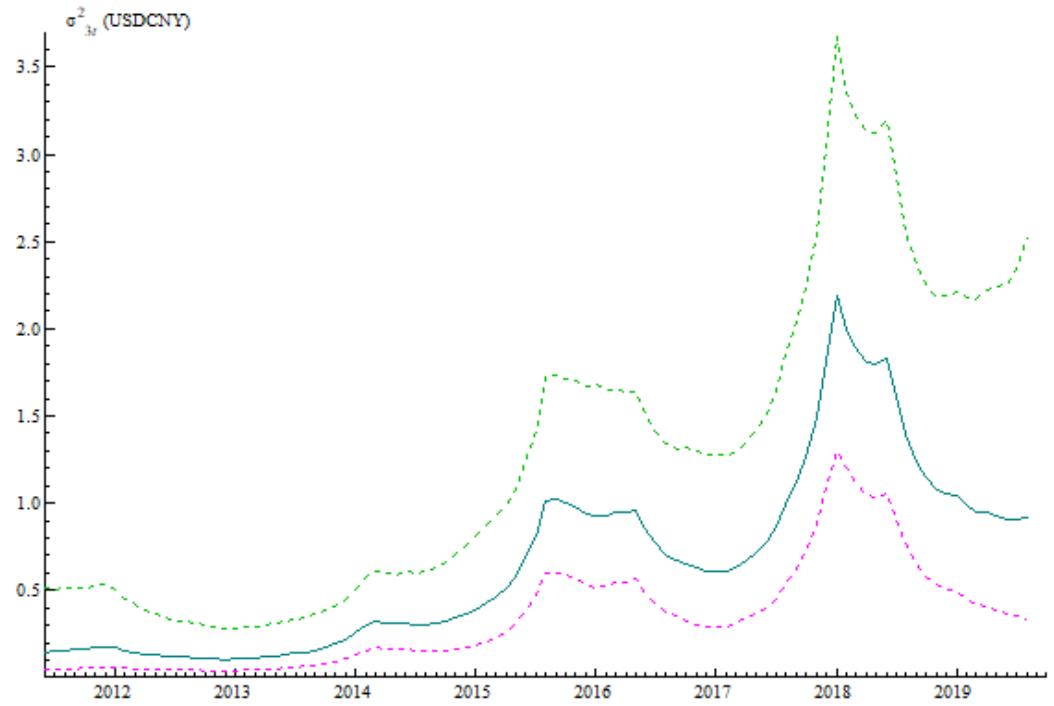


图 4. 12 人民币汇率波动率的时变特征分析

2015 年汇改以前，人民币汇率的随机波动率一直较为平稳，这是我国采取小幅升值策略的体现。另外为应对 2008 年全球金融危机，

人民币汇率在2008年6月至2010年6月期间重新盯住美元，汇率在6.82至6.86之间窄幅波动。在人民币汇率市场化进程中，虽然市场在汇率水平决定上的作用在加强，但央行依旧扮演最重要的角色。自2005年7月人民币汇率制度改革以来，央行对人民币兑美元汇率波动幅度进行了三次扩大，汇率波动区间的扩大是人民币汇率波动的前提，图4.12反映的人民币汇率波动率变化与现实相符。2012年人民币汇率波动率上升表现为人民币汇率升值，这与美国推出QE3有关；2013年第一季度，由于海外经济逐步稳定，美国经济强劲复苏等原因，人民币兑美元中间价呈涨跌互现；4月份开始，人民币汇率开始明显升值；中国第三季度GDP等经济数据显示向好，促使人民币汇率升值；第四季度由于中国贸易顺差创新高、美元贬值等因素，使人民币汇率进一步升值。2014年2月人民币汇率出现贬值，这是对2013年人民币兑美元汇率一直处于单边升值状态的一次回调，同时也与美国决定退出QE3有关。2015年“811汇改”后人民币兑美元汇率快速贬值，到2016年年底贬值至6.95的水平。此后近两年时间人民币快速反弹至6.27的水平，然后又由于中美贸易战的加剧重新开始贬值。总体上看，人民币汇率波动真正放开是在2012年后出现的，而“811汇改”后波动水平已经上升了两个“台阶”，后续对于人民币波动范围和幅度的研究有重要意义。

3.关于国债利率波动率的时变特征分析

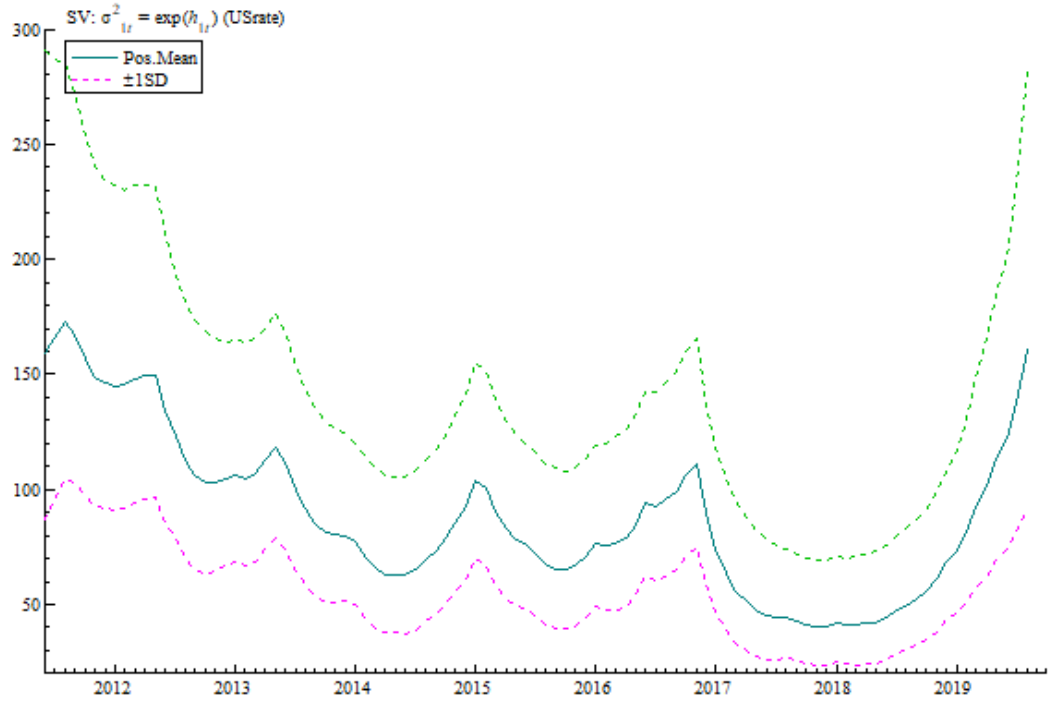


图 4.13 美元国债利率波动率的时变特征分析

图 4.14 人民币国债利率波动率的时变特征分析

图 4.13 反映的是美国国债利率波动的时变特征，可以明显看到美元国债波动率在 2011 年后开始下降，到 2013 年退出 QE 是已经回

到一个较低的水平，后续一直在这个低水平上波动缓慢下行，直到2016年美联储开始加息流程后才开始重新缓慢上升。

图4.14反映的是人民币国债利率波动的时变特征，从图中我们可以发现几个现象。首先，从数值上来看，人民币国债利率的波动率要远低于同期限的美元国债波动率，这主要是由于几个原因造成的:一是我国的利率市场化程度相较于美国还有一定的提升空间;二是我国的国债市场交投相对不活跃，市场参与主体也比较少，受到央行的管理比较严格。其次，2014到2015年年中，人民币国债利率波动率的快速上升主要还是受到当时股市牛市的影响。最后，观察“811汇改”后，美元利率波动率和人民币利率波动率的相关性也在变大，两者走势十分接近。

（5）时变脉冲响应分析

下面我们来分析TVP-SV-VAR两类不同的脉冲响应函数。首先我们来分析图4.15,不同提前期以单位标准正向冲击形成的脉冲响应序列。

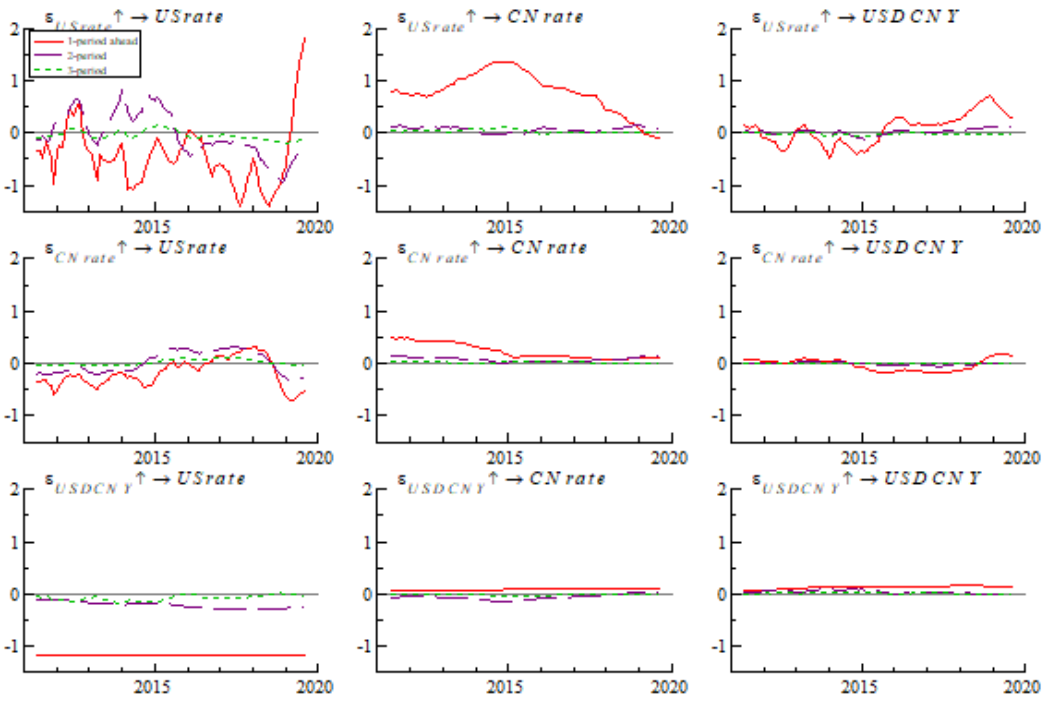


图 4.15 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数

图 4.15 中我们将提前期设为 1 期、2 期和 3 期。由图 4.15 可见，三个不同提前期冲击形成的脉冲响应的变化走势大致上是相似的，但不同提前期冲击形成的脉冲响应在方向上会有所不同。下面我们来观察利率和汇率间的相互影响。

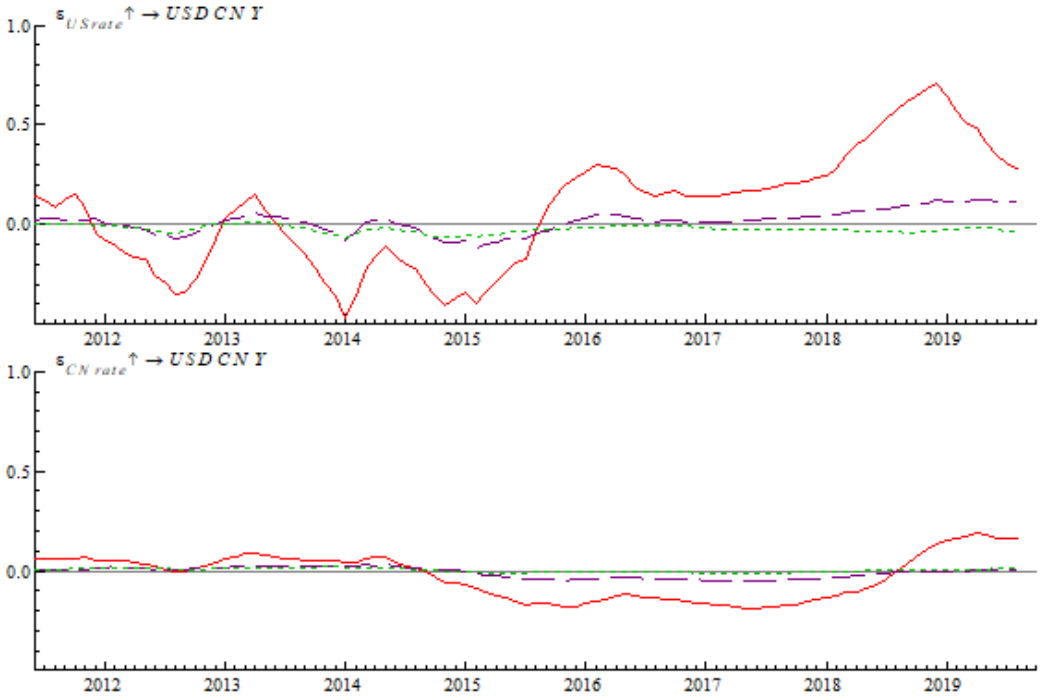


图 4.16 1、2、3 提前期利率冲击的汇率脉冲响应函数

从图 4.16 可见，从 2015 年 8 月开始，美元利率变动对人民币兑美元利率的影响逐步增大，这说明“811 汇改”后，人民币汇率形成机制的逐渐完善使美元利率的影响越来愈大。美元国债利率变动对人民币国债利率变动提前一期的影响在 2015 年 8 月前维持在一个较低的负水平。2015 年前，美元利率受到一个正向的冲击，在第一期人民币相对美元会升值，而人民币利率收到一个正向冲击时人民币相对于美元会贬值，但两者对于人民币对美元汇率的影响都不显著。但在 2015 年后，在短期内美元利率上升确实会使美元升值，而人民币利率上升也会使人民币升值。在 2018 年 3 月中美贸易战正式开始后，一方面受到经济不确定性的影响，利率上升对于汇率的挽救能力开始下降，另一方面虽然美元利率对于人民币利率的影响在 2018 年后开始

下降，但美元加息依然会使得人民币利率被动上升，这种被动加息不能抵消美元利率上升的影响。

而在第二第三期这种效应就会快速下降。我们观察第三期的情况，总体上在三个月的水平上，人民币利率和美元利率的影响都已经很低，但都符合利率平价理论的假设，及高利率货币未来预期贬值，低利率货币升值。

另外从数值上看，美元利率对人民币汇率的影响远大于人民币利率的影响。这充分说明，中国的利率政策还有待改进，国内利率的调整目前还很难通过货币市场和汇率市场间的传导机制影响汇率，利率市场化进程和传导机制的建设仍需进一步深化。

而从人民币国债利率对人民币汇率的影响走势和美元利率对人民币汇率的影响相近，2015 年到 2018 年期间人民币国债利率上升会使得人民币汇率升值。比较反常的是 2010 年到 2015 年期间，利率上升反而会使得人民币贬值。

而从汇率对利率的影响来看，人民币相对于美元贬值，会使得美国被迫降息来加强自身经济的竞争力，但对人民币汇率的影响并不是十分显著。而人民币相对于美元升值的话，会有效的传导到人民币国债利率的上升。

上一段的分析中我们可以发现在 2014 年年底到 2015 年年中，中美间的利率汇率互动出现了结构性的变化，下面我们来分析 2015 年“811 汇改”对于三者之间关系的影响。

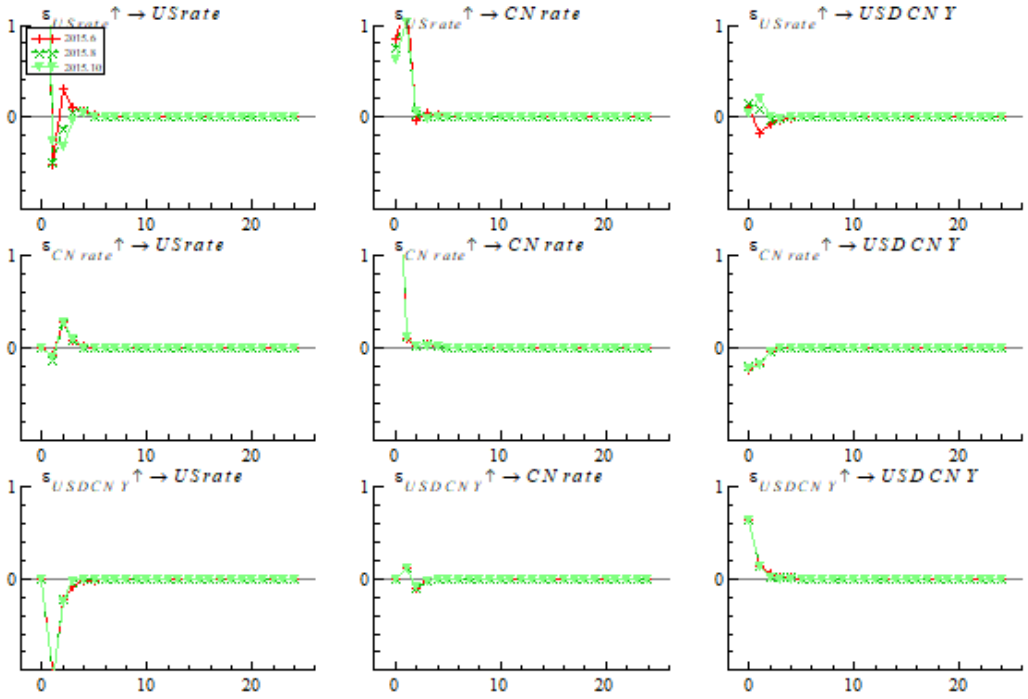


图 4.17 “811 汇改”前后的脉冲响应图

美元利率对人民币汇率在“811 汇改”前后的脉冲响应显示在第一期的表现差异较大。2015 年 5 月对于美元利率的冲击，人民币汇率的响应值在第一期为负，而在 2015 年 8 月和 11 月这一响应都为正，且 2016 年 8 月的响应值远高于 2015 年 8 月的水平。而从人民币利率对于人民币汇率的影响在 2015 年“811 汇改”后显著变大，说明了“811 汇改”对于人民币利率向汇率的传导渠道有了明显的改善。

3. 中日间利率与汇率相关性的时变研究

（1）变量选取与数据来源

针对中日间的情况，我们选取 2011 年 4 月到 2019 年 12 月的中日两国的十年期国债关键期限点月度数据(日本数据采用彭博估值体

系数据，中国数据采用中债估值数据），以及人民币兑日元双边汇率月度数据进行研究。数据均来自彭博金融终端。

根据一般理论模型的分析，我们将实证的变量顺序设定为日元利率（BV100096）、人民币利率（CNTBI10）和人民币兑日元汇率（JPYCNY）。我们使用 Matlab 对 TVP-SV-VAR 模型进行实证检验。根据 AIC 准则的结果，我们将模型的滞后期设置为 1，抽样次数为 10000。

（2）平稳性检验

表 4.10 显示各变量原序列不平稳，考虑到对于利率数据，其本身就是百分制并可能出现负数，我们只对所有数据进行简单差分处理，得到各期的利率、汇率变化量数据。同样各变量的一阶差分在 1%的水平下也是无单位根的平稳序列。

表 4.10 各变量单位根检验

变量	adf 检验		平稳性
	统计量	1%临界值	
日元利率	-1.029	-2.591	不平稳
人民币利率	-1.512	-2.591	不平稳
人民币兑日元汇率	-1.703	-2.591	不平稳
日元利率一阶差分	-9.067	-2.591	平稳
人民币利率一阶差分	-8.841	-2.591	平稳
人民币兑日元汇率一阶差分	-8.064	-2.591	平稳

（3）参数估计结果

在对 SV-TVP-SVAR 模型进行参数估计前，本研究选择滞后阶数为 1。初始的分布我们假设为：

$$(\sum\beta)_i^{-2} \sim IW(25,\ 10^{-4}I),\ (\sum\alpha)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 10^{-4}),$$

$$(\sum h)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 10^{-4})$$

IW 表示 invertWishart 分布。

进行 10000 次抽样后，我们舍弃 10%不稳定的结果，得到模型的后验分布。参数结果展示表 4.11 中。

表 4.11 中日参数估计结果

参数	均值	标准差	95%区间下限	95%区间上限	Geweke	无效因子
sb1	0.0236	0.0037	0.0175	0.0321	0.135	9.91
sb2	0.0276	0.0054	0.0194	0.0409	0.428	15.85
sa1	0.0853	0.0307	0.0435	0.1593	0	44.46
sa2	0.0876	0.0401	0.0435	0.1898	0.326	55.11
sh1	0.3012	0.125	0.1111	0.6029	0.121	101.08
sh2	0.1796	0.078	0.076	0.3699	0	78.27

注：第二列参数统计值是基于 10000 次 MCMC 参数估计值计算而得的均值，第三列是在参数统计值下方括号内的统计值为参数估计值的标准差；第四、五列是在 95%置信水平下模型方程中参数估计值的置信区间；第六列是基于 Geweke(1992)给出的方法计算得到的收敛诊断值；第七列中无效因子统计值是基于样本数据运用蒙特卡洛(MCMC)模拟计算得到的统计值，主要反映状态变量和参数采样的有效性。

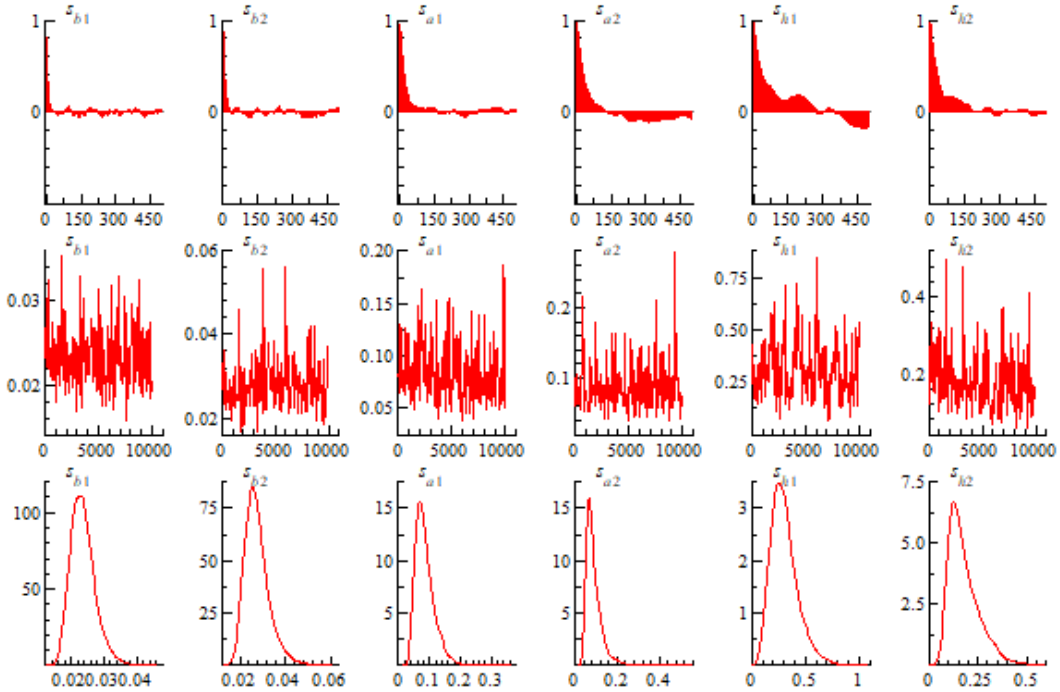


图 4.18 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果

图 4.18 呈现了抽样得到的自相关系数、收敛轨迹和后验分布函数。从第一行的自相关系数可以看出，经过迭代抽样后的自相关系数迅速衰减，但是将迭代周期进一步加长有利于得到更稳健的结果。从第二行的收敛轨迹可以看出，参数序列基本围绕后验均值呈现“白噪音”波动轨迹，表明抽样得到的参数之间是相互独立的。因此，从整体上看，目前研究的抽样结果是有效的。

从表 4.11 可见，检验的参数有 6 个，包括 sb1~sh2，这 6 个参数表示的是随机游走的扰动项的方差协方差矩阵的主对角线元素中的前两个元素。主对角线上有多个元素，一般认为选取前两个能通过检验，则表示整个矩阵上的所有元素都能通过检验。在 5%置信水平下，基于统计量 Geweke 不能拒绝趋于后验分布的原假设，表明预烧期已经足够能使马尔科夫链趋于集中；非有效性因子都非常低，表明在模型中为所有参数都产生了非常有效的样本。

（4）时变参数特征分析

在一般的 SVAR 模型中，模型估计后每个参数我们都只能得到一个估计值，但在 TVP-SV-VAR 中，每一期我们能都得到不同的参数估计值，我们把时变参数画在图上就可以得到一条随着时间变化的走势线。

1. 变量影响关系的时变特征分析

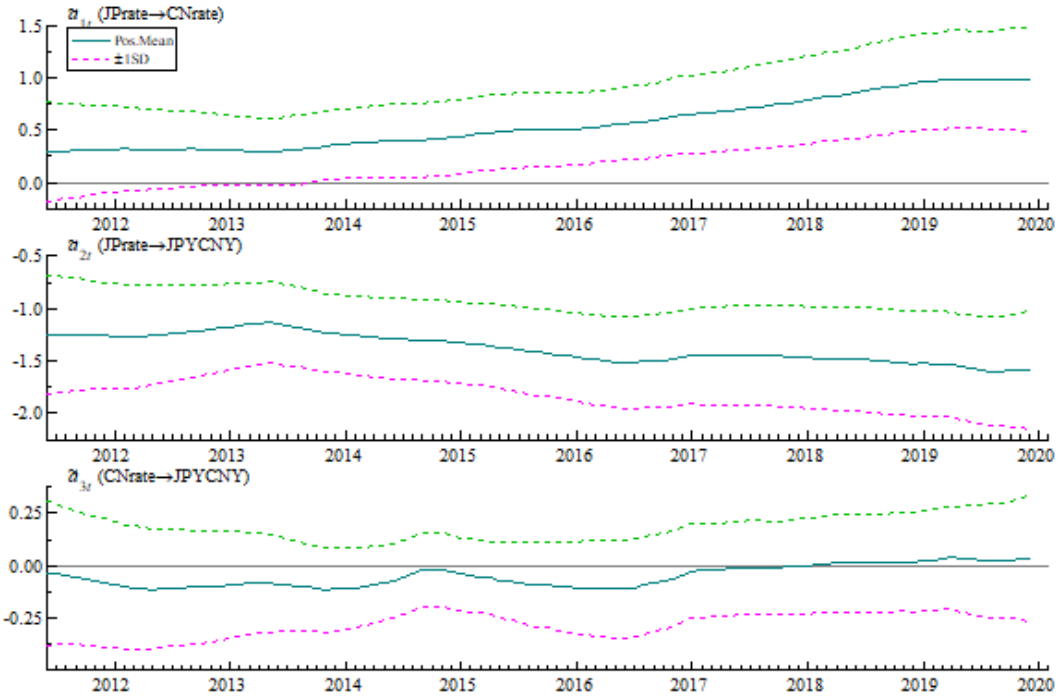


图 4. 19 三个变量同期关系的时变特征

图 4.19 反映的是日元国债利率、人民币国债利率和人民币兑日元汇率三者间相互影响关系随时间变化的特征。从第一个子图上看，日元利率对人民币利率的影响系数从 2011 年开始就一直为正，形态上和美元对人民币的形态很类似，根据中日美之间的动态分析，我们认为这主要是由于日元国债收益率的影响受到美国国债收益率的影响很大。从图 4.19 的第二和第三个子图上看，在同期影响上日元对于人民币汇率的影响要更大。

2. 关于人民币兑日元汇率波动率的时变特征分析

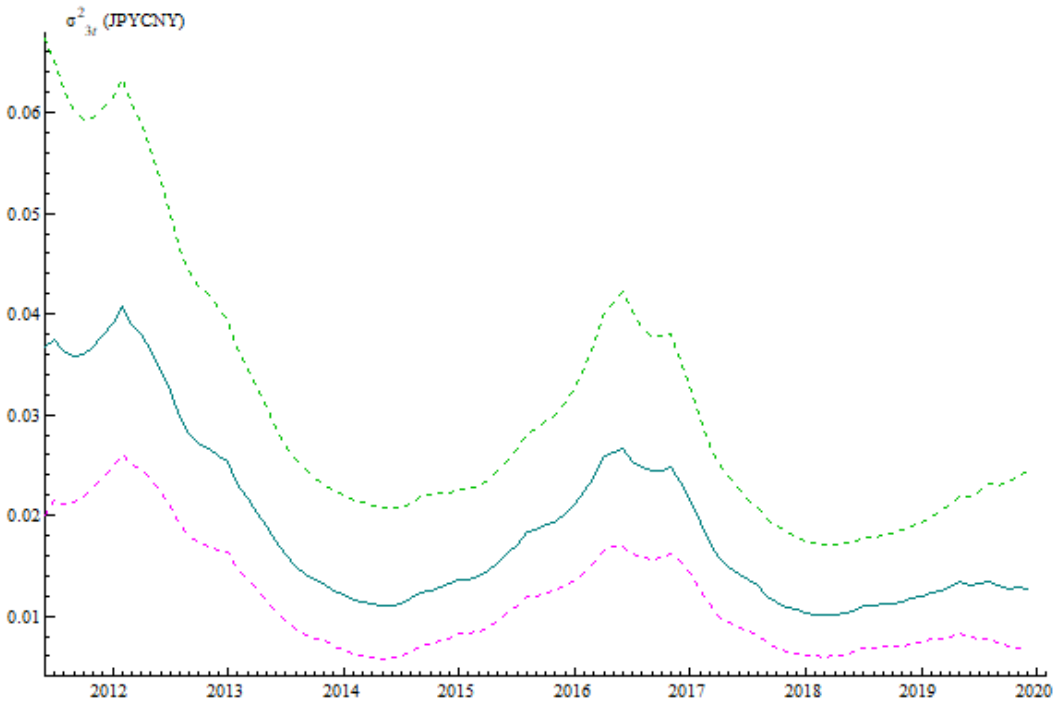


图 4. 20 人民币兑日元汇率波动率的时变特征分析

图 4.20 反映的是人民币兑日元汇率的波动率时变特征，人民币兑日元汇率的波动和人民币兑美元的波动幅度相近，但相较于美元，人民币兑日元汇率在过去 8 年中有两个明显的高点，前者对应的是 2013 年欧元区的国债危机，而后者对应的是 2016 年开始的英国脱欧危机，当全球风险上升时，日元作为长期以来的低利率货币（借贷货币）都会由于资金回流快速升值。

3. 关于国债利率波动率的时变特征分析

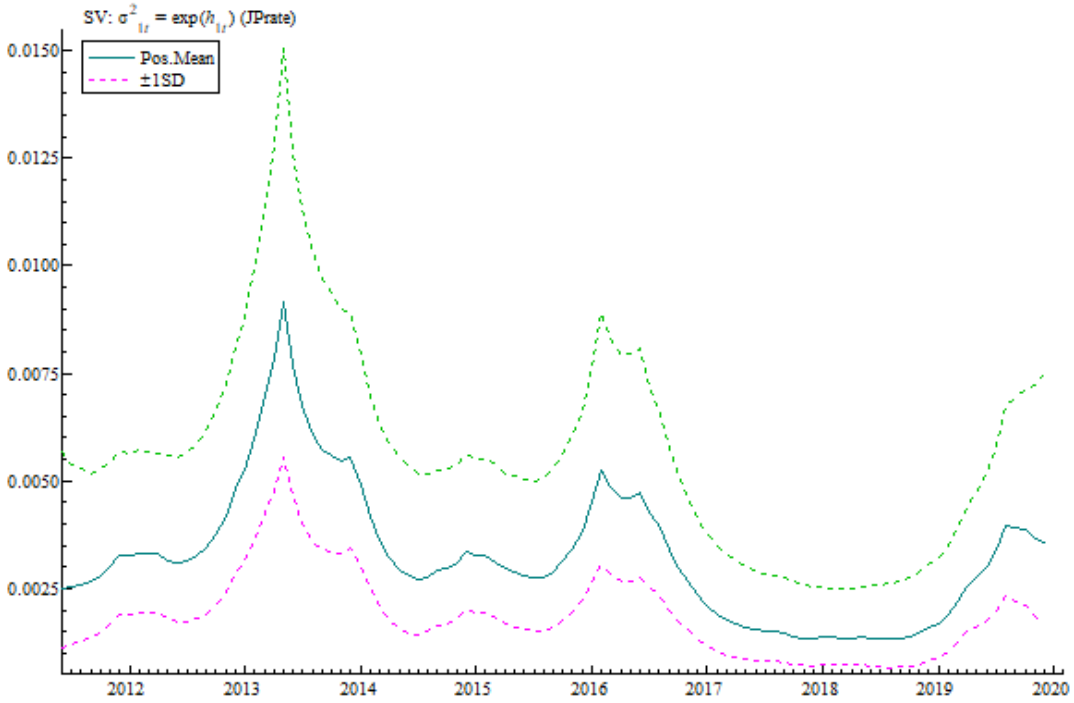


图 4. 21 日元国债利率波动率的时变特征分析

图 4.21 反映的是日元国债利率波动的时变特征，日本采用超低利率的债券市场已经长达 20 年，但维持极低的货币利率并不代表日本利率毫无波动，事实上日元利率受到美国利率的影响很大，由于特殊的利率政策和央行大量持有国债的影响，一方面日本的国债收益率受到美国国债收益率的影响很大，另一方面作为套利投资者钟爱的融资货币，当全球风险上升时日元资产也会快速回流日本国内，也会引起日本国内利率的变化。

（5）时变脉冲响应分析

下面我们来分析 TVP-SV-VAR 中两类不同的脉冲响应函数。首先我们来分析图 4.22，不同提前期以单位标准正向冲击形成的脉冲响应序列。

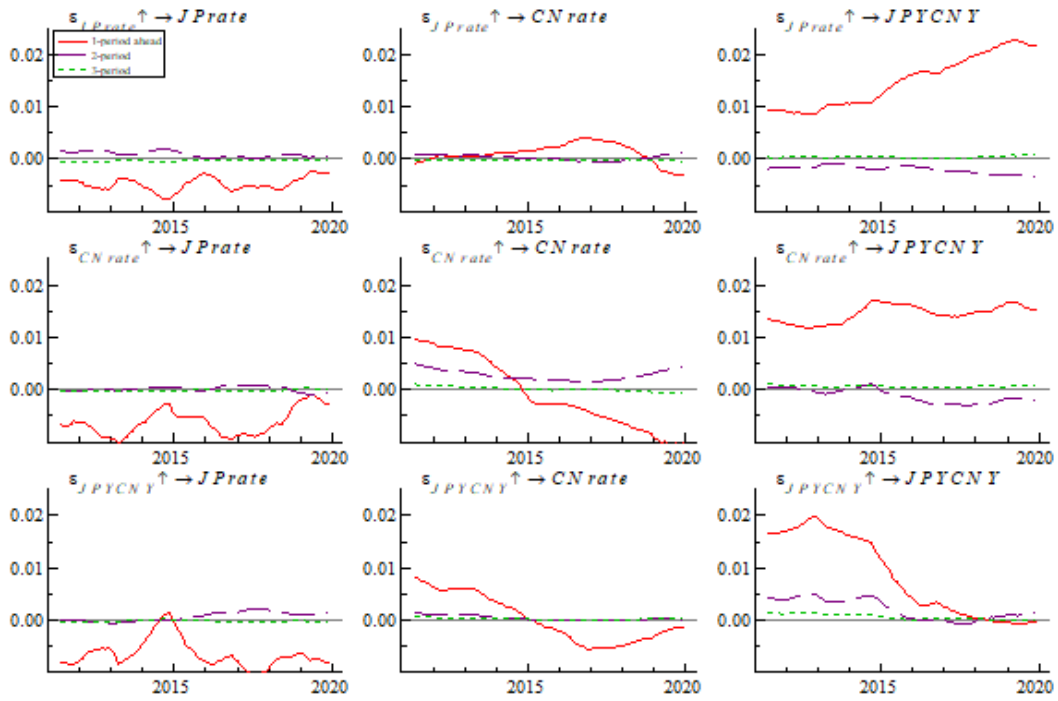


图 4.22 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数

图 4.22 中我们将提前期设为 1 期、2 期和 3 期。由图 4.22 可见，三个不同提前期冲击形成的脉冲响应的变化走势大致上是相似的，但不同提前期冲击形成的脉冲响应在方向上会有所不同。下面我们来观察利率和汇率间的相互影响。

首先，我们观察日元国债收益率上升对于人民币兑日元汇率的影响，我们可以看到从第一期的脉冲响应上看，日元国债收益率上升时在短期内确实会引起日元相对于人民升值，而从人民币利率对汇率的影响上来看，在当期人民币利率上升就会使得人民币相对于日元贬值，而在第二、第三期脉冲响应效应就会快速下降，虽然体现出了一定的超调现象，但从长期来看利率平价也不成立。

其次，汇率对利率的影响相对于利率对汇率的影响是较小的。结合第一节中的理论模型，我们认为日元相较于人民币存在风险溢价，

当全球风险上升引起国内风险也上升时，由于日本的风险不确定性较低，再结合套利投资者资金回流等因素，日元会相对升值。

4. 中欧间利率与汇率相关性的时变研究

（1）变量选取与数据来源

针对中欧间的情况，限于数据可得性，我们选取 2012 年 10 月到 2019 年 12 月的中欧两地的十年期国债关键期限点月度数据以及人民币对欧元双边汇率月度数据进行研究。欧元数据采用彭博估值体系数据（从 2012 年开始统计），中国数据采用中债估值数据。数据均来自彭博金融终端。

根据一般理论模型的分析，我们将实证的变量顺序设定为人民币利率（CNTBI10）、欧元利率（BVCSEB10）和人民币兑欧元汇率（EURCNY）。我们使用 Matlab 对 TVP-SV-VAR 模型进行实证检验。根据 AIC 准则的结果，我们将模型的滞后期设置为 1，抽样次数为 10000。

（2）平稳性检验

按照表 4.12 所示，各变量原序列不平稳。考虑到对于利率数据，其本身就是百分制的点数，我们只对所有数据进行简单差分处理，得到各期的利率、汇率变化量数据。一阶差分后各变量均平稳。

表 4. 12 各变量单位根检验

变量	adf 检验		平稳性
	统计量	1%临界值	

欧元利率	-0.576	-2.591	不平稳
人民币利率	-1.512	-2.591	不平稳
人民币兑欧元汇率	-2.103	-2.591	不平稳
欧元利率一阶差分	-9.284	-2.591	平稳
人民币利率一阶差分	-8.841	-2.591	平稳
人民币兑欧元汇率一阶差分	-8.716	-2.591	平稳

（3）参数估计结果

在对 SV-TVP-SVAR 模型进行参数估计前，本研究选择滞后阶数为 1。初始的分布我们假设为：

$$(\sum\beta)_i^{-2}\sim IW(25,\ 10^{-4}I),\ (\sum\alpha)_i^{-2}\sim Gamma(4,\ 10^{-4}),$$

$$(\sum h)_i^{-2}\sim Gamma(4,\ 10^{-4})$$

IW 表示 invertWishart 分布。

进行 10000 次抽样后，我们舍弃 10%不稳定的结果，得到模型的后验分布。参数结果展示表 4.13 中。

表 4.13 中日参数估计结果

参数	均值	标准差	95%区间下限	95%区间上限	Geweke	无效因子
sb1	0.0264	0.0046	0.0189	0.0368	0.044	10.38
sb2	0.027	0.0051	0.0193	0.0391	1	13.07
sa1	0.0771	0.0277	0.0407	0.1423	0.541	32.04
sa2	0.0838	0.0388	0.0418	0.1928	0.489	66.08
sh1	0.1557	0.0834	0.0551	0.3759	0.985	89.24
sh2	0.1351	0.0619	0.0564	0.2858	0.885	64.47

注：第二列参数统计值是基于 10000 次 MCMC 参数估计值计算而得的均值，第三列是在参数统计值下方括号内的统计值为参数估计值的标准差；第四、五列是在 95%置信水平下模型方程中参数估计值的置信区间；第六列是基于 Geweke(1992)给出的方法计算得到的收敛诊断值；第七列中无效因子统计值是基于样本数据运用蒙特卡洛(MCMC)模拟计算得到的统计值，主要反映状态变量和参数采样的有效性。

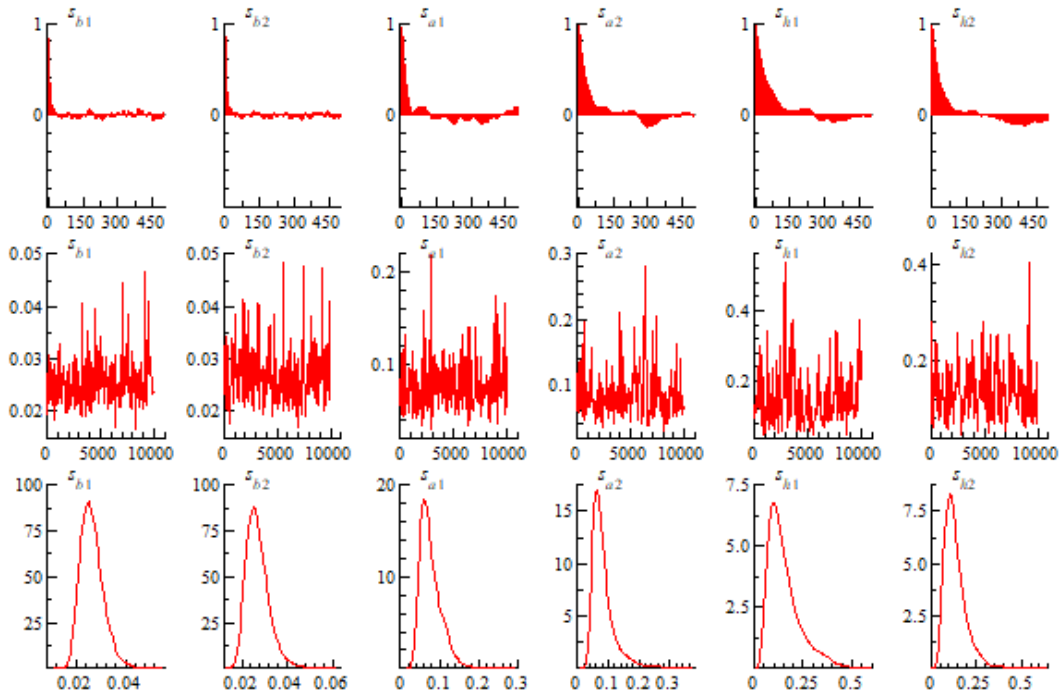


图 4.23 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果

图 4.23 呈现了抽样得到的自相关系数、收敛轨迹和后验分布函数。从第一行的自相关系数可以看出，经过迭代抽样后的自相关系数迅速衰减，但是将迭代周期进一步加长有利于得到更稳健的结果。从第二行的收敛轨迹可以看出，参数序列基本围绕后验均值呈现“白噪音”波动轨迹，表明抽样得到的参数之间是相互独立的。因此，从整体上看，目前研究的抽样结果是有效的。

从表 4.13 可见，检验的参数有 6 个，包括 sb1~sh2，这 6 个参数表示的是随机游走的扰动项的方差协方差矩阵的主对角线元素中的前两个元素。主对角线上有多个元素，一般认为选取前两个能通过检验，则表示整个矩阵上的所有元素都能通过检验。在 5%置信水平下，基于统计量 Geweke 不能拒绝趋于后验分布的原假设，表明预烧期已

经足够能使马尔科夫链趋于集中；非有效性因子都非常低，表明在模型中为所有参数都产生了非常有效的样本。

（4）时变参数特征分析

在一般的 SVAR 模型中，模型估计后每个参数我们都只能得到一个估计值，但在 TVP-SV-VAR 中，每一期我们能都得到不同的参数估计值，我们把时变参数画在图上就可以得到一条随着时间变化的走势线。

1.变量影响关系的时变特征分析

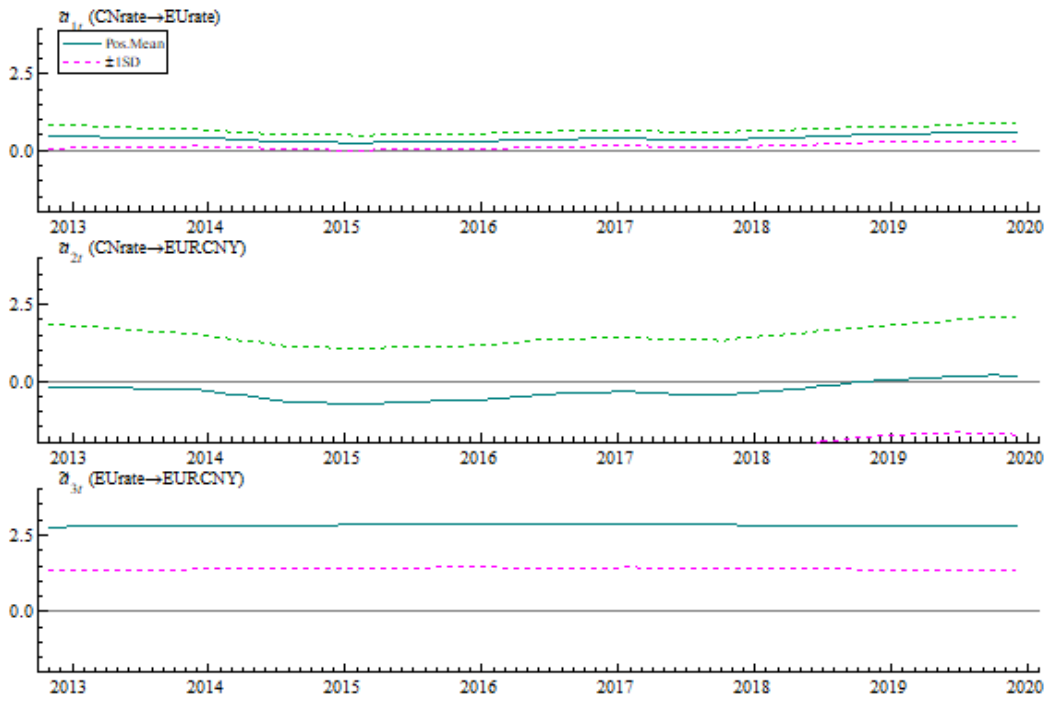


图 4. 24 三个变量同期关系的时变特征

图 4.24 反映的是人民币国债收益率、欧元区国债收益率和人民币兑日元汇率三者间相互影响关系随时间变化的特征。从第一个子图上看，人民币利率对欧元利率的影响系数从 2011 年开始就一直为正，影响水平也较高，这主要是由于欧元区的贸易结构决定的。

2.关于人民币兑欧元汇率波动率的时变特征分析

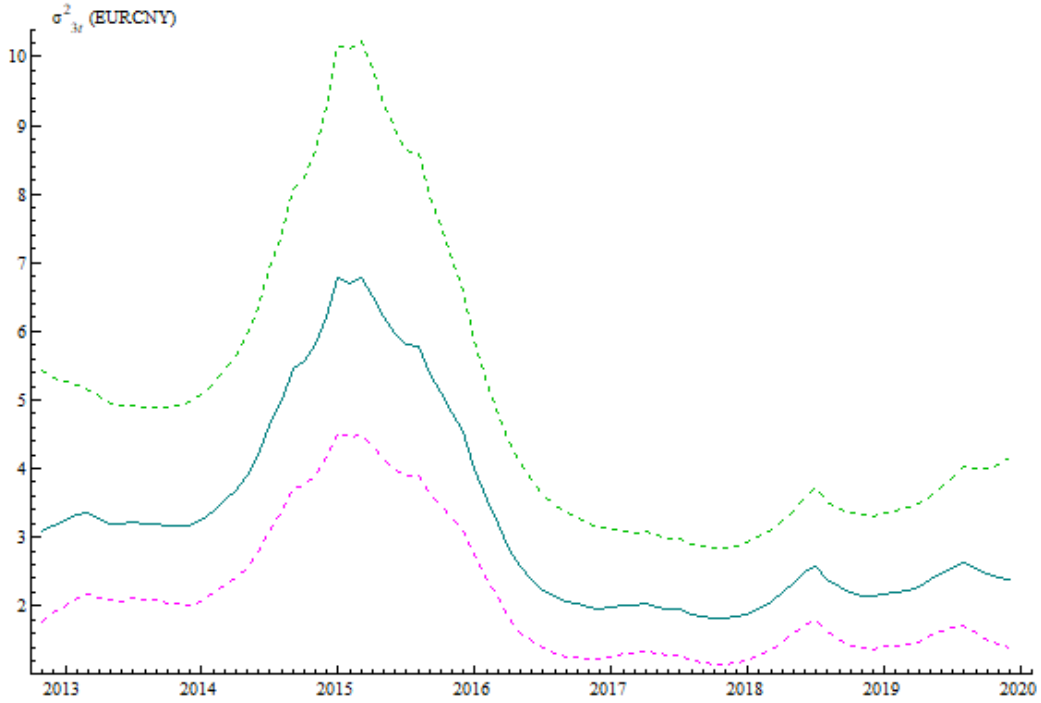


图 4. 25 人民币兑欧元汇率波动率的时变特征分析

图 4.25 反映的是人民币兑日元汇率的波动率时变特征，人民币兑欧元汇率的波动在 2013 年到 2015 年欧债危机期间一直维持在一个比较高的水平，而在 2015 年后随着欧元区经济的企稳逐渐回落。

3.关于国债利率波动率的时变特征分析

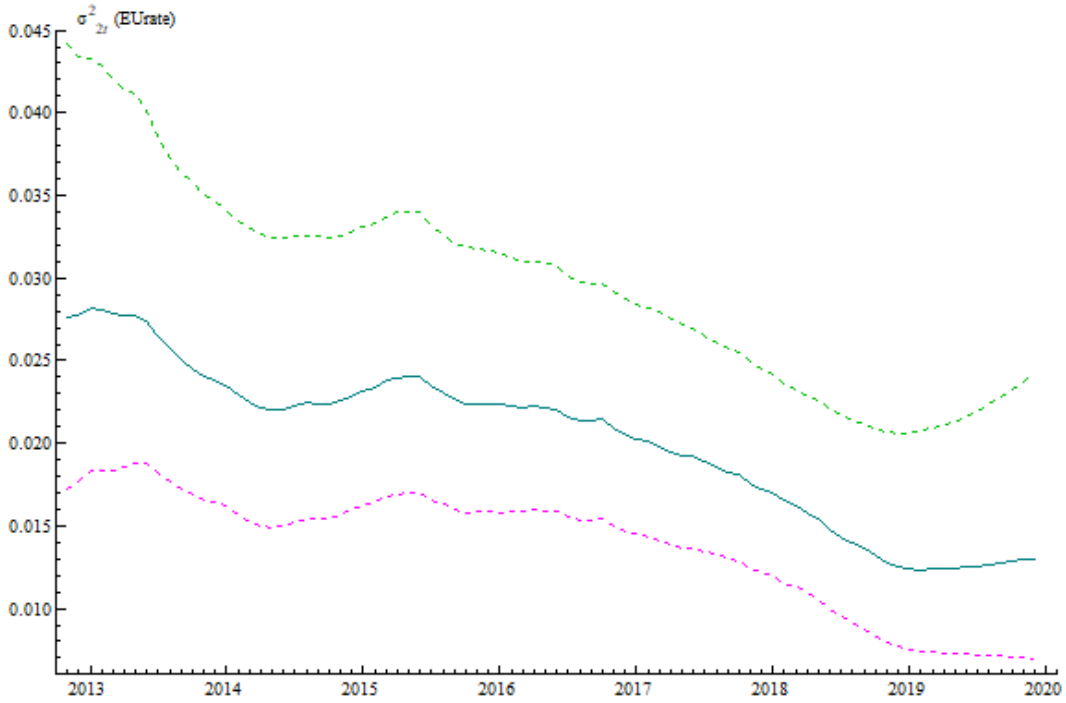


图 4. 26 欧元国债利率波动率的时变特征分析

欧元区的国债收益率在过去十年间一直在一个下降的过程中。2008 年经济危机和 2013 年欧债危机后，欧元区一直在维持一个量化宽松的债券市场，这使得欧元区利率一路下行到负利率区间，2016 年欧元区逐渐走出欧债危机后也使得欧元的波动率一路下行来到了一个很低的区间。

（5）时变脉冲响应分析

下面我们来分析 TVP-SV-VAR 中两类不同的脉冲响应函数。首先我们来分析图 4.27，不同提前期以单位标准正向冲击形成的脉冲响应序列。

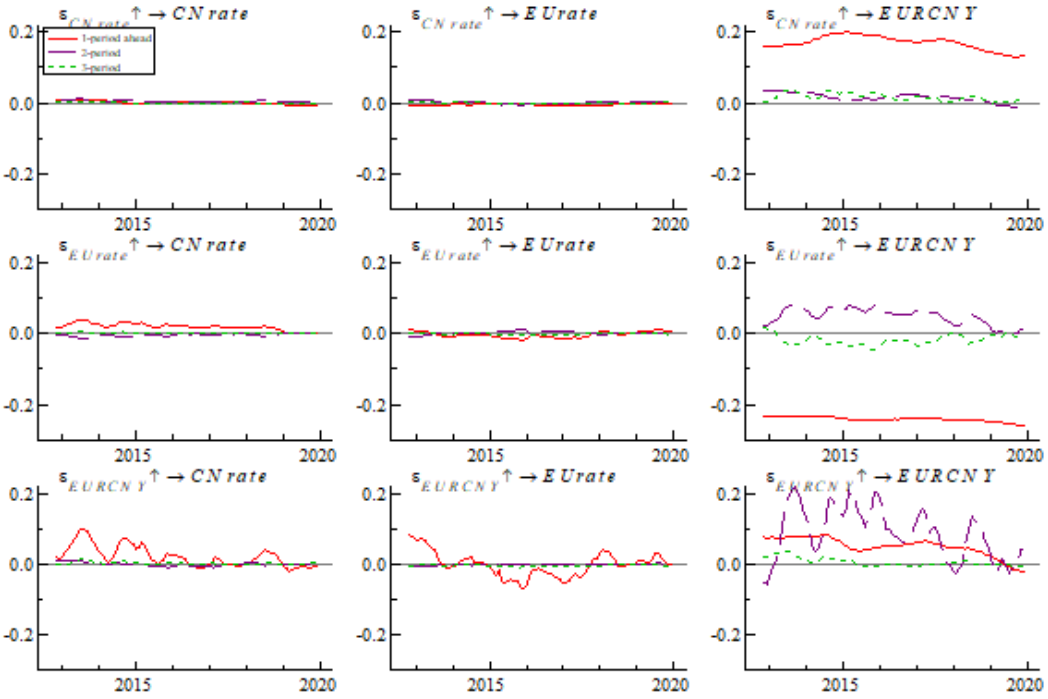


图 4.27 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数

图 4.27 中我们将提前期设为 1 期、2 期和 3 期。由图 4.27 可见，和日元的情况相似，在第一期当人民币利率上升，人民币相对于欧元会出现贬值，而欧元利率上升时也会使欧元相对于人民币贬值，这说明在 1 期（1 个月）的时间维度上，人民币兑欧元汇率就能符合非抛补利率平价的推论，可能的原因是相对于美国，由于和中国的贸易比重较大且具有不可替代性，欧元区的投资者非常重视人民币的走势，欧元和人民币的套利活动较为活跃且两者间的风险差异不大，当全球风险上升时两者都会出现较明显的资本抽逃。

5. 中俄间利率与汇率相关性的时变研究

（1）变量选取与数据来源

前三节我们分析的都是中国和发达国家间的差异，我们在这节考察中国和俄罗斯间的利率-汇率联动情况。我们首先选取 2011 年 5 月到 2019 年 12 月的中俄两地的十年期国债关键期限点月度数据以及人民币对俄罗斯卢布双边汇率月度数据进行研究。俄罗斯数据采用彭博估值体系数据，中国数据采用中债估值数据。数据均来自彭博金融终端。

根据一般理论模型的分析，我们将实证的变量顺序设定为人民币利率（CNTBI10）、卢布利率（BV100496）和人民币兑卢布汇率（CNYRUB）。我们使用 matlab 对 TVP-SV-VAR 模型进行实证检验。根据 AIC 准则的结果，我们将模型的滞后期设置为 2，抽样次数为 10000。

（2）平稳性检验

数据的平稳性是宏观经济变量建模的基础，按照表 4.14 所示，各变量原序列都是不平稳的。考虑到对于利率数据，由于其本身就是百分制，我们只对所有数据进行简单差分处理，得到各期的利率、汇率变化量数据。各变量一阶差分后都是平稳序列。

表 4.14 各变量单位根检验

变量	adf 检验		平稳性
	统计量	1%临界值	
卢布利率	-1.852	-2.591	不平稳
人民币利率	-1.512	-2.591	不平稳
人民币兑卢布汇率	-1.406	-2.591	不平稳
卢布利率一阶差分	-8.508	-2.591	平稳
人民币利率一阶差分	-8.841	-2.591	平稳
人民币兑卢布汇率一阶差分	-8.419	-2.591	平稳

（3）参数估计结果

在对 SV-TVP-SVAR 模型进行参数估计前，本研究选择滞后阶数为 1。初始的分布我们假设为：

$$(\sum\beta)_i^{-2}\sim IW(25，\ 10^{-4}I)，\ (\sum\alpha)_i^{-2}\sim Gamma(4，\ 10^{-4})，$$

$$(\sum h)_i^{-2}\sim Gamma(4，\ 10^{-4})$$

IW 表示 invertWishart 分布。

进行 10000 次抽样后，我们舍弃 10%不稳定的结果，得到模型的后验分布。参数结果展示表 4.15 中。

表 4.15 中俄参数估计结果

参数	均值	标准差	95%区间下限	95%区间上限	Geweke	无效因子
sb1	0.0261	0.0048	0.0184	0.0372	0.09	12.52
sb2	0.0278	0.0055	0.0195	0.0408	0.18	12.3
sa1	0.0912	0.0409	0.0442	0.2039	0.952	54.54
sa2	0.0785	0.0307	0.0417	0.1619	0.075	63.33
sh1	0.1752	0.0797	0.0677	0.3679	0.198	84.7
sh2	0.3815	0.1028	0.2101	0.612	0.022	35.54

注：第二列参数统计值是基于 10000 次 MCMC 参数估计值计算而得的均值，第三列是在参数统计值下方括号内的统计值为参数估计值的标准差；第四、五列是在 95%置信水平下模型方程中参数估计值的置信区间；第六列是基于 Geweke(1992)给出的方法计算得到的收敛诊断值；第七列中无效因子统计值是基于样本数据运用蒙特卡洛(MCMC)模拟计算得到的统计值，主要反映状态变量和参数采样的有效性。

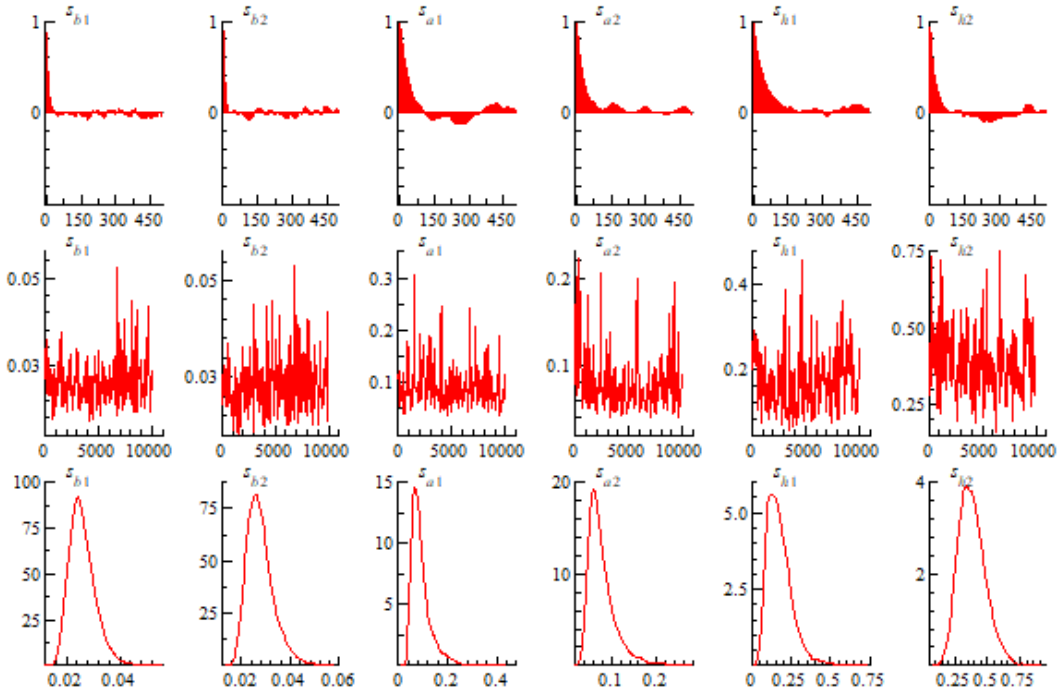


图 4.28 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果

图 4.28 呈现了抽样得到的自相关系数、收敛轨迹和后验分布函数。从第一行的自相关系数可以看出，经过迭代抽样后的自相关系数迅速衰减，但是将迭代周期进一步加长有利于得到更稳健的结果。从第二行的收敛轨迹可以看出，参数序列基本围绕后验均值呈现“白噪音”波动轨迹，表明抽样得到的参数之间是相互独立的。因此，从整体上看，目前研究的抽样结果是有效的。

从表 4.15 可见，检验的参数有 6 个，包括 sb1~sh2，这 6 个参数表示的是随机游走的扰动项的方差协方差矩阵的主对角线元素中的前两个元素。主对角线上有多个元素，一般认为选取前两个能通过检验，则表示整个矩阵上的所有元素都能通过检验。在 5%置信水平下，基于统计量 Geweke 不能拒绝趋于后验分布的原假设，表明预烧期已经足够能使马尔科夫链趋于集中；非有效性因子都非常低，表明在模

型中为所有参数都产生了非常有效的样本。

（4）时变参数特征分析

在一般的 SVAR 模型中，模型估计后每个参数我们都只能得到一个估计值，但在 TVP-SV-VAR 中，每一期我们能都得到不同的参数估计值，我们把时变参数画在图上就可以得到一条随着时间变化的走势线。

1.变量影响关系的时变特征分析

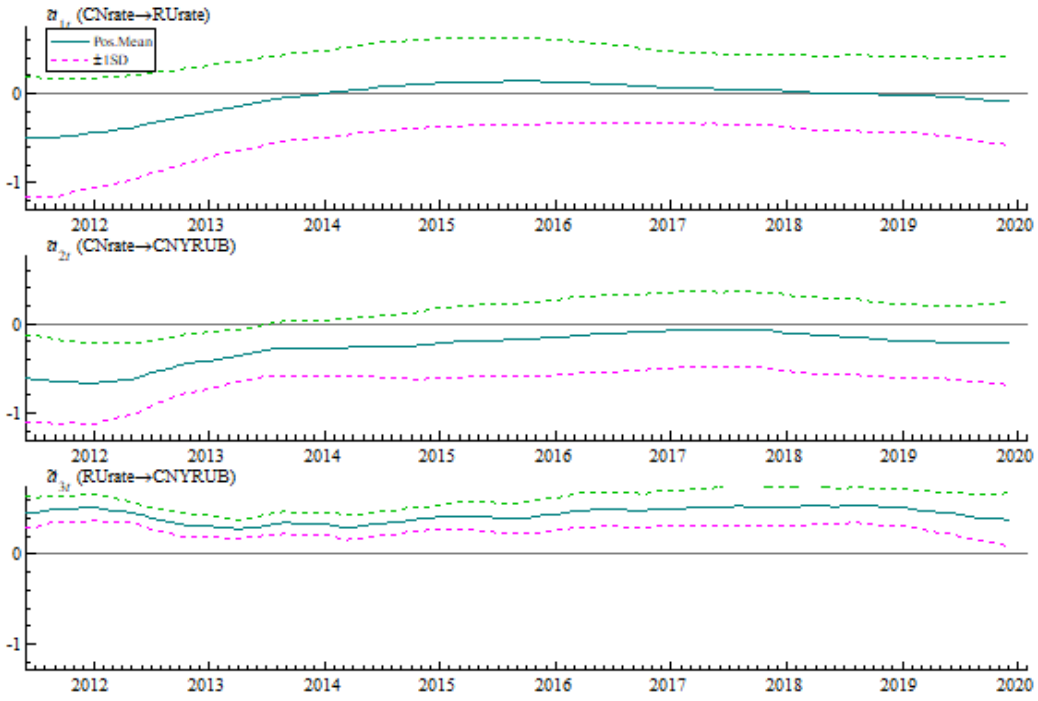


图 4. 29 三个变量同期关系的时变特征

图 4.29 反映的是人民币国债收益率、俄罗斯国债收益率和人民币兑卢布汇率三者间相互影响关系随时间变化的特征。从同期影响上来看，卢布利率和卢布兑人民币汇率的相关性要更大一下。

2.关于人民币兑卢布汇率波动率的时变特征分析

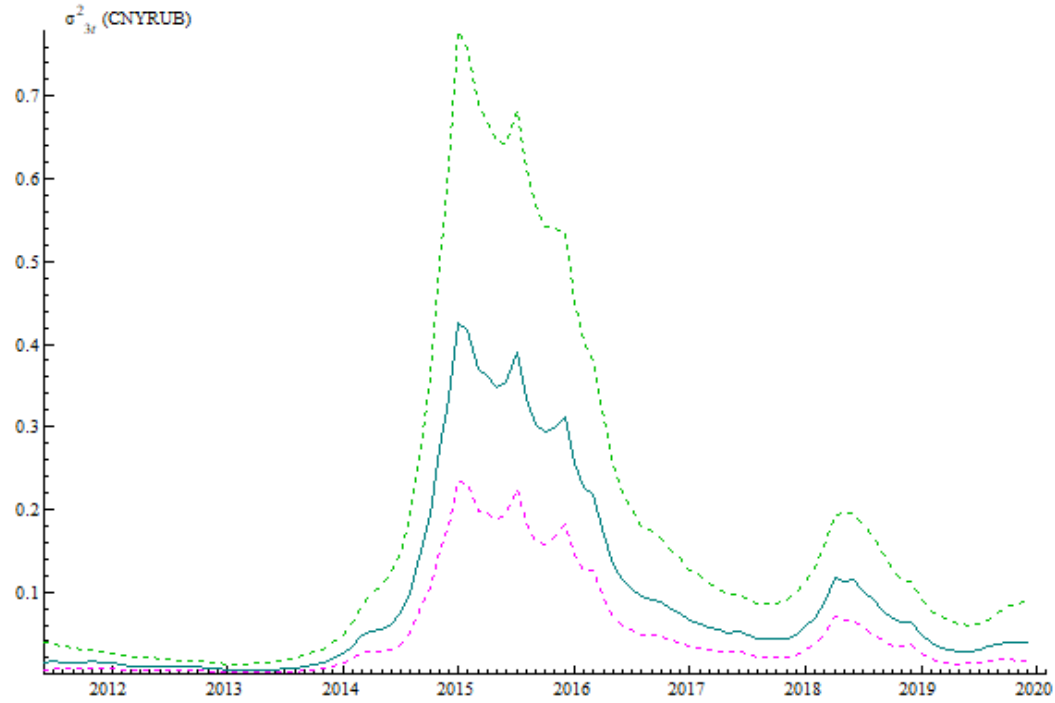


图 4. 30 人民币兑卢布汇率波动率的时变特征分析

我们可以观察到俄罗斯国债利率波动率和卢布兑人民币汇率波动率之间有非常大的相关性。这主要是由于俄罗斯特殊的工业体系造成的。我们来观察美俄利率和汇率的走势。

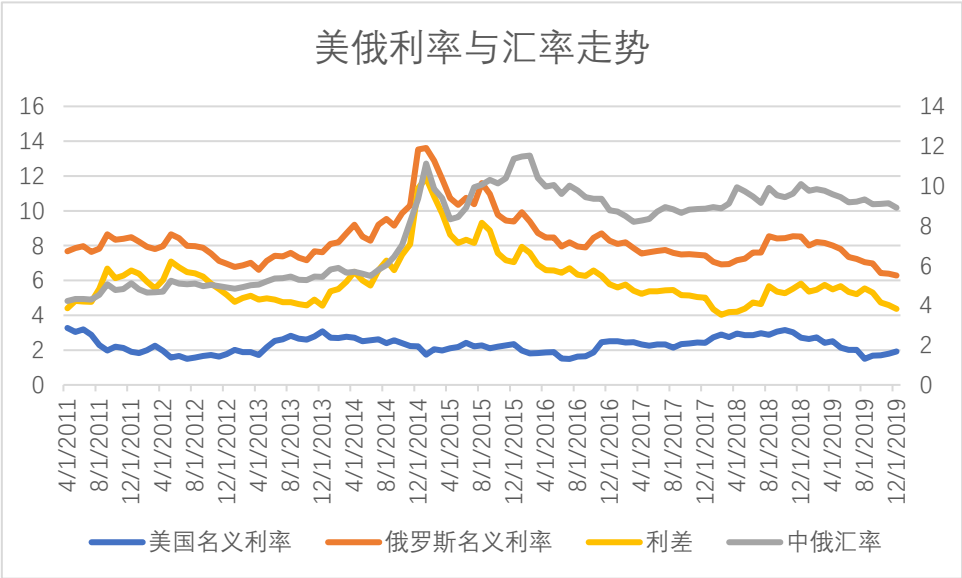


图 4. 31 美俄利率和美元兑卢布汇率走势

我们可以发现在 2014 年石油价格崩盘后卢布快速贬值的同时俄

罗斯国债收益率也快速走高，同时卢布汇率的变动要领先于俄罗斯国债收益率。事实上，当一国汇率大幅贬值时，由于外汇储备大幅减少，通货膨胀急速加剧，往往政府会大幅提高利率抑制通货膨胀。而针对俄罗斯的情况，由于俄罗斯放开了资本项目的管制，而俄罗斯的外汇收入主要有来自于油气出口，当油气出口高涨时，卢布相对于美元会快速升值，但原油价格受到打压时，外资会快速抽逃，卢布大幅度贬值。大幅提高利率并没能挽救卢布汇率，反而使得卢布进一步贬值，而美元利率在其中起到的作用并不大，当我们在图中进一步引入油价走势时，我们发现由于俄罗斯特殊的经济情况（石化产业占比极重）卢布汇率和油价之间的相关性反而更高。

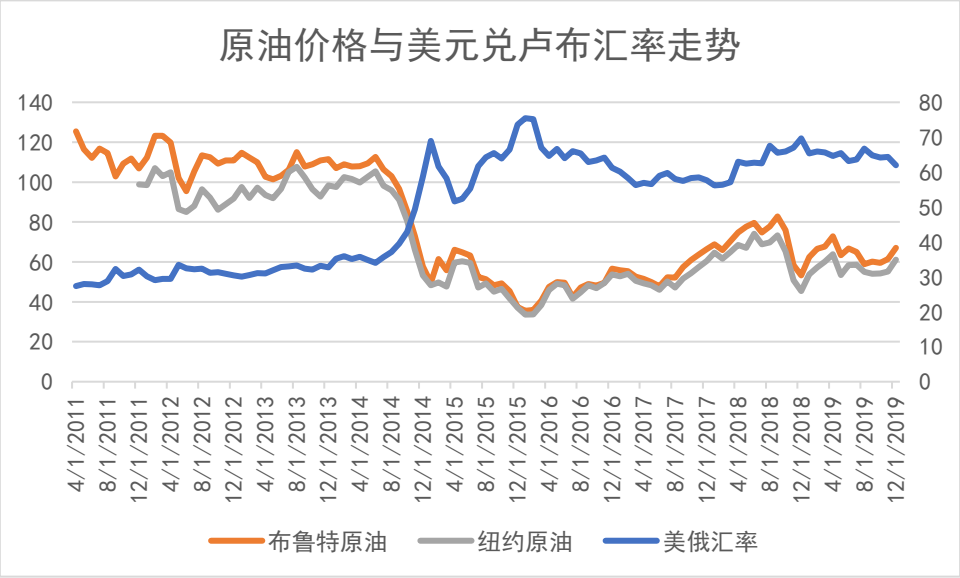


图 4. 32 原油价格和美元兑卢布汇率走势

当国际油价在 2015 年年初从 70 美元跌至 30 美元左右时，俄罗斯卢布大幅度贬值。从图上看，美元兑卢布汇率基本上完全和原油价格的负相关。由我们前面的分析可以了解到，卢布本身受到国际油价

的影响更为深远。而油价现在依然以美元标价，当美元利率上升也使得美元指数上升，使得油价下降，进而会使卢布贬值。而俄罗斯央行为了稳定汇率提升自身的利率并不能挽救自身的汇率，反而会使卢布进一步贬值。而人民币兑卢布汇率的波动中有很多成分是来自美元兑卢布的波动，这就解释了我们观察到的这两个现象。

（5）时变脉冲响应分析

下面我们来分析 TVP-SV-VAR 中两类不同的脉冲响应函数。首先我们来分析图 4.33，不同提前期以单位标准正向冲击形成的脉冲响应序列。

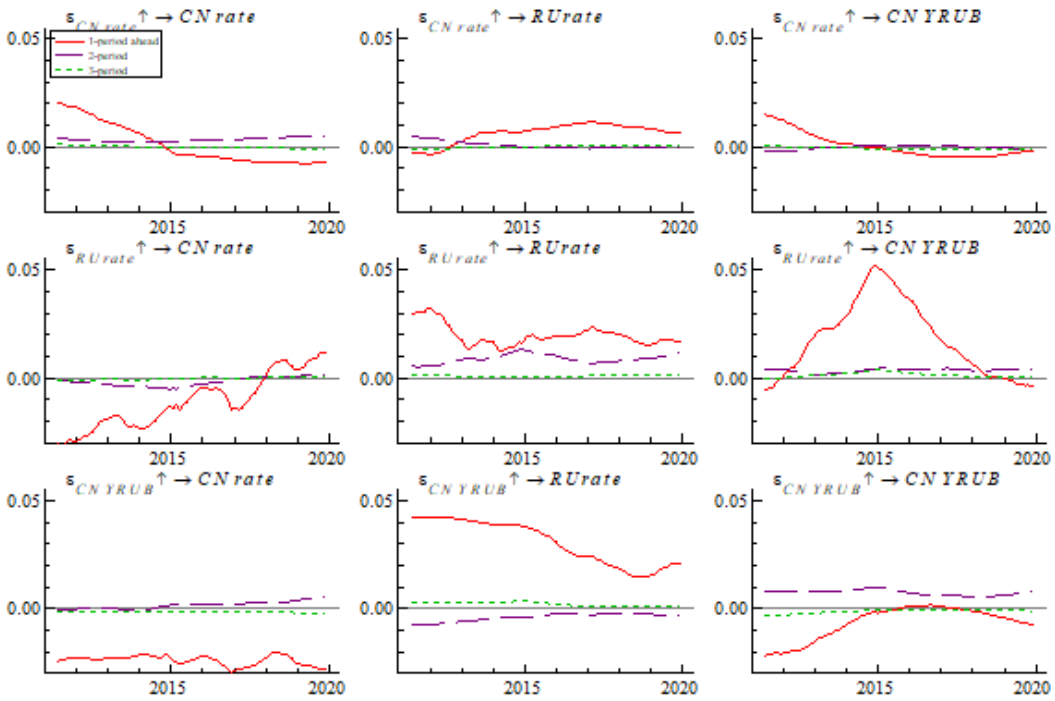


图 4. 33 1、2、3 提前期外生冲击的脉冲响应函数

图 4.33 中我们将提前期设为 1 期、2 期和 3 期。由图 4.33 可见，当俄罗斯内部的经济由于石油价格大幅下跌不确定性快速上升时，对俄罗斯利率的正向冲击会使得汇率在第一期的贬值幅度更大。这个和

我们在第一节中引入的理论模型的结果一致。

在 2015 年前，卢布的大幅贬值在短期内会使得俄罗斯国债收益率上升，但在 2016 年石油价格稳定后，卢布贬值对于俄罗斯国债利率的影响要小了很多。

（三）本章小节

在本章中，为了合理刻画利率-汇率动态关系，我们基于 TVP-SV-VAR 和滚动窗口 VAR 两种方法考察了中国和各个发达国家之间的利率-汇率联动关系，并进一步分析了 SDR 五国之间双边利率和汇率的溢出效应。

从结果上来看，首先从中、美两国利率对汇率的作用看，美国国债利率的变动对中美汇率和中国国债利率的影响较中国国债利率变动产生的影响更大，这一定程度上反映了美国的利率政策对中国经济发展的重要性，也从侧面反映了美国的利率市场与汇率市场间的政策传导较为通畅，利率政策调整能迅速影响美元兑人民币汇率的变化，美国的利率市场化水平比中国高。与此同时，我们也发现，美元兑人民币汇率的变动会对美国利率改变产生影响，这说明汇率的变动可能会通过调整中美两国贸易等传导机制对美国经济产生影响，而且这种影响可以持续的时间超过了利率对汇率的影响时间。

其次，通过对中日、中欧、中俄间利率-汇率动态关系的检验，

我们验证了相关的研究结论，当本国经济不确定性上升会使得本国货币在利率平价的基础上进一步贬值。当经济危机出现时，全球风险上升，套利资金的避险趋势会使得资本从投资国家向融资国家转移，此时提高自身利率并不能使即期汇率在短期内升值，反而会使得汇率进一步贬值。

最后，通过我们构建了溢出指数发现，从债券市场的溢出效应来看，在 SDR 五国中仅美元、英镑和欧元间的溢出效应较强，人民币和日元的溢出效应较弱，其受到其他国家利率变动冲击的影响也很小。

在下一章我们会引入美元因素和套利因素来进一步分析影响国债利率和双边汇率之间变化的关键因素。

五、人民币汇率与债券收益率互动的多因素分析

第四章中我们基于 TVP-VAR 和滚动窗口 VAR 两种方法考察了中国和各个发达国家之间的利率-汇率联动关系。为了解释为何在利率对于汇率溢出效应较小的情况下，美元利率对于人民币兑美元汇率的影响要大于人民币利率对汇率的影响，以及全球性经济变化可能对于人民币汇率有着不利影响，我们在这一节构建了两个解释变量，美元因素和套利因素，将两者和利差一起放入汇率决定的模型内进行研究。

（一）SDR 四国的四因素模型比较研究

参照 Verdelhan(2018)的研究我们构建了四因素模型。以在岸人民币兑美元利率为例，具体回归模型如下:

$$\mathrm{ld}CNY_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(r_{cny,t} - r_t) + \gamma_1(r_{cny,t} - r_t)Carry_{t+1} + \delta_1 Carry_{t+1} + \tau_1 dollar_{t+1} + \varepsilon_{1,t+1}$$

其中，CNY_t为在岸人民币汇率，$r_{cny,t}$为在岸人民币利率，r_t为美元利率，Carry 为套利因素，dollar 为美元因素，我们将$(r_{cny,t} - r_t)\mathrm{Carry}_{t+1}$记为一个交叉项，在回归结果中以 cross 表示。

表 5.1 在岸人民币汇率四因素模型回归结果

自变量	(1) 中美利差 t-1	(2) 交叉项	(3) 套利因素	(4) 美元因素	(5) 全部
因变量	人民币汇率	人民币汇率	人民币汇率	人民币汇率	人民币汇率
中美利差 t-1	-0.0229				-0.0202
	(0.0182)				(0.0171)
交叉项		0.0488*			0.0738**
		(0.0293)			(0.0341)
套利因素			0.0200**		0.0172
			(0.00924)		(0.0108)
美元因素				0.205***	0.200***
				(0.0135)	(0.0137)
Constant	0.00935*	0.00542	0.00481	0.00252	0.00635
	(0.00565)	(0.00456)	(0.00456)	(0.00429)	(0.00532)
Observations	1，698	1，698	1，698	1，698	1，698
R-squared	0.001	0.002	0.003	0.120	0.123

括号内为标准差，***p<0.01，**p<0.05，*p<0.1，下同。

表 5.2 日元对美元汇率四因素模型回归结果

自变量	(1) 日美利差	(2) 交叉项	(3) 套利因素	(4) 美元因素	(5) 全部

	t-1				
因变量	日元汇率	日元汇率	日元汇率	日元汇率	日元汇率
日美利差 t-1	0.256				0.195
	(0.176)				(0.150)
交叉项		-2.015***			1.534***
		(0.225)			(0.309)
套利因素			-0.455***		-0.658***
			(0.0266)		(0.0386)
美元因素				0.555***	0.643***
				(0.0428)	(0.0387)
Constant	0.0440**	0.0250*	0.0287**	0.0144	0.0384**
	(0.0211)	(0.0139)	(0.0131)	(0.0135)	(0.0180)
Observations	1，767	1，767	1，767	1，767	1，767
R-squared	0.001	0.044	0.142	0.087	0.274

对比人民币和日元的回归情况，首先日元回归结果中我们不难发现代表全球冲击的套利因素对于日元兑美元汇率的解释能力强于美元因素，这充分说明了日元作为避险货币的地位，而在人民币兑美元汇率中美元因素的解释能力明显要高于其他因素，但总体上看四因素模型在全时段上对人民币汇率的解释能力依然较低，这主要也是由于人民币汇率未实现完全浮动导致的。

表 5.3 欧元兑美元汇率四因素模型回归结果

自变量	(1) 欧美利差 t-1	(2) 交叉项	(3) 套利因素	(4) 美元因素	(5) 全部
因变量	欧元汇率	欧元汇率	欧元汇率	欧元汇率	欧元汇率
欧美利差 t-1	-365.5**				0.771
	(160.9)				(366.6)
交叉项		-33.97***			-517.2
		(2.430)			(2，671)
套利因素			0.340***		-4.712
			(0.0243)		(26.71)
美元因素				1.331***	1.425***
				(0.0242)	(0.0175)
Constant	-3.648**	0.0130	0.0130	-0.00904	0.00475
	(1.609)	(0.0120)	(0.0120)	(0.00767)	(3.666)

Observations	1，767	1，767	1，767	1，767	1，767
R-squared	0.003	0.100	0.100	0.631	0.811

表 5.4 英镑兑美元汇率四因素模型回归结果

自变量	(1) 英美利差 t-1	(2) 交叉项	(3) 套利因素	(4) 美元因素	(5) 全部
因变量	英镑汇率	英镑汇率	英镑汇率	英镑汇率	英镑汇率
英美利差 t-1	0.0457				-0.123
	(0.204)				(0.159)
交叉项		-0.440			-0.797**
		(0.364)			(0.324)
套利因素			0.0952***		0.164***
			(0.0278)		(0.0248)
美元因素				1.108***	1.156***
				(0.0345)	(0.0342)
Constant	0.0114	0.0103	0.0114	-0.00396	-0.00524
	(0.0153)	(0.0137)	(0.0137)	(0.0109)	(0.0119)
Observations	1，767	1，767	1，767	1，767	1，767
R-squared	0.000	0.001	0.007	0.368	0.397

在将欧元和英镑的结果也放入比较，首先美元因素对于欧元的解释能力很高，这和前期研究一致，事实上 K.Lee(2018)的研究认为欧元基本上是美元的对立面。

而对英镑，它和人民币的情况较为接近，利差都很难解释汇率的变化，汇率升值贬值主要的驱动力在四因素模型中都是美元因素，即美国的特质波动。

（二）本章小结

本章借鉴 Verdelhan(2018)提出将“美元因素”、“套利因素”引入到各国汇率-利率的变动研究中，分别在汇率均值和波动溢出效应中加入了“美元因素”和“套利因素”进行了深入分析并发现了一些有

意义的结论。

首先我们通过四因素模型研究发现，从显著性上看，无论对发达国家还是发展中国家，对于汇率影响更大的依然是汇率自身，我们观察各国对美元的双边汇率波动中，解释能力最强的是美元因素，这说明了美国的特制冲击会通过利率影响美元因素进一步影响到各国对美元的汇率。同时避险能力越强的货币，代表全球风险的套利因素对其的解释能力也就越强，这一结论在日元上尤其显著。

六、基于中债收益率的预警机制的构建

（一）利率和汇率间影响关系与预警机理分析

随着我国不断推进人民币汇率形成机制改革，人民币汇率弹性逐渐扩大，日内的波动范围也越发频繁，形成了有管理的浮动汇率制度，其影响人民币汇率波动的因素也相互交错、日显复杂。

传统的理论认为国内外利率水平差异对两国货币汇率起决定作用，但在实证研究中很难得到相仿的结论。总体上利率和汇率的关系根据期限长短和国家自身情况呈现一种复杂的情况，从前期研究的结论上看，学界普遍认为其中利率平价长期均衡要好于短期均衡，发达国家情况好于发展中国家。在导致利率平价偏离的主要原因当中，有交易成本、风险因素、心理预期、资本管制、制度性改革、资产配置策略、突发性事件冲击等。随着全球经济一体化使得交易成本的作用变得越来越小，而风险因素对利率平价的影响越来越大。

在第四章中我们研究了各国利率和汇率之间的动态关系，我们发现几个现象:**（1）从中美汇率利率联动的情况来看，国内的利率从均值上对于人民币汇率的影响能力较弱，人民币利率在水平上的波动并不能解释汇率水平的变化，甚至美元利率的影响也要强于人民币利率。**从滚动窗口 VAR 和广义方差分析的结果上来看，总体上人民币汇率受到各个国家之间双边汇率的影响要远强于利率对于汇率的影响。由于美元利率对美元汇率的传递渠道要相较于人民币利率对人民币汇率的传递渠道更为畅通，这也就揭示了为何美元利率的影响要强于人民币利率，美元利率的变化可以顺畅传导到美元兑各国货币的汇率上，进而影响人民币兑美元汇率。**（2）人民币和其他发达国家货币汇率互有影响，水平接近。**比如日元和欧元区，在岸直接交易的汇率和交叉汇率间的偏离都很小，人民币利率和这些货币利率的影响能力大致相近。**（3）卢布汇率波动与国际原油价格高度相关。**由于俄罗斯特殊的经济环境，油气产业占比极大，所以俄罗斯卢布的汇率和原油价格高度相关，2015 年原油价格崩盘之后，俄罗斯卢布快速贬值，即使俄罗斯央行为了挽救自身汇率大幅度提高国内利率也并未能挽救汇率贬值，反而加速了汇率下行。

进一步从债券市场的溢出效应来看，在 SDR 五国中，美元、英镑和欧元之间的溢出效应较强，人民币和日元的溢出效应较弱，人民币受到其他国家利率变动冲击的影响很小。

为了进一步解释第四章中为什么美元利率对中美汇率的影响大于人民币利率对汇率影响，在第五章中我们引入了四因素模型，来考察美元的特质风险，以及去除美元的特质风险后的全球风险对于各国汇率波动的影响，构建了美元因素和套利因素分别刻画美元特质的冲击和去除美元特质之后的全球冲击。我们发现在 SDR 货币中日元的情况尤其特殊，代表全球冲击的套利因素对于日元兑美元汇率的解释能力强于美元因素，而对于其他货币，美元因素的解释能力依然要强于其他因素。这可能是因为作为国际公认的避险货币，全球风险水平的变化对于日元兑美元汇率的影响甚至要比日美本身的利率水平变化更为明显。日元之所以能够成为避险货币和日元长期作为全球的融资货币有关，由于日本长期采取超低利率政策且金融市场也相对发达，各国投资者都倾向于从日本获取低利率贷款，兑换成他国货币后进行投资，但当全球风险上升，投资者风险偏好下降时就会使得投资者撤出投资归还日元贷款，这就会使得日元利率快速上升。

在“811 汇改”后，离岸人民币市场影响在岸市场汇率的效果更加显著，由于美元因素和套利因素在离岸市场上的关联度更大，在岸人民币市场对离岸人民币市场不再有波动溢出，只存在离岸人民币市场向在岸人民币市场的单方向波动外溢，随着在岸市场管制的放开，交易量更大、参与主体更为丰富的离岸市场对于信息的消化吸收能力开始逐渐体现，离岸市场对于新的信息所做出的价格和波动的反馈要快于在岸市场，在岸市场跟随离岸市场的现象越发明显。进而代表全

球风险的套利因素对于人民币兑美元汇率的影响也越来越大，也就说明不确定性在汇率决定中的作用也在逐渐上升，这使得我们研究不确定性和汇率波动之间的关系变得越来越重要。

另外一方面，在现实经济中，由于经济中种种复杂因素的影响，汇率与利率的关系也呈现出复杂性，大量的实证结果都显示利率平价理论并不成立。我们将通过下一节构建一个内嵌风险厌恶的非抛补利率平价模型从理论上分析市场风险因素对利率平价的影响，认为不确定性变化代表的未来预期风险水平会很大程度上影响到利率对于汇率波动的作用。而且我们在后续的实证检验后发现，由于在现实生活中投资者都是风险厌恶的，无论是对于发达国家货币还是对于发展中国家货币，不确定性为代表的预期风险水平会很大程度上影响到利率对于汇率波动的作用。不确定较高国家的货币将会倾向于贬值，而不确定性较低国家的货币会更加受到青睐，进而出现升值。而债券价格指数和债券收益率指数作为一国金融市场的定价基础，是国家实施宏观调控的重要手段和依据，在央行债券市场的制定、债券市场传导中处于重要地位。一方面考虑到债券市场能够较好地反应宏观经济情况，一定程度上可以作为中国宏观经济的“晴雨表”，我们可以基于中国十年期国债收益率的波动率来构建宏观经济不确定性指标来测算金融市场风险，这一指标反映了国债利率不确定性的上升引起的债券市场波动率的变化，以及债券市场不确定性变大引起的宏观经济的波动，

并可以通过该指标进一步对汇率市场风险进行预警。另一方面我们可以考察期限利差变化代表的市场风险承受能力的变化对于实体经济和金融市场的影响。两者相结合对于预测经济变化情况有着重要意义，对于维持实体经济稳定运行具有现实意义。

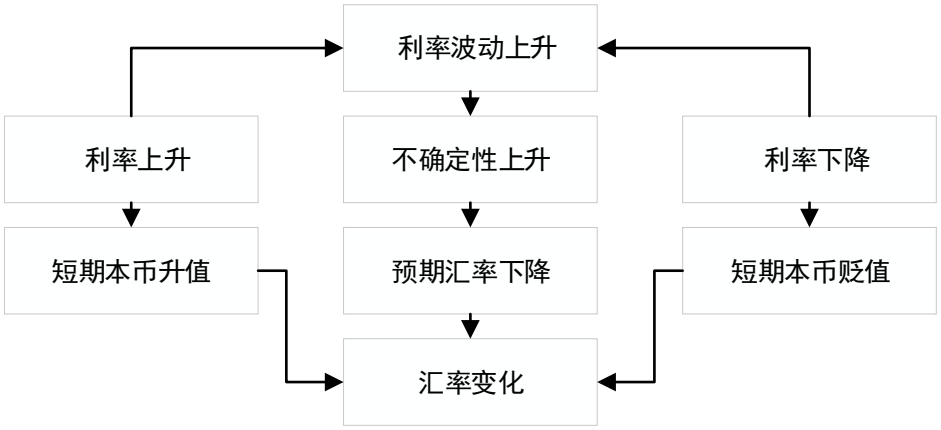


图 6.1 利率变动、利率不确定性及汇率波动的关系

（二）扩展的利率平价模型构建

1. 非抛补利率平价模型概述

设F_t表示直接标价法下的即期汇率，E_tF_{t+1}表示市场预期汇率，R_t与R_t^*分别表示本币与外币的利率。本国投资者可选择以下两种投资渠道：(1)投资本币资产在未来兑换为外币，收益为$(1+R_t)/E_tF_{t+1}$；(2)即期兑换为外币并投资外币资产，收益为$(1+R_t^*)/F_t$。设风险中性的投资者可以在国际市场进行套利且无交易成本，套利将使两种投资渠道带来的收益相等：$(1+R_t)/E_tF_{t+1}=(1+R_t^*)/F_t$。设$lnF_t=f_t$，$lnF_{t+1}-lnF_t=f_{t+1}-f_t$，非抛补利率平价模型可以简化为(1)式，即高利率货币远期贬值，低利率货币远期升值。

$$f_{t+1}-f_t+R_t^*-R_t=0 \qquad (6.1)$$

但在很多实证中已经证实（6.1）不成立，国内投资者在期初将本币资产兑换为外币资产并持有外币资产，相对于直接持有本币资产存在投资溢价，这也被称为汇率溢价。本文借鉴 Backus(2001)的研究，从生产部门出发在非抛补利率平价模型中引入风险异质，以拓展非抛补利率平价模型并探索利率与汇率的均衡互动关系。

2. 不确定性和非抛补套利利率平价模型

设每个国家投资者均可以购买本国无风险资产与外国无风险资产，外国投资者购买外币资产的欧拉方程为(6.2)式，本国投资者购买外币资产需要以汇率F_t进行调整，其风险回报与国内随机消费替代弹性之间的关系为(6.3)式:

$$E(m_{t+1}^{*}R_t^{*}) = 1 \qquad (6.2)$$

$$E\left(m_{t+1}R_t^{*}\frac{\mathrm{F}_{t+1}}{\mathrm{F}_t}\right) = 1 \qquad (6.3)$$

结合(6.2)、6.(3)式可得出，汇率的变动由两国随机消费替代弹性决定，即:

$$\frac{\mathrm{F}_{t+1}}{F_t} = \frac{m_{t+1}^{*}}{m_{t+1}} \qquad (6.4)$$

设利率和汇率符合对数正态分布:

$$\ln F_t=f_t,\ \ln F_{t+1}=f_{t+1},\ \ln R_t=r_t,\ \ln R_{t+1}=r_{t+1} \qquad (6.5)$$

汇率的预期波动可以表示为:

$$E_t(q_{t+1}-q_t) = \mathrm{E_t}lnm_{t+1}^{*} - \mathrm{E_t}lnm_{t+1} \qquad (6.6)$$

与传统风险中性假设不同，模型假设投资者具有风险规避属性，

即相对于期望的收益，投资者将更偏好未来确定的收入(即收益的期望值)，二者之间的溢价可用来衡量经济体间的预期波动，溢价越大预期波动越大。

$$lnE_t m_{t+1}^* = E_t lnm_{t+1}^* + \frac{1}{2} var_t(lnm_{t+1}^*) \quad (6.7)$$

$$lnE_t m_{t+1} = E_t lnm_{t+1} + \frac{1}{2} var_t(lnm_{t+1}) \quad (6.8)$$

根据（6.2）（6.3）两式可得:

$$r_t = -lnE_t m_{t+1} \quad (6.9)$$

$$r_t^* = -lnE_t m_{t+1}^* \quad (6.10)$$

结合（6.6）（6.7）（6.8）（6.9）（6.10）式可得

$$E_t(q_{t+1} - q_t + r_t^* - r_t) = -\frac{1}{2} var_t\ (\ lnm_{t+1}^*) + \frac{1}{2} var_t\ (\ lnm_{t+1}) \quad (6.11)$$

(6.11)式刻画出“利率－汇率”随机动态均衡关系，并用投资者的风险规避属性解释了非抛补利率平价不成立的原因。在非抛补利率平价的基础上，利率与汇率的动态关系还取决于两国的未来风险，由于投资者厌恶风险，风险更大的国家货币将出现贬值。贬值的机制在于资本市场的投资组合配置: 投资者通过购买外币资产获得利率溢价，但需要承担本币贬值风险或本币升值的收益。对本国投资者而言，利率溢价的属性是确定收益，而本币升值收益是期望收益，风险厌恶投资者认为确定收益效用大于期望收益，从而能够通过购买外币资产获得收益，故风险厌恶投资者更加倾向于通过购买外币资产获得收益，导致外币升值本币贬值。所以我们在后续的实证研究中将验证这一假

设，当经济体内在风险上升时，由于消费者厌恶风险，将会使得经济体的汇率出现贬值。

（三）不确定性指标的构建

对宏观不确定性进行有效测度是不确定性研究的重要基础性工作。在理论层面上，不确定性的度量是实证研究的第一步。一方面，能否有效捕捉和度量宏观不确定性，对研究结论存在显著影响；另一方面，寻求对宏观不确定性有效度量的过程，也是从不同角度深化对宏观不确定性理解和认识的过程，有利于丰富宏观不确定性的理论层次和内涵。在政策实践层面上，由于宏观不确定性与经济波动的高度相关性，构建合适的宏观不确定性指标有助于增加经济观察维度、完善经济危机预警体系，最终为优化和完善政策措施起到积极作用，恰当地度量宏观不确定性是进一步研究的基础，也是相关研究的学术价值和实践意义的基石所在。直接客观地衡量随时间变化的宏观不确定性具有较大难度，这也是相关实证研究在很长一段时期内发展缓慢的原因之一。目前，学术界主要是基于不确定性的特性和影响，寻求能相对有效衡量不确定性的方法，例如宏观不确定性对行为个体造成影响后，个体行为导致的某些市场波动或统计性分布的变化。根据宏观不确定性在不同层面的体现，当前研究使用的不确定性度量指标主要可以分为基于经济和市场表现层面、基于主体意见层面和基于媒体信息层面的三类指标。

宏观不确定性会对总体变量产生广泛影响，因此能在经济或金融层面的某些统计性特征中得到反映。现有研究主要从波动性、变异性等加大预测难度的特征入手，寻求宏观不确定性的代理变量。波动性意味着更难预测，因此稍早的实证研究主要使用股票市场波动率作为不确定性的代理变量，即股票市场收益的内涵波动率或已实现波动率，如芝加哥期权交易所推出的市场波动性指数—VIX。VIX 代表的是 S&P500 指数 30 天的隐含波动率，包含投资者预期因素，但以金融市场波动性作为宏观经济不确定性的代理变量也存在一定问题，如 VIX 变动可能与时变的风险规避倾向或投资者情绪有关，而非来自真正的经济不确定性。因此有必要研究一种适合于中国现有经济发展形势，可以有效反应中国当前宏观经济不确定性的代理指标，以为中国的股票交易市场、银行间市场、外汇交易市场等宏观经济金融领域提供科学合理的预警指标和风险管理办法。

本文我们使用中债国债收益率曲线的十年期利率[1]作为研究对象，通过它的已实现波动率来构建一个衡量国内债券市场不确定性的指标。受到 Bekaert（2013）等人的启发，我们采用波动率预测模型来构建不确定性指标。参考 Wang 和 Yang（2009）年的研究，我们将已实现波动率引入到不确定性指标的构建中来。依照前期研究中发现已实现波动率的自相关性衰减的非常缓慢，我们将已实现波动率设置为一个长记忆过程。为了较好的刻画这一特征，我们借鉴 Corsi（2009）年

[1] 课题组也是用银行间拆借利率，国债回购利率，以及国债收益率曲线其他的关键期限点利率来构建债券市场不确定性指标，但结果显示国债收益率曲线十年期利率是其中对各宏观变量预警能力最强的。

提出的波动率模型。具体来说，我们使用已实现波动率的异质自回归模型（HAR-RV）多得到的拟合值作为衡量债券市场不确定性的指标。这样子模型可以囊括过去一段时间内的已实现波动率。

我们将rv_t^D定义为第 t 期的已实现波动率，过去 h 天的平均现波动率就是$rv_t^h = \frac{1}{h}\sum_{s=t-h+1}^{t} rv_S^{\mathrm{D}}$。这样我们通过改变 h，就可以得到过去一周（h=5）、一个月（h=22）、一个季度的（h=66）的平均已实现波动率了，我们将其定义为rv_t^D、rv_t^W、rv_t^Q。

具体到方法上，我们使用以下模型:

$$rv_t^D = \omega + \sum_{k=D}^{Q} \beta^k rv_{t-1}^k + \xi_t$$

同时，由于我们现在使用的国债收益率曲线数据为日频，暂时还无法通过高频数据来获取准确的日已实现波动率，我们将得到的不确定性指标在月度做平均来达到更好的准确度。最终得到债券市场不确定指数 indexc10。

（四）不确定性指标与宏观经济的关系

本课题根据债券收益率和报纸关键词搜索两种方式构建了两类不确定性预警指标—债券市场不确定性指标体系和中国宏观不确定性指标体系。该部分则进一步考察不同不确定性指标与宏观经济的关系，以进一步为宏观经济做预警。

本课题以中国十年期国债收益率构建的债券市场不确定性指标

反映的是债券市场波动率的变化和国债利率不确定性的上升。国债利率变化的不确定性会造成通货膨胀和实际利率的变化，进而影响到投资和消费的变化，最终对产出产生重要影响。一般来说，债券收益率的大幅波动会造成实际利率的提升，使人们对未来的投资信心受损，减少投资，降低产出。当然利率上升还可以吸引外资进入，进而引发汇率升值。

为了验证债券市场不确定性指标对宏观经济的影响，本课题通过最小二乘回归（OLS）和门限向量自回归（TVAR）两种方法对它们之间的关系进行了分析。考虑到宏观经济变量均为月度(季度)数据，数据频次较低，而债券市场不确定性指标为日度数据，为了将两者匹配到一起，本课题将日度债券市场不确定性指按月份标取平均作为该月的债券市场不确定性指标。所涉及的宏观经济变量包括 GDP 增长率（用当期实际工业增加值增长率作代理变量）、CPI 通胀率、PPI 通胀率、人民币实际有效汇率指数四个变量。数据选取范围为 2012 年 5 月至 2019 年 12 月。

1. OLS 回归分析

本课题首先构建了不同宏观经济指标与债券市场不确定性指标之间的计量模型:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 INDEXC10_t + \beta_3 INDEXC10_{t-1} + v_t$$

模型的左侧是被解释变量，即实际 GDP 增长率（rgdp）、CPI 通胀（inflation_cpi）、PPI 通胀（inflation_ppi）和人民币实际有效汇率

指数（reer）；模型的右侧包含被解释变量的滞后期，解释变量债券市场不确定性指标（indexc10）及其滞后期，加入滞后期主要考察被解释变量的惯性和解释变量对被解释变量影响的滞后性。为了减少异方差，我们对实际 GDP 增长率和人民币实际有效汇率指数取了自然对数。回归结果如下表 6.1 所示。

表 6.1 债券市场不确定性对宏观经济的影响

解释变量/被解释变量	GDP	PPI	CPI	人民币有效汇率
预警指数 t	-1419.012*	6520.179*	625.260	86.576*
	(-1.90)	(1.87)	(0.32)	(1.94)
预警指数 t-1	145.325	-1891.148	-4422.567**	
	(0.19)	(-0.54)	(-2.27)	
GDP t-1	0.601***			
	(8.15)			
PPI t-1		0.987***		
		(48.50)		
CPI t-1			0.637***	
			(8.17)	
人民币有效汇率 t-1				0.943***
				(41.78)
常数项	0.880***	-0.280	0.953***	0.256**
	(5.43)	(-1.35)	(4.40)	(2.53)
观测值	82	82	82	82
拟合优度	0.508	0.968	0.530	0.964

由上表可以发现，债券市场不确定性预警指标在产出方程、PPI 通胀方程以及人民币实际有效汇率中均显著，其滞后期在 CPI 方程中显著。分别来看，债券市场不确定性上升，统计上会显著地提高 PPI 通胀，降低 GDP 增速、使人民币汇率对外升值，并且降低 CPI 通胀。

考虑到利率不确定性一般通过影响投资进而对实体经济产生影响，利率不确定性的上升一般会提高投资成本，造成 PPI 通胀上升，减少投资，进而降低 GDP 增速。以上各结果说明，债券市场不确定性预警指标对宏观经济有一定的预警作用，债券市场不确定性指标的上升会显著地降低 GDP 增速。

2. 门限 TVAR 模型分析

由上一小节 OLS 的回归结果显示，债券市场不确定性上升，会显著地提高 PPI 通胀，降低 GDP 增速，使人民币汇率对外升值。但是在实际情况中，当 GDP 增速下降时，往往应该伴随的是人民币汇率对外贬值。而 OLS 回归结果的偏误可能是由于我们计算出来的债券市场不确定性预警指标数据出现一定的波动性、跳跃性、非平稳性和非线性性，而 OLS 回归本质是线性模型，因此有必要在此模型基础上进一步考虑选用非线性模型去表征。而门限 TVAR 模型是一种常见的状态转换非线性模型，其能够对历史数据进行调整，可以很好的对不同区制下的数据进行拟合，并已被验证可准确的描述汇率的行为特征。为了区分高低机制中，债券市场不确定性预警指标对于各经济变量的影响，我们在 OLS 模型的基础上引入门限向量自回归 TVAR 模型，对预警指标的风险水平进行分段刻画，来区分在高风险度和低风险度下预警指标在区制发生变化下的不同作用。

门限向量自回归模型的设定如下:

$$X_t = \alpha_0 + C_0(L)X_{t-1} + [\alpha_1 + C_1(L)x_{t-1}]I(R_t > r) + \varepsilon_t$$

其中，X_t是表示和内生变量的向量，C_0(L)和$C_1(L)$是滞后算子，R_t是门限变量，r是门限变量的门限值。对于门限值的选择，本研究中我们使用误差最小搜索法来确定。

我们发现只有当预警指数运行在较高位置时，指数才会对 GDP、CPI、PPI 和有效汇率产生显著影响。

表 6.2 门限 VAR 模型结果

因变量		截距项	自身滞后项	预警指数
人民币有效汇率	低风险区域	0.2483(0.1051)*	0.9446(0.0236)***	57.1858(79.6849)
	高风险区域	1.2599(0.5609)*	0.7373(0.1208)***	-424.247(163.8797)*
GDP	低风险区域	0.1064(0.1634)	0.9354(0.0769)***	264.9808(537.8016)
	高风险区域	3.4102(0.6499)***	-0.0484(0.1191)	-34456(13166.2359)*
CPI	低风险区域	0.4391(0.1418)**	0.5461(0.0903)***	-2425(2140)
	高风险区域	0.9399(0.2246)***	0.7833(0.1450)***	-808(1856)***
PPI	低风险区域	-0.0595(0.1297)	0.5391(0.1736)**	367.5577(1511.7842)
	高风险区域	1.1369(0.4132)*	0.5937(0.0856)***	-30043(9787.8658)**

从结果上来看，当债券市场不确定性指数高于阈值时，债券市场不确定性上升会打击国内的生产和消费，同时使得人民币有效汇率降低，这也就进一步说明了当债券市场不确定性上升时，经济有出现衰退的风险，需要格外关注。结果也验证了预警指数对各宏观经济变量起到了有效的预警效果。

3. 预警指标使用分析

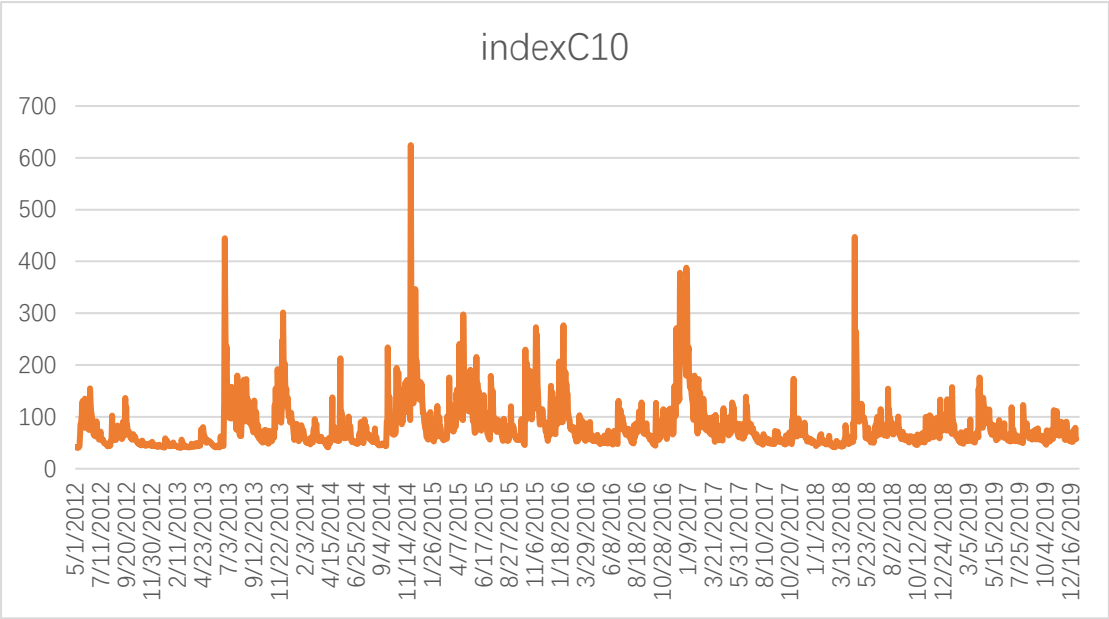
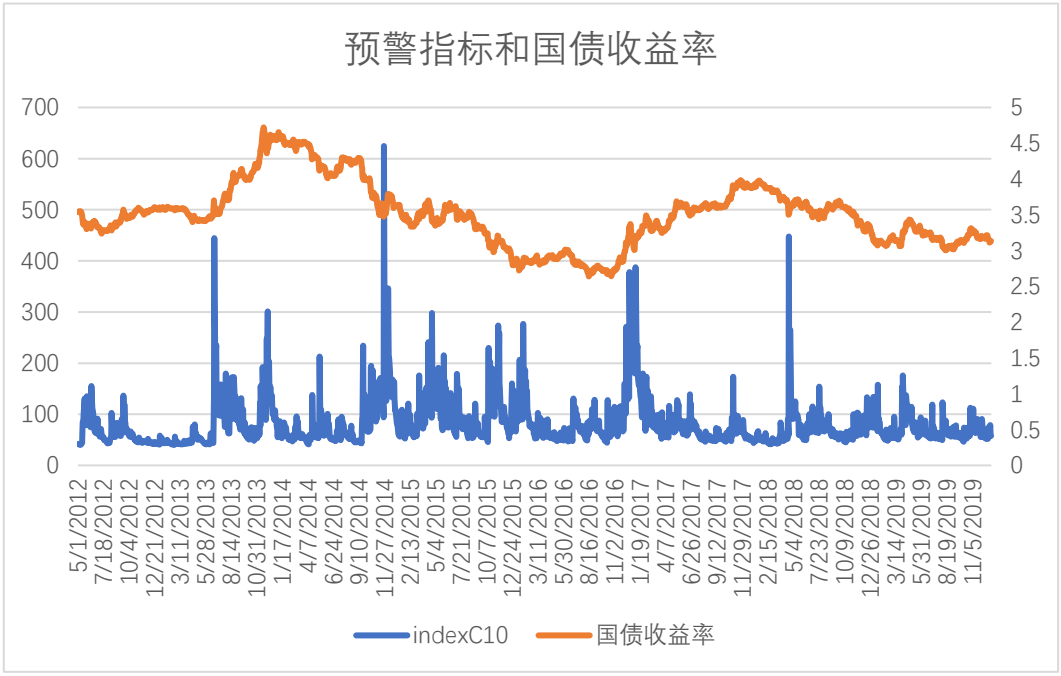


图 6. 2 十年期国债收益率预警指标



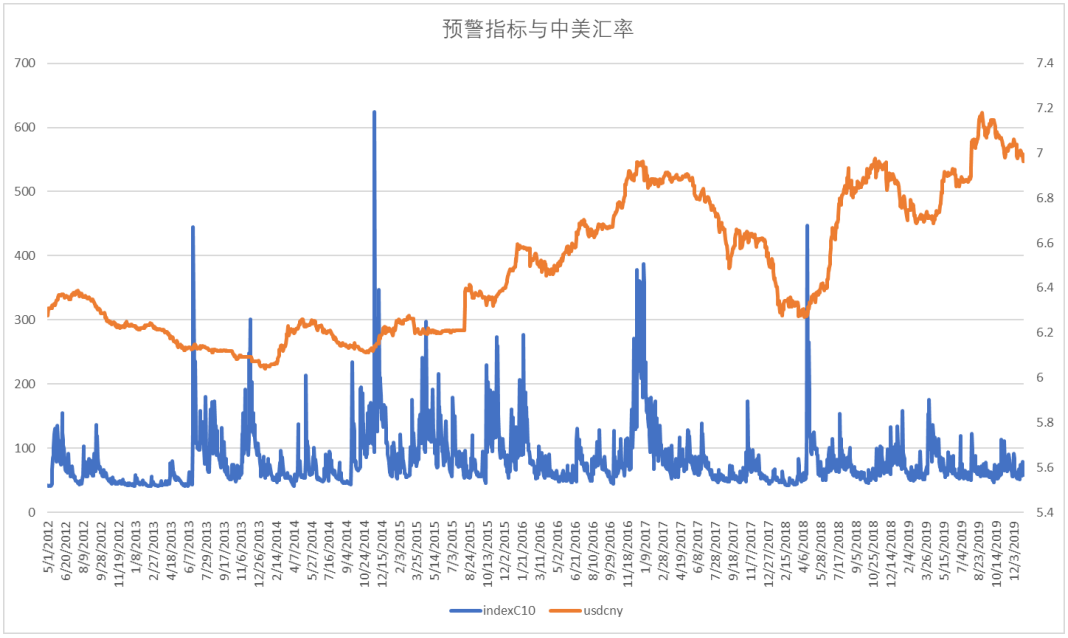


图 6.3 预警指标、汇率和国债收益率趋势

我们观察图 6.2、6.3，我们可以发现每一次当债券市场不确定性出现一个相对高位（高于 300）时，往往会预示着未来的国债收益率将会有一段较长时间的趋势行情。从 2014 年年底央行降息，2015 年股灾和 2017 年美联储重启加息流程上来看，这些风险事件虽然对于利率的影响正负不一，但都会使得在这一段时间内，人民币兑美元汇率较大幅度的波动。

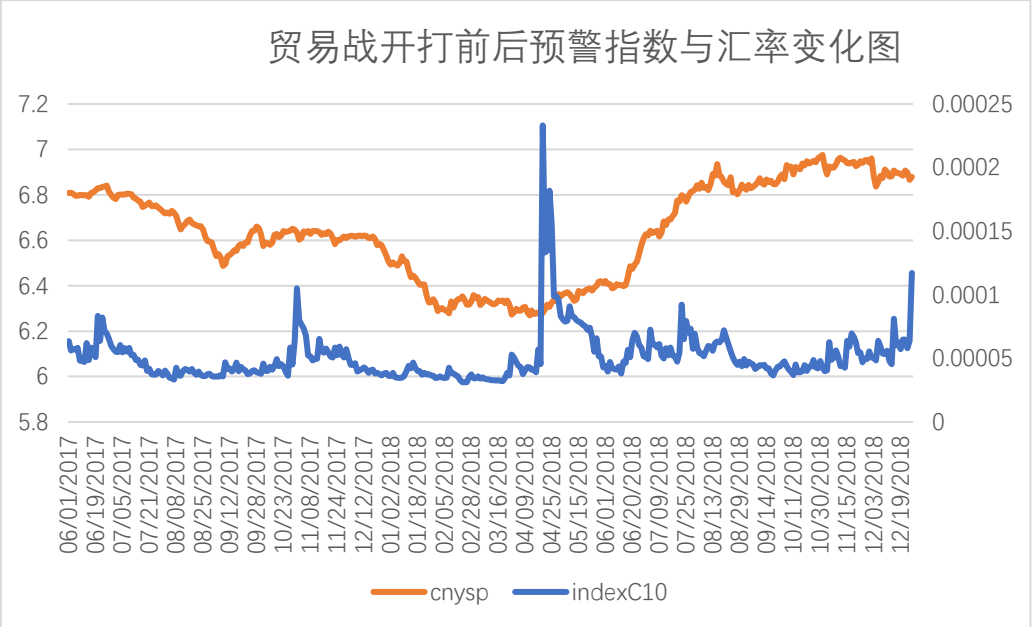


图 6.4 贸易战开打前后预警指数与汇率变化

2018 年中美贸易战开打后，如图 6.4，我们可以明显观察到预警指标快速上行，并在 2018 年 4 月 19 日到达第一个高点，并在此后近一个月的时间内维持在一个较高水平。此后的半年内，人民币汇率出现拐点，人民币相对于美元从较为平稳运行转为快速贬值。

这就说明当我们的预警指标出下一个高峰时，往往意味着后续汇率将会出现较长时间的大幅波动，人民银行应采取适当性的预期管理措施，给与市场一定的信心，稳定债券市场等金融市场，平抑市场不理性的波动，减小人民币的贬值压力。

（五）期限溢价和宏微观预警

随着 2018 年年底以来美国国债收益率曲线倒挂特征伴随着次贷危机美国经济的大幅衰退，期限结构所包含的市场预期属性愈发受到政策制定者和投资者的关注。期限溢价作为利率预期的风险补偿，反

映了市场主体对未来宏观风险的度量。我们在这一节中简单使用国债长短期收益率差来代表期限利差考量期限利差与各宏微观经济指标之间的相关关系。

由于美国的历史数据较长，我们首先考察美国的情况。

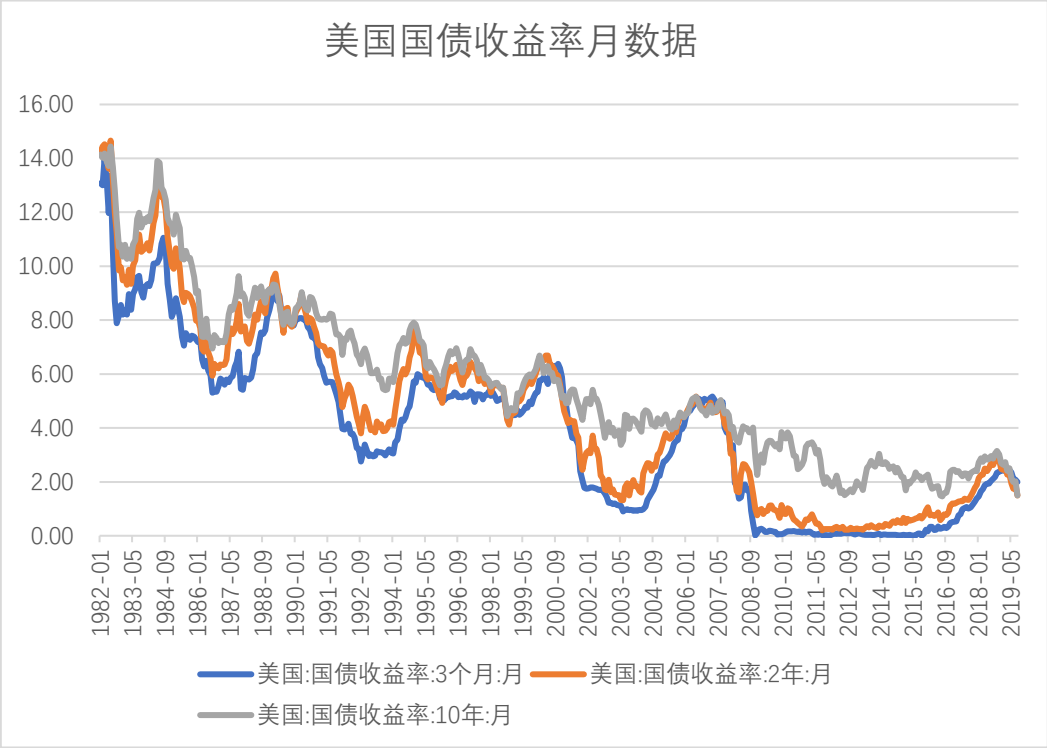


图 6.5 美国国债收益率倒挂数据

从美国的经验上看，从 1982 年到现在，一共出现过五次利率倒挂的现象，我们将十年期利率分别和三个月利率以及两年期利率做差得到相关利差数据，和美国的工业增加值、个人消费支出、CPI、实际有效汇率以及道琼斯指数分别放入以下 ARDL 模型。模型的滞后阶数均为软件选择的最优阶数。

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 deltarate + \beta_3 deltarate_{t-1} + v_t$$

表 6.3 美国十年期和三个月国债收益率之差对宏观经济影响

变量	(1) 消费支出	(2) 工业增加值	(3) 道琼斯指数	(4) CPI	(5) 有效汇率
工业增加值 t-1		-0.112** (0.0497)			
工业增加值 t-2		0.140*** (0.0494)			
工业增加值 t-3		0.161*** (0.0495)			
工业增加值 t-4		0.128** (0.0501)			
十年与三个月利差	-0.00378 (0.00755)	0.0336 (0.0317)	-0.325* (0.194)	0.119** (0.0482)	-0.0431 (0.0512)
消费支出 t-1	0.425*** (0.0452)				
道琼斯指数 t-1			0.00581 (0.0500)		
CPI t-1				0.551*** (0.0486)	
CPI t-2				-0.208*** (0.0486)	
十年与三个月利差 t-1				-0.136*** (0.0484)	
有效汇率 t-1					0.421*** (0.0497)
有效汇率 t-2					-0.127** (0.0498)
常数项	0.107*** (0.0177)	0.0336 (0.0668)	1.259*** (0.400)	0.168*** (0.0282)	0.0609 (0.105)
观测样本数	402	402	402	403	402
R-squared	0.183	0.068	0.007	0.262	0.156

表 6.4 美国十年期和两年国债收益率之差对宏观经济影响

变量	(1) 消费支出	(2) 工业增加值	(3) 道琼斯指数	(4) CPI	(5) 有效汇率
工业增加值 t-1		-0.0958* (0.0497)			

工业增加值 t-2		0.157***			
		(0.0493)			
工业增加值 t-3		0.145***			
		(0.0498)			
十年与两年利差	0.170***	-0.0208	-0.302	0.262***	-0.0733
	(0.0503)	(0.0419)	(0.253)	(0.0833)	(0.0666)
消费支出 t-1	0.425***				
	(0.0446)				
十年与两年利差 t-1	-0.185***			-0.291***	
	(0.0504)			(0.0834)	
道琼斯指数 t-1			0.00735		
			(0.0501)		
CPI t-1				0.550***	
				(0.0483)	
CPI t-2				-0.205***	
				(0.0484)	
有效汇率 t-1					0.420***
					(0.0497)
有效汇率 t-2					-0.128**
					(0.0497)
常数项	0.118***	0.130**	1.036***	0.171***	0.0684
	(0.0163)	(0.0610)	(0.358)	(0.0258)	(0.0933)
观测样本数	402	402	402	403	402
R-squared	0.213	0.051	0.004	0.273	0.157

从美国的数据上来看，明显两年期国债和十年期国债收益率之间的利差对于宏观经济变量的影响更显著，但这两个变量对于股市和汇市并没有预测能力，而且从 R^2 上看对宏观变量的解释能力不强（都在 1%左右）。

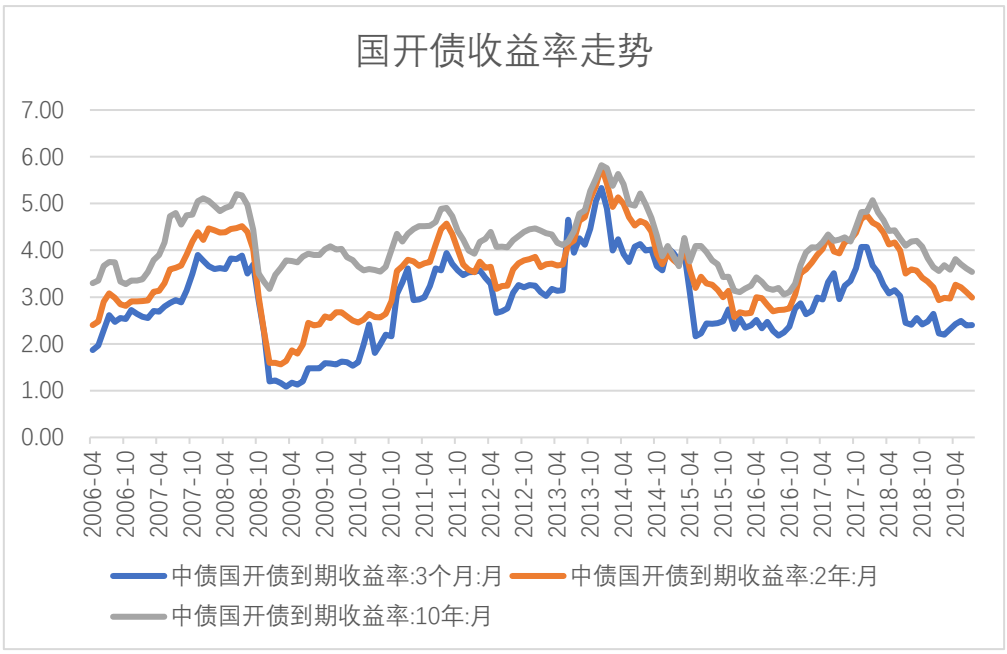


图 6.6 中国国开债收益率倒挂数据

由于国开债市场的交易量更大，交易更为活跃，对于市场利率的代表性更好，而且从绝对数值上看，国开债利率对于汇率的影响能力更大，因此本文此处选用国开债收益率作为基准来研究债券收益率期限溢价问题。从国开债收益率的月度数据上看，2006 年到现在出现过 2 次倒挂，但和美国不同，国内的倒挂一般持续时间很短（大约为 1 个月，而美国的基本都超过 6 个月）。

我们同样将十年期利率分别和三个月利率以及两年期利率做差得到相关利差数据，和工业增加值、CPI、PPI、实际有效汇率以及上证指数分别进行回归。

表 6.5 中国十年期和三个月国开债收益率之差对宏观经济影响

变量	(1) 工业增加值	(2) CPI	(3) PPI	(4) 有效汇率	(5) 上证指数
工业增加值 t-1	-0.230** (0.107)				
工业增加值 t-2	0.189**				

	(0.0911)				
工业增加值 t-3	0.558***				
	(0.0917)				
工业增加值 t-4	0.249**				
	(0.107)				
十年与三个月利差	0.0414	0.00590	0.0944*	-0.433**	6.104***
	(0.0401)	(0.0758)	(0.0559)	(0.181)	(2.204)
CPI t-1		0.183**			
		(0.0819)			
PPI t-1			1.013***		
			(0.0791)		
PPI t-2			-0.290***		
			(0.0787)		
有效汇率 t-1				0.309***	
				(0.0785)	
上证指数 t-1					0.0546
					(0.0802)
十年与三个月利差 t-1					-5.753**
					(2.205)
常数项	0.0833	0.170	-0.0991	0.696***	-0.613
	(0.0992)	(0.105)	(0.0763)	(0.250)	(1.612)
观测样本数	90	147	147	147	147
R-squared	0.371	0.034	0.672	0.161	0.055

表 6.6 中国十年期和两年国开债收益率之差对宏观经济影响

变量	(1) 工业增加值	(2) CPI	(3) PPI	(4) 有效汇率	(5) 上证指数
工业增加值 t-1	-0.236**				
	(0.106)				
工业增加值 t-2	0.188**				
	(0.0904)				
工业增加值 t-3	0.541***				
	(0.0901)				
工业增加值 t-4	0.236**				
	(0.105)				
十年与两年利差	0.112	-0.00597	0.0665	-0.342	2.481
	(0.0760)	(0.0995)	(0.0745)	(0.234)	(1.520)
CPI t-1		0.183**			

		(0.0819)			
PPI t-1			1.027***		
			(0.0791)		
PPI t-2			-0.289***		
			(0.0799)		
有效汇率 t-1				0.343***	
				(0.0775)	
上证指数 t-1					0.0418
					(0.0814)
常数项	0.101	0.181**	-0.0248	0.365**	-1.732
	(0.0871)	(0.0785)	(0.0575)	(0.181)	(1.165)
观测样本数	90	147	147	147	147
R-squared	0.379	0.034	0.668	0.140	0.021

和美国的情况完全不同，三个月和十年期国开债收益率间的利差的解释能力更好，而相较于美国对于宏观经济指标的预测能力更强，国开债的利差对于股市和有效汇率指数显著性更强。作为一个短期资金流量占主导地位的市场，上证指数对于货币市场和债券市场间的利差更敏感。但是值得注意的是滞后一阶的三个月和十年期国开债收益率间的利差并没有被模型选择，这说明这一指标并没有很强的长期预测能力，仅仅可以看作为一种对市场恐慌情绪的短期反映。

（六）本章小结

为了构建专属于中国债券市场和反映中国宏观经济的不确定性指数和预警指标，本章分别基于十年期国债收益率及报纸关键词搜索两种方式，构建了反映债券市场的债券市场不确定性指标 indexc10 和反映宏观不确定性的经济不确定性指数 EUI 和经济政策不确定性指数 EPUI。研究显示，债券市场不确定性指标 indexc10 提升统计上会显著地提高 PPI 通胀，降低 GDP 增速，使人民币汇率对外贬值，并

且降低CPI通胀;而经济不确定性指数EUI和经济不确定性指数EPUI上升一定程度上会造成经济减速和通货紧缩，两类指标均与宏观经济有较强的联系，表现出一定的预警效果。

两种类型的预警指标的冲击一般会短期影响 1 个月左右，通过对两个不同类型预警指标的分析，可以在一定程度上预警未来短期内的国内产出和通货膨胀的变化情况。从目前的情况来看，至少 2018 年下半年，不论是债券市场的不确定性指标 indexc10，还是 EUI 或者 EPUI，目前均处于较高位置，也就是说 2019 年中国的经济形势可能会出现一定的波动，有关政府及相关政策制定部门应当提前准备好相关的应对措施与风险预案，以防范系统性金融风险。

七、总结及相关政策建议

本研究对于各国国债关键期收益率与汇率之间的关系进行了研究。首先我们对一般理论和前期研究进行了梳理，然后对相关理论模型进行了小幅度扩展，最后使用多种计量手段对国内外的数据进行定量分析，验证了前期理论模型的假设。本文的实证内容包括三章，其中第四章分析了人民币汇率和各国国债收益率之间的相关性及 SDR 五国之间债券市场的溢出效应，第五章分析了美元因素和套利因素在国债利率-汇率传递中的作用，第六章构建了一个宏观经济预警指标及风险预警体系。根据各个章节的理论和实证分析，本研究得到了以

下结论。

1.人民币兑美元汇率作为目前依然最受国内投资者关注的汇率品种，其受到美元国债利率的影响要大于人民币国债利率。根据广义方差分解的结果，人民币汇率波动可以被美元利率解释的比例是可以被人民币利率解释的 5 倍。而在 2015 年汇率制度改革之后，我们更多的参考一篮子货币，这一现象有所缓解，但由于篮子货币中美元和欧元权重依然很高，这种现象并没有消失。这充分说明国内利率的调整目前还很难通过货币市场和汇率市场间的传导机制影响汇率，即使在利率市场化水平最高的国债、国开债市场上，利率政策的传递效果依然需要进一步改进和强化。

2.从总溢出效应来看，不仅仅是人民币汇率，全球经济的波动趋势受中美贸易摩擦和谈判进程的影响很大，目前全球风险正在不断累积。如果贸易合作关系得以维护、达成贸易协议的可能性加大，人民币升值的可能性会有所提高；但是，若中美贸易摩擦愈演愈烈，市场预期达成贸易协议的可能性降低，人民币的贬值预期会加剧。

3.根据我们的研究发现，不确定性较高的国家货币会更加倾向于贬值。由于国内市场过去长期偏离利率平价，2015 年“811 汇改”后人民币双向波动幅度加大，汇率的预期风险水平在过去四年得到了一定的释放。在“811 汇改”后，随着人民币汇率形成机制的完善，外汇干预的有效性在降低，人民币离岸汇率与在岸汇率的传导机制更加有效，在人民币在岸汇率市场管制不断放开的基础上，交易量更大、

参与主体更为丰富的人民币离岸汇率市场对于信息的消化吸收能力开始逐渐体现，离岸市场对于新的信息所做出的价格和波动的反馈要快于在岸市场，在岸市场跟随离岸市场的现象越发明显。但是如果放开资本管制，一旦出现较大的全球性风险事件，必然会导致人民币汇率短期内存在继续大幅贬值风险，进而和资本流出形成负反馈，可能导致外汇储备的快速下降。从目前中长期来看，基于全球宏观基本面预期，美元长期下行的趋势不可逆转，人民币汇率仍是升值趋势。

4.从货币政策独立性来看，我国的货币政策受到国外因素的影响要远远小于 SDR 篮子中的其他四国，尤其是日本的货币政策受到美国货币政策的溢出效应十分显著。这和大量日本公债被日本央行持有有关，也和日本目前特殊的国际地位有关。但日元长期的低利率政策吸引了大量的海外套利投资者，使得其积累了大量的对外贷款，当全球风险上升时，必然会使得资产回流日本，这也就使得日元成为避险的重要资产。从某个角度上讲，随着我国债券市场开放进程的不断加速，我国货币政策受到其他国家货币政策的影响也在不断上升，利率与汇率两者间存在联动关系会使得国内外息差更为平稳，有利于抑制人民币的累计升值趋势，维持人民币币值合理稳定波动。

5.随着短期的资本在各个市场间的流动速度越来越快，债券期限利差对于国内资本市场也有了更好地解释能力。由于我国债券市场的不断发展，债券市场对于实体经济的指标作用将会越来越明显。根据

2019 年 1 月至 4 月的债券市场收益率波动数据，债市的波动远比宏观经济基本面本身的变化程度更大，这不仅仅是宏观经济的问题，其市场微观结构矛盾也是原因之一。正因为经济市场对基本面和流动性的变化高度敏感，这也就使得债券市场对于实体经济和汇率波动有了很好的指导意义。

根据上述结论，课题组提出以下政策建议:

1.要在参考一篮子货币的基础上，合理稳步地推进汇率形成机制改革，有管理的扩大汇率自由浮动范围，使人民币汇率的波动更加市场化的同时，应当考虑加快在境内开展场内外汇衍生品业务，更好地服务涉外企业，并通过金融衍生品的方式分散外汇风险，避免人民币汇率的大幅波动。

2.目前阶段人民币汇率受到人民币利率的影响较小，人民银行在制定货币政策时，应当更多考虑国内实际情况，保持货币政策独立性，采取适度稳健的货币政策，维持我国利率在合理水平，保持跨境资金稳定，稳步推进人民币国际化进程的同时，时刻防范汇率风险，维持汇率基本稳定，协调推进资本项目开放和汇率市场化改革。

3.从我们结合经济不确定性和债券市场波动构建的预警指标上来看，当预警指标处于风险阈值上方时，国内的不确定性较高，将会导致国内产出、通货膨胀和实际有效汇率出现一定的波动。我国债券市场投资者应对宏观经济的不确定性加以重视，在充分考虑国内外金融风险传染的前提下进行债券估值与风险防范。而人民银行应当考虑

到宏观经济不确定性对于实体经济的影响，采用适当的预期管理和相机抉择措施来平抑市场不确定性带来的负面影响。

最后，我国债券市场和外汇市场间的相互影响随着我国利率市场化改革和汇率形成机制改革的不断推进正在逐渐增强。结合债券市场的不确定性指数、基于报刊关键字的宏观不确定性指标和 SDR 五国之间的总溢出效应指数都显示目前全球的风险可能会不断上升，在后续的利率市场、汇率市场改革中还应当注意时点，有效防范系统性金融风险，把握好改革机遇，以上海作为金融开放的“桥头堡”，加强国际金融中心和自贸区建设联动，稳步的推进中国利率市场化改革与人民币国际化发展进程。

参考文献

[1].Arbatli, E.C., et al., Policy Uncertainty in Japan. Social Science Electronic Publishing, 2017.

[2].Backus D K, Foresi S, Telmer C I. Affine term structure models and the forward premium anomaly[J]. The Journal of Finance, 2001, 56(1): 279-304.

[3].Baig T, Goldfajn I. Financial Market Contagion in the Asian Crisis[J]. Imf Staff Papers, 1999, 46(2):167-195.

[4].Baillie R T, Kiliç R. Do asymmetric and nonlinear adjustments explain the forward premium anomaly?[J]. Journal of International Money & Finance, 2006, 25(1):22-47.

[5].Basurto G, Ghosh A R. The Interest Rate-Exchange Rate Nexus in the Asian Crisis Countries[J]. Imf Working Papers, 2006, 00(19).

[6].Beckmann, J. and R. Czudaj, Exchange rate expectations since the financial crisis: Performance evaluation and the role of monetary policy and safe haven ☆. Journal of International Money & Finance, 2017. 74: p. S0261560617300414.

[7].Baldwin R E. Re-Interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests:Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands[J]. Cepr Discussion Papers, 1990.

[8].Beckmann, J. and R. Czudaj, The Impact of Uncertainty on Professional Exchange Rate Forecasts. Journal of International Money & Finance, 2017. 73: p. 296-316.

[9].Bekaert, G., M. Hoerova and M. Lo Duca, Risk, Uncertainty and Monetary Policy. Journal of Monetary Economics, 2013. 60(7): p. 771-788.

[10].Berk J M, Knot K. Co-Movements in Long-Term Interest Rates and the Role of Ppp-Based Exchange Rate Expectations[J]. Social Science Electronic Publishing, 1999.

[11].Castle J L, Hendry D F. Nowcasting from disaggregates in the face of location shifts[J]. Journal of Forecasting, 2010, 29(1-2):200-214.

[12].Chaboud A P, Wright J H. Uncovered interest parity: it works, but not for long[J]. Journal of International Economics, 2005, 66(2):349-362.

[13].Cheung Y W, Chinn M D, Pascual A G. Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?[J]. Imf Working Papers, 2004, 24(7):1150-1175.

[14].Cheung Y W, Herrala R. China's capital controls – Through the prism of covered interest differentials[J]. Pacific Economic Review, 2014, 19(1):112–134.

[15].Chinn, M.D., et al., Before the Fall: Were East Asian Currencies Overvalued? NBER Working Paper No. 6491. Emerging Markets Review, 2000. 1(2): p. 101-126.

[16].Corsi, F., A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility. Journal of Financial Econometrics, 2004. 7(2): p. 174-196.

[17].Cox, J.C., J.E.I. Jr and S.A. Ross, A THEORY OF THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES. Econometrica, 1985. 53(2): p. 385-407.

[18].Del Negro, M. and G.E. Primiceri, Time-Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum. Review of Economic Studies, 2005. 72(3): p. 821-852.

[19].Dekle R, Kletzer K. Domestic Bank Regulation and Financial Crises: Theory and Empirical Evidence from East Asia[J]. Social Science Electronic Publishing, 2001, 01(63):507-558.

[20].Demirer, M., et al. Estimating global bank network connectedness. 2015.

[21].Diebold, F.X., L. Liu and K. Yilmaz, Commodity Connectedness. Social Science Electronic Publishing, 2017.

[22]. Diebold, F.X. and K. Yilmaz, Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. International Journal of Forecasting, 2012. 28(1): p. 57-66.

[23].Diebold, F.X. and K. Yilmaz, Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets*. Economic Journal, 2009. 119(534): p. 158-171.

[24].Diebold, F. and K. Yilmaz. Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, World-Wide. in Koç University-tusiad Economic Research Forum Working Papers. 2007.

[25].Dornbusch, R., Dealing with debt in the 1980s. Third World Quarterly, 1985. 7(3): p. 532-551.

[26].Dornbusch, R., The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy. Scandinavian Journal of Economics, 1976. 78(2): p. 255-275.

[27].Fama, E.F., Term premiums in bond returns. Journal of Financial Economics, 1984. 13(4): p. 529-546.

[28].Flood R P, Rose A K. Uncovered Interest Parity in Crisis[J]. Imf Staff Papers, 2002, 49(2):252-266.

[29].Frankel, A., The Promise of Financial Engineering. International Monetary Convention, 2003.

[30].Hatemi A. Export performance and economic growth nexus in Japan: a bootstrap approach[J]. Japan & the World Economy, 2002, 14(1):25-33.

[31].Hendry, D.F. and H.M. Krolzig, The Properties of Automatic GETS Modelling. Economic Journal, 2010. 115(502): p. C32-C61.

[32].Jackman, M., R. Craigwell and M. Doylelowe, Nonlinearity in the reaction of the foreign exchange market to interest rate differentials: evidence from a small open economy with a long-term peg. Applied Financial Economics, 2013. 23(4): p. 287-296.

[33].Jongil C, Hyunjoo K, Jaehun K, et al. Changes in colour and antioxidant activities of Hizikia fusiformis cooking drips by gamma irradiation.[J]. LWT - Food Science and Technology, 2010, 43(7):1074-1078.

[34].Lothian J R. Purchasing power parity and the behavior of prices and nominal exchange rates across exchange-rate regimes[J]. Journal of International Money & Finance, 2016, 69:5-21.

[35].Macdonald, R. and J. Nagayasu, The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study. Imf Staff Papers, 2000. 47(1): p. 116-128.

[36].Maćkowiak, B., External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets ☆. Journal of Monetary Economics, 2007. 54(8): p. 2512-2520.

[37].Mccallum, B.T., Macroeconomics After Two Decades of Rational Expectations. Journal of Economic Education, 1994. 25(3): p. 219-234.

[38].Nadal-De Simone, F. and W.A. Razzak, Nominal Exchange Rates and Nominal Interest Rate Differentials. Imf Working Papers, 1999. 99(141).

[39].Nakajima, J., M. Kasuya and T. Watanabe, Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. Journal

of the Japanese & International Economies, 2011. 25(3): p. 225-245.

[40].Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821-852.

[41].Sarno, L., M.P. Taylor and J.A. Frankel, The Economics of Exchange Rates: Official intervention in the foreign exchange market. 2003.

[42].Sarno L, Valente G, Leon H. Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle[C]// 2006:443-482.

[43].Sensoy A, Sobaci C. Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey ☆[J]. Economic Modelling, 2014, 43(43):448-457.

[44].Nadal-De Simone F, Razzak, W.A. Nominal Exchange Rates and Nominal Interest Rate Differentials[J]. Imf Working Papers, 1999, 99(141).

[45].Van Wijnbergen, S., Interdependence revisited: a developing countries perspective on macroeconomic management and trade policy in the industrial world | Economic Policy | Oxford Academic. Economic Policy, 1985. 1(1): p. 81-137.

[46].Verdelhan, A., The Share of Systematic Variation in Bilateral Exchange Rates. Journal of Finance, 2018. 73(1).

[47].Wang, J. and M. Yang, Asymmetric Volatility in the Foreign Exchange Markets. Journal of International Financial Markets Institutions & Money, 2009. 19(4): p. 597-615.

[48].陈福中与陈诚，发达经济体利率与汇率交互效应的动态机制--基于美国和日本月度数据的实证考察．国际经贸探索, 2012. 28(11)：第55-67页．

[49].陈福中与陈诚，开放经济视角下国际金融危机对中国经济的影响——来自1994—2010年省级面板数据的实证证据．当代经济科学, 2012(4)：第56-63页．

[50].戴金平与张夏，汇率水平、汇率波动与中国企业对外直接投资．亚太经济，2017(4)：第135-142页．

[51].范爱军与刘伟华，解析澳、美利率平价失衡对中国的启示．国际金融研究，2010(9)：第12-20页．

[52].方先明与花旻，SHIBOR能成为中国货币市场基准利率吗——基于2007．1—

2008．3间SHIBOR数据的经验分析．经济学家, 2009(1)：第85-92页．

[53].盖静，货币政策冲击、汇率波动与国内宏观经济——基于TVP-SV-VAR模型的分析．金融理论与实践, 2017(7)：第6-12页．

[54].盖静，人民币汇率向国内价格的传递系数大小、变动趁势及启示--基于汇改后数据的VAR模型分析．上海金融, 2017(4)：第18-26页．

[55].盖静，我国汇率通过房地产价格渠道对实体经济作用效果的实证检验——基于2005年汇改后数据的VAR模型分析．金融理论与实践, 2017(1)：第37-44页．

[56].高艳与陈守东，主要汇率市场协同波动溢出效应研究．统计与决策，2014(13)：第163-166页．

[57].葛天明，李治国，徐剑刚．解析逆周期因子[J]．国际金融研究, 2019, 385(5): 65-75.

[58].顾标与周纪恩，真实汇率与真实利率差异——基于人民币真实汇率的实证研究．经济学, 2008. 7(1)：第283-296页．

[59].郭树华等，开放条件下利率、汇率联动与金融风险防范研究——以我国上市商业银行为例．区域金融研究, 2009(8)：第11-16页．

[60].郝中中，人民币汇率与中美利率联动机制分析．金融论坛, 2015(1)：第35-40页．

[61].何慧刚，人民币利率-汇率联动协调机制的实证分析和对策研究．国际金融研究, 2008(8)：第51-57页．

[62].何彦清，吴信如与鲁春义，美联储加息的外溢效应与中国对策——基于DSGE模型的分析．贵州财经大学学报, 2017(2)：第43-55页．

[63].江春，司登奎与李小林，汇率预期、中美息差及央行外汇干预对股票价格的影响．国际金融研究, 2016. 350(6)：第36-51页．

[64].蒋治平，人民币利率与汇率的动态相关关系:基于DCC模型的研究．软科学，2008. 22(7)：第11-14页．

[65].金春雨与张龙，美联储货币政策对人民币外汇市场压力的非对称效应．财经科学, 2017(4)：第1-13页．

[66].金春雨与张龙，美联储货币政策对中国经济的冲击．中国工业经济，2017(1)：第25-42页．

[67].李继翠，裴旭东与肖继五，经济下行期我国利率与汇率联动协调研究．财经问题研究，2016(07)：第47-53页．

[68].李小平，冯芸与吴冲锋，利率调整对远期汇率期限结构的影响．中国管理科学，2009. 17(04)：第1-11页．

[69].李小平与吴冲锋，利差交易、异质预期与汇率微观决定．管理科学学报，2018. v.21；No.168(6)：第6-16页．

[10].刘凌与张晶晶，美国货币政策对中国汇率和利率传导的实证研究．上海金融，2014(1)：第52-56页．

[71].刘威与吴宏，中美两国利率与汇率相互影响效应的评估研究——基于抛补利率平价理论的实证检验．世界经济研究，2010(2)：第32-36页．

[72].刘淄与张力美，金融开放条件下利率与汇率的相互影响及其协调．国际金融研究，2003(1)：第43-46页．

[73].路妍与吴琼，量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响研究——基于Markov Switching计量方法的分析．宏观经济研究，2017(4)：第99-111页．

[74].罗忠洲与李宁，日元实际汇率与长期实际利率的实证分析:1971~2002．金融研究，2006(1)：第99-108页．

[75].马续涛与沈悦，政策不确定性、货币政策与银行风险承担．华东经济管理，2017. 31(5)：第100-106页．

[76].欧阳志刚与张圣，后金融危机时代美国货币政策对人民币汇率的传导效应．国际经贸探索，2016. 32(4)：第63-76页．

[77].齐晓楠等，美联储量化宽松政策对中国经济和人民币汇率的影响．管理评论，2013. 25(5)：第3-10页．

[78].沈国兵，论汇率与利率关系：1993—2000年泰国事例检验．世界经济，2002(5)：第10-22页．

[79].司登奎，江春与李小林，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．统计研究，2016. 33(9)：第13-21页．

[80].王爱俭与林楠，人民币名义汇率与利率的互动关系研究．经济研究，2007(10)：第56-67页．

[81].王允贵与盛雯雯, 汇率的利率平价决定理论：中国的现实检验. 武汉金融, 2015(3): 第4-7页.

[82].肖卫国与兰晓梅, 美联储货币政策正常化对中国经济的溢出效应. 世界经济研究, 2017(12): 第38-49页.

[83].肖卫国与兰晓梅, 新一轮美联储加息对中国跨境资本流动溢出效应研究. 经济学家, 2017(2): 第84-90页.

[84].肖娱, 美国货币政策冲击的国际传导研究——针对亚洲经济体的实证分析. 国际金融研究, 2011(9): 第18-29页.

[85].徐涵与徐炜, 中美两国利率与汇率作用机制的实证分析. 中国经贸导刊, 2011(20): 第68-69页.

[86].许振明, 赖嘉莹与张仓耀, 中美利率与汇率因果关系之探究再审视：时间数列频率分析. 武汉大学学报（哲学社会科学版）, 2016. 69(5): 第74-83页.

[87].张娟, 王世杰与苏国强, 美国货币政策对人民币汇率的影响——基于VEC模型的实证分析. 南昌大学学报（人文社会科学版）, 2016(6): 第61-68页.

[88].赵华, 人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究. 金融研究, 2007(3a): 第41-49页.

[89].赵天荣与李成, 人民币汇率与利率之间的动态关系——基于VAR-GARCH模型的实证研究. 统计研究, 2010. 27(2): 第72-76页.

[90].钟伟, 美联储加息、资本流动和人民币汇率. 世界经济, 2005(3): 第10-16页.

[91].周先平与李标, 境内外人民币即期汇率的联动关系——基于VAR-MVGARCH的实证分析. 国际金融研究, 2013(5): 第4-14页.

[92].朱小梅, 尹文静与吴秋实, 美元加息对中国溢出效应传导渠道的实证分析. 亚太经济, 2017(4): 第 23-32 页.

后记

《人民币债券市场指数与汇率指数相关性及债券市场预警机制研究》这一课题从2018年11月提出最初的研究想法到现在已经过去了一年多的时间，课题组在过去一年多的时间内共同努力，克服了许多困难形成了这份课题报告。

上海财经大学中债国际研究所和中央结算公司对于课题组的研究提供了大量的支持，刘莉亚教授和业内多位专家学者多次参与课题的研讨会，给与了大量的指导。我们也要感谢参与课题开题报告会和中期报告会的各位专家对于课题提出的很多好建议。

课题期间，以上海财经大学现代金融研究中心团队为主的课题组做了大量的研究工作，搜集了200多个字段的国内外利率、汇率和宏观数据，拜读了大量的前期研究，搜索了国内外关于债券指数和汇率指数的资料，完成了四种实证方法的近千行代码。另外课题组也进行了多次的调研活动，拜访了几家银行的交易部门，课题组从中也获益良多。

课题的主体是由本人的博士生胡昊来完成的，我的博士生张冲、杨洁、吴洋、叶伟、刘璐也参与了部分课题的研究。感谢他们的付出。另外，也要感谢中央结算公司上海总部马隽卿、李江、黄超以及郝军章在研究期间在各个方面对于课题组提供的大量协助。

利率和汇率间的联动关系是一个随着债券市场、外汇市场改革

不断变化的动态关系，课题组受到自身水平和研究时间的限制，课题报告还有许多的改进空间，还要请各位专家给与指正，我们也会继续将这项研究深入下去。