

中国城投债利差与国债收益率的联合动态 与风险传导*

牛霖琳 洪智武 李叶

内容提要：2008 年全球金融危机后，中国政府的大规模财政刺激计划推助了地方政府债务融资的激增，城投债获得迅猛发展，地方债务风险不断暴露，对中国财政和金融系统性风险的影响受到关注。本文使用 2009 年 1 月初至 2014 年 12 月底的周数据，对中国城投债 5 年期利差因子与国债收益率曲线进行联合建模，使用无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构扩展模型保证不同期限国债收益率之间的无套利关系，研究两者动态影响机制与风险传导特征。本文研究结果说明，城投债确实存在不可忽视的局部风险，并可引致国债系统性风险，使得国债收益率已经包含了对于城投债风险的显著溢价；但国债作为目前国内债市最安全资产，在城投债风险上升时，其“避风港”作用使得中短期国债利率降低。同时需要看到，城投债利差变化反映出投资者认识到政府隐含担保的有限性，对其信用及流动性风险的估值渐趋市场化。在此条件下，地方债的合理规范与制度化亟待完善，寄望于透明的市场化运作正是时机。

关键词：城投债利差 地方债务 国债收益率 无套利 Nelson-Siegel 扩展模型

一、引言

2008 年自美国蔓延全球的金融危机演化成经济危机，中国经济增速放缓，出现了消费低迷和出口下降。为了提振经济，中国政府于 2008 年年底推出了 4 万亿的大规模投资计划，其中由中央政府投资约 30%，其它额度由地方财政投资、银行贷款和企业资金投资等共同分担，着力投往基础设施等领域。2009 年以后，以地方性债务增长为主要驱动，中国政府性债务出现较快增长，不良债务问题成为隐忧。在欧债危机等政府性债务问题不断暴露、引发国际经济震荡的背景下，中国的政府性债务风险受到国内外广泛关注。虽然以负债率衡量，中国政府债务尚未达到发达国家警戒线，但由于中央和地方债务纵向结构失衡，大部分地方性债务在非市场化机制下难以规范运作，系统性风险不断累积。改革和规范地方债务管理成为经济平稳发展的突出要求。2014 年底，中央政府陆续出台政策，清理存量地方债，设立省级发行试点，以 2015 年为过渡期，逐步完善规范化、市场化。

本文从地方与中央债务失衡的角度，借助较为市场化的地方城投债和中央国债收益率数据，研究 2009 至 2014 年这段时期两市场间的动态影响机制与风险传导，以期量化两个市场债券收益率的互动和市场对风险的评估。对两个市场收益率的联合动态建模，并采用无套利模型保证国债收益率的理论一致性，探究地方债风险在国债收益率中的潜在溢价，在国内外文献中尚属首次，有助于借助市场即时数据监测地方债风险，评估系统性风险。本文具体建模思路在文献回顾部分将详细论述。这里先就问题提出的背景和研究动机，从中国政府性债务问题的三个突出特征来说明。

首先，近年来中国政府性债务的较快增长以地方政府性债务的增长为主要驱动因素，其中，城投债的发展尤为迅猛。其背后根源是中央与地方财税体制的失衡、地方政府追求 GDP

* 牛霖琳，厦门大学王亚南经济研究院，计量经济学教育部重点实验室（厦门大学），邮政编码：361005，电子邮箱：llniu@xmu.edu.cn；洪智武（通讯作者），厦门大学王亚南经济研究院，邮政编码：361005，电子邮箱：hzw1888@126.com；李叶，厦门大学王亚南经济研究院，邮政编码：361005，电子邮箱：576338379@qq.com。本文的撰写获得 2009 年国家自然科学基金青年项目（项目编号：70903053）、2012 年国家自然科学基金青年一面上项目（项目编号：71273007）以及中央国债登记结算有限责任公司委托“金融工程咨询项目”的资助。

增长目标引致的投资冲动、以及地方债务融资的制度化缺陷。对财政分权背景下的地方债务问题，龚强等（2011）做过较全面的文献回顾。范剑勇、莫家伟（2014）也从地方举债与土地市场和地区工业增长的内在联系及资源配置扭曲导致的系统风险做过机制剖析。以下将具体展示中央与地方性债务结构的变化特征。

1994 年的分税制改革将大部分的财政收入集中到中央政府后，地方政府的财政收入和支出之间的差距逐渐拉大，如图 1-a) 所示，地方财政赤字不断攀升，2009 年出现大幅增长，财政赤字与 GDP 占比连续保持在 8%。图 1-b) 显示，中央财政在分税制改革后，能够稳定保持盈余，虽然 2008 和 2009 年盈余缩减，但之后一直稳定在 2% 左右。

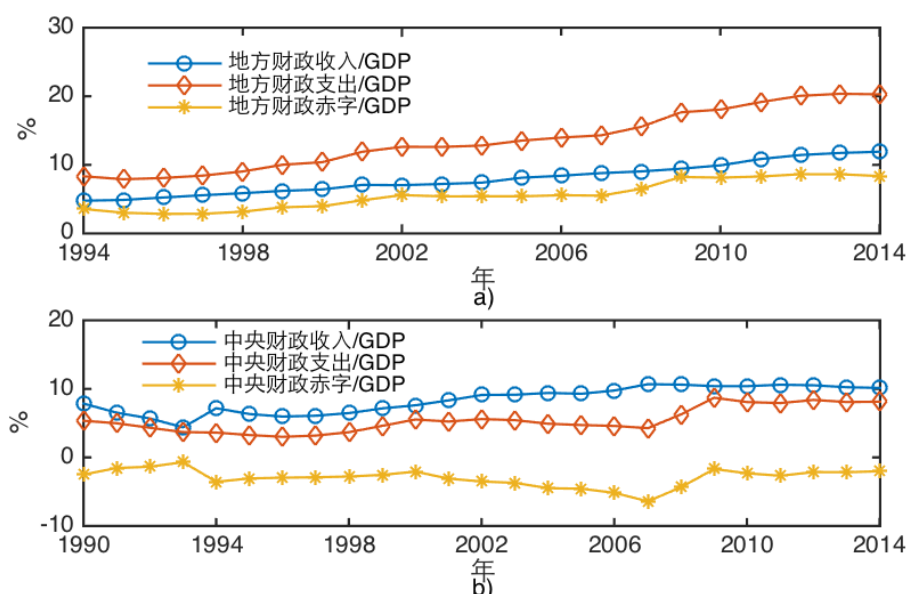


图 1-a) 地方财政收入、支出和赤字占 GDP 的比重 (1994 年-2014 年)
1-b) 中央财政收入、支出和赤字占 GDP 的比重 (1990 年-2014 年)

资料来源：CEIC 中国经济数据库。

图 1-a) 的赤字只是地方财政直接支出与收入之差，地方政府还间接通过其它方式举债。由于我国的《预算法》明确禁止地方政府发行债券，直到 2011 年，中央政府代为发行地方债，但是发行总规模较小。在这种情况下，地方政府主要以融资平台公司贷款、信托融资、以及通过融资平台发债等渠道向社会融资。其中，地方融资平台公司发行的有隐性政府信用担保的城投债券，既不同于公司债，又异于美国等发达国家有完善的法定发债机制、市场运作体系的市政债，常被称为中国的“准市政债券”（孙辉，2004）。

表 1 中央政府性债务余额与地方政府性债务余额

时间	中央政府		地方政府	
	债务余额 (万亿)	GDP 占比	债务余额 (万亿)	GDP 占比
2010 年底	--	--	10.72	26.21%
2012 年底	11.88	22.25%	15.89	29.74%
2013 年 6 月	12.38	21.06%	17.89	30.43%

资料来源：CEIC 中国经济数据库。

在财政刺激计划的背景下，地方政府的债务融资进一步激增。表 1 显示，国家审计署统计的截止 2010 年底和 2013 年 6 月的地方性债务余额为 10.72 万亿和 17.89 万亿，约占当年 GDP 总量的 26% 和 30%，是直接财政赤字的数倍。而同期中央政府债务余额与 GDP 占比约 21-22%，甚至在 2013 年上半年有小幅回落。

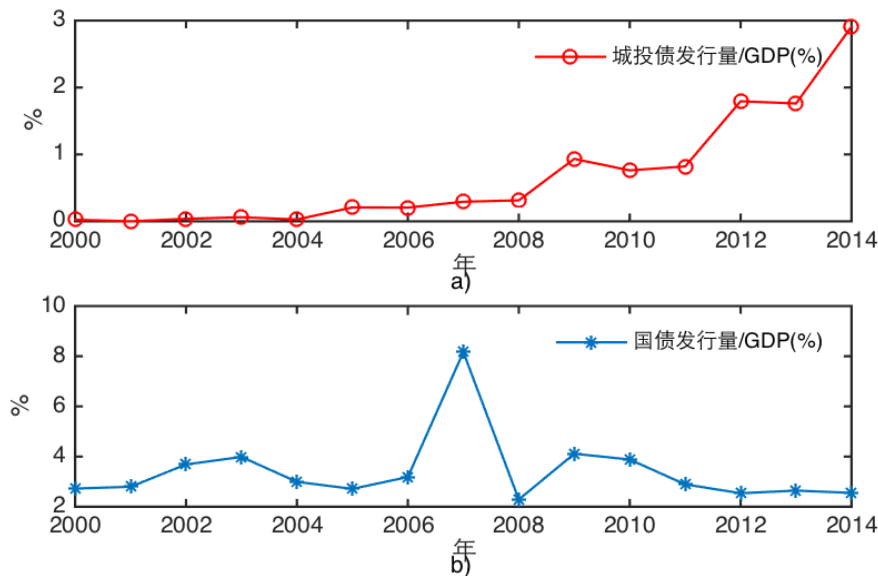


图 2-a) 城投债发行总规模占 GDP 的比重 (2000 年-2014 年)

2-b) 国债发行总规模占 GDP 的比重 (2000 年-2014 年)

注释：此处国债的发行统计包括记账式国债和储蓄国债(电子式)。资料来源：Wind 资讯，CEIC 中国经济数据库。

在地方性债务的扩张中，城投债的发行量急剧增加。图 2-a) 显示，在过去 10 年间，特别是自 2009 年起，城投债发行量在 2009、2012 和 2014 年出现“三级跳”，从 2008 至 2014 年发行量与 GDP 占比年均增速高达 37%。相比之下，中央政府发行的国债增速较为稳健，图 2-b) 显示除 2007 年发行量剧增（当时国家发行了 1.55 万亿元特别国债用以购买 2000 亿美元的外汇，作为组建国家外汇投资公司的资本金），其它年份发债规模多在 GDP 的 2-3% 之间，没有长期增长趋势，2009、2010 年在财政扩张的政策下发行量多于正常年份，但 2011 年之后即回落。2014 年城投债的发行量甚至超过国债。

表 2-a 各信用级别城投债发行支数占比

级别\年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014
AAA	46.76%	28.66%	27.47%	17.23%	19.77%	22.10%
AA+	37.41%	46.34%	39.91%	36.32%	34.36%	28.06%
AA	15.11%	23.78%	31.76%	43.92%	44.15%	49.10%
AA-	0.72%	1.22%	0.86%	2.53%	1.73%	0.74%

表 2-b 各信用级别城投债发行总额占比

级别\年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014
AAA	63.62%	41.24%	36.75%	25.77%	30.71%	29.05%
AA+	26.93%	38.85%	37.41%	34.98%	33.46%	28.43%
AA	8.99%	19.47%	25.31%	37.83%	35.38%	42.31%
AA-	0.46%	0.44%	0.53%	1.41%	0.45%	0.21%

注释：AAA 表示债券信用质量极高，信用风险极低；AA 表示债券信用质量很高，信用风险很低；“+”、“-”符号表示信用质量略高或略低于本等级。资料来源：Wind 资讯。

第二，地方性债务增长过程中，信用结构迅速变化，信用水平呈下降趋势。

地方性债务的跨越性增长伴随着债务质量的下降。以城投债为例，城投债发行量的扩张意味着越来越多的地方政府融资平台开始发行城投债，包括一些信用评级较低的市级和县级地方政府，这必然会降低城投债的整体信用状况。表 2 列出了从 AAA 到 AA- 这四个主要

信用级别城投债在 2009-2014 年间发行支数和发行金额的百分比变化。可以发现等级最高 AAA 级城投债的主导性份额逐渐被 AA+和 AA 级代替。

第三，城投债违约事件对市场债券价格造成巨大冲击，信用风险评估分化。

2011 年 6 月出现的云投集团违约事件及相继爆出的城投公司财务问题，在欧债危机的国际背景下引发国内信用债市场强烈震荡；加之国家审计署当年 6 月底发布地方性债务审计结果，公布截至 2010 年底地方性债务达 10.7 万亿，对地方债务的担忧迅速反映在市场对城投债信用风险的评估。7 月开始出现了城投债抛售，价格下跌，城投债与国债利差加大。相同期限的普通债券与国债之间的利差是一项被广泛采用的衡量普通债券风险的指标，通常被称之为信用利差（广义的信用利差除了信用风险带来的溢价，还包括税收利差和流动性利差等）。如果把国债收益率看做市场的无风险利率，那么普通债券收益率高于国债收益率的部分就反映了该债券的风险溢价。

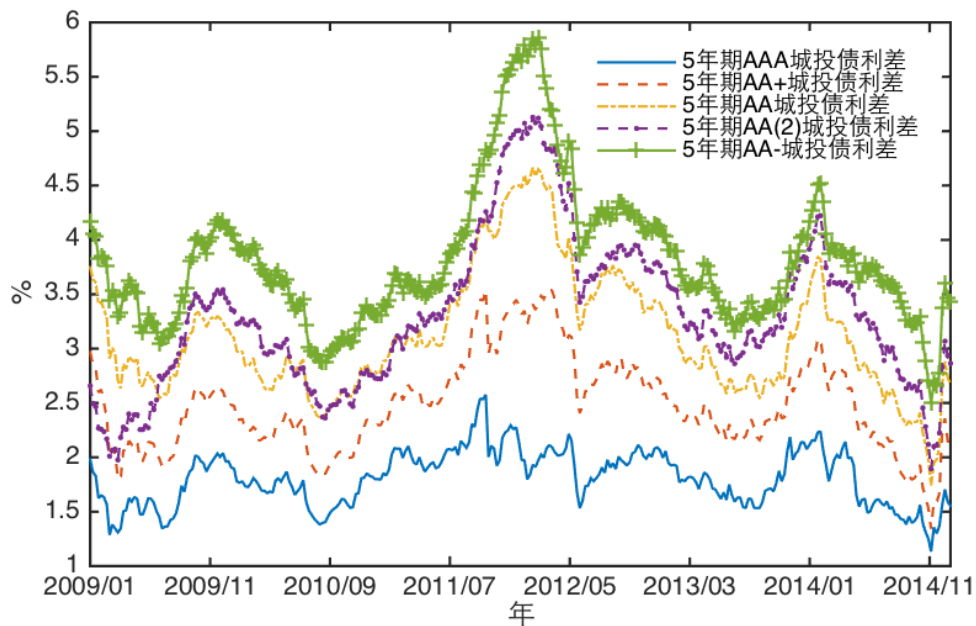


图3 各信用级别5年期城投债与国债利差（2009年1月-2014年12月）

注释：由于目前外部评级为 AA(包括主体和债项)的城投债已超过千只，占城投债存量规模超过 7 成，但企业资质及市场价格却有所差异，为了提供更加精细化的估值，中央结算公司推出了中债城投债收益率曲线(AA)和中债城投债收益率曲线 AA(2)。其中，AA(2)的样本券主要为外部评级 AA 但企业资质相对较弱，收益率与 AA 样本券相比较高的城投债。资料来源：Wind 资讯。

图 3 以 5 年期城投债与同期限国债的利差为代表，呈现不同信用级别城投债利差的时间序列。两个时点的变化较为突出。一是 2011 年 6 月违约事件与地方债务信息披露对整个市场的冲击，使得不同信用级别利差升幅达 50-200 基点。虽然较高级别的 AAA 和 AA+利差在 9 月之后出现了回复性调整，但级别较低的 AA 和 AA-利差持续性扩大至年底，说明市场对信用风险的级差评估也出现了分化。二是 2014 年底中央政府陆续出台政策清理规范地方债，并设立省级发行试点摸索地方发债经验，市场对于政策反应积极，对城投债信心提振，城投债利差一度急剧下降。由此可见，虽然城投债有一定的政府隐含担保性质，可能导致市场低估信用风险，但不同信用级别的利差等级及其对违约事件和政策的敏感反应，说明市场尝试理性定价风险，根据事件影响逐渐摸索合理估值。

综上所述，城投债只是地方政府性债务的冰山一角，现阶段虽然占比较小，但其增长规模和地方性债务的整体态势密切相关。按 Wind 数据库比较宽松的口径统计，城投债在 2010 年和 2013 年相应余额为 0.71 万亿和 2.73 万亿，约占当年地方政府性债务的 6.61%和 15.28%。

作为我国社会融资的一个重要部分，城投债在研究我国宏观经济和金融状况时不容忽视（徐高、王艺伟，2013）。一方面，由于其隐含政府担保的特征，城投债风险反映了我国地方财政体系的风险，在我国中央集中财政管理体制下，尤其在中央与地方财政收支纵向失衡的背景下，地方财政风险进而可能影响整个中央政府财政体系 and 我国宏观经济与金融系统的稳定（郭玉清，2011）。另一方面，在地方性债务中，城投债具有较为市场化的运作和信息公开性，研究城投债风险与定价对于研判市场对地方债的认识和预期有着重要作用。

本文正是试图从地方与中央财政内在联系的角度，将城投债利差与国债收益率曲线联合建模，考察二者动态联系及其风险传导特征。通过估计结构性模型，探讨几个问题：1. 国债收益率作为债市的定价基准，其动态如何影响城投债利差；2. 城投债利差风险如何影响国债收益率因子和收益率曲线的动态变化；3. 城投债利差风险如何影响国债收益率的风险溢价。

本文接下来的行文安排具体如下：第二部分做文献回顾；第三部分主要介绍研究样本的选择、数据特征和城投债利差因子的提取；第四部分介绍基于无套利理论的 Nelson-Siegel 扩展模型的建模框架和估计方法；第五部分给出实证结果并进行深入分析；第六部分总结全文。

二、文献回顾

我们知道，国债利率期限结构与宏观经济的运行密切相关（Taylor, 1993; Ang & Piazzesi, 2003; Diebold 等, 2005; 丁志国等, 2014），可以反映经济的基本面。国债收益率曲线作为债市信用最高的债券，是各类其它债券定价的基准。从这个意义上来说，城投债的基础价格也 and 宏观经济紧密联系；不仅如此，其信用利差和宏观经济也互为影响。

一方面，宏观经济走势可以影响决定城投债利差的两个关键因素，即信用风险和流动性风险。首先，城投债信用风险会受到宏观经济的影响。由于城投债的偿债来源主要是地方政府的财政收入，因此城投债信用风险与地方政府的财政支持风险息息相关（张雯，2011）。而房价上涨会增加地方政府的土地财政收入，房地产市场的稳定有利于地方财政的健康发展（王克强等，2012）。其次，城投债的流动性风险同样与宏观经济因素有关。在经济低迷期，市场风险偏好下降，投资者会将资金转移到风险性较小的国债市场，使得城投债市场因资金减少而缺乏流动性；而在经济高涨期，城投债市场的流动性较好，流动性风险降低。此外，城投债还受到地区性因素的影响，Ang 等（2015）使用面板数据对我国城投债利差的决定因素做了详细数量分析，发现地方房地产市场的景气度和地方官员的腐败程度是显著影响城投债利差的定价因素。

另一方面，城投债风险的提高也将对整个宏观金融环境产生影响。相比于不符合发行债券要求的城投公司，可以发行债券的城投公司信用水平较高，因此城投债利差的扩大将意味着城投公司整体信用水平的下降，而这些公司大量的银行贷款将会影响整个银行系统的稳定，从而影响整个宏观经济的发展（郭玉清，2011；齐天翔等，2012）。另外，在人民币债券市场，国债作为最高等级信用债券，和不同信用级别城投债之间有互补性和替代性，当城投债风险上升，国债既可能因为安全性为投资者青睐，也有可能因为政府整体信用风险的加剧而背负一定的地方债风险从而产生折价，哪种作用更突出，取决于投资者的风险预期和对系统风险的认知。

考虑到城投债利差与国债利率期限结构都受到宏观经济的影响，可能具有一定的相关性。因此，本文旨在研究城投债利差与国债收益率的相互关系，从而将国债市场与地方政府债券市场联系起来，由此为城投债风险监管和债券市场研究提供重要的参考依据。

债券的信用利差与国债收益率之间的关系得到了国内外学者的广泛研究，其中大部分的

研究结果得出两者存在负相关关系。Merton (1974) 提出了公司债券的定价模型, 认为无风险利率的上升将增加公司债券的价值, 而降低债券收益率, 因此债券信用利差与无风险利率反向变动。Longstaff & Schwartz (1995) 以1977年至1992年穆迪公司投资级债券数据为研究样本, 发现国债收益率与信用利差存在负相关关系。同样地, Duffee (1998) 发现国债收益率曲线水平和斜率的增加会导致公司债券信用利差的降低, 且它们之间的这种负相关关系对于可赎回债券和评级较低的债券将更加显著。同时, 国内的实证研究也大都证实了信用利差与国债收益率之间的反比关系。王兴安等 (2014) 使用时间序列回归分析发现, 公司债利差与无风险利率水平/利率期限结构斜率的变化方向相反。戴国强和孙新宝 (2011) 对企业债的研究有类似发现。王宇 (2013) 指出国债收益率和曲线斜率对信用利差既有短期影响也有长期影响, 影响为负且存在一阶滞后性。张燃 (2008) 的实证结果显示无风险利率与信用利差正相关, 他解释为, 不同于企业债券, 我国国债利息收入免征所得税, 当整体利率水平的上升导致债券收益率上升时, 国债与企业债券的税收差异增加, 信用利差将扩大, 因此国债收益率与信用利差的关系取决于基准利率对国债和企业债收益率影响的净效应。戴国强、孙新宝 (2011) 还指出2008年金融危机带来的信用危机使得债市收益率普遍提高, 但对国债的影响相比于企业债券较小, 从而出现了国债收益率与信用利差同时升高的情况。

然而, 目前几乎没有关于城投债信用利差与国债收益率关系的结构化定量研究。现有关于国债收益率与信用利差相关性的研究基本上是以公司债券或企业债券为研究对象, 一些城投债券被包含其中。尽管大部分的城投债券可归于企业债券, 但如图 4 所示, 两者并不完全相同。从风险来看, 由于两者都与政府债务有关, 在系统性风险水平不高时, 两类债券的风险关联度可能较低, 在系统性风险增加到一定程度, 由于政府隐性担保性质, 两类债券的风险关联度有可能显著增加, 其相关性可能超过公司债。另外, 上述研究成果大多是采用多元回归的分析方法, 基于时间序列的实证研究很少, 在无套利理论框架下结构性模型的研究基本上是空白。

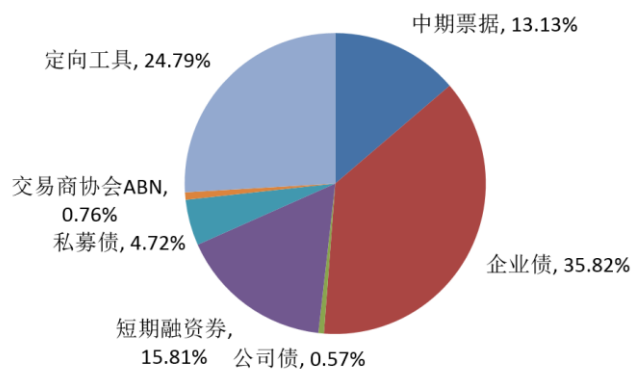


图 4 各债券类型在城投债中的占比 (2013 年 12 月-2014 年 12 月)

本文使用 2009 年 1 月初至 2014 年 12 月底每周最后一个交易日的国债收益率与城投债利差的时间序列数据, 首次对中国国债收益率曲线建立一个包含城投债风险因素的无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构的扩展模型。该扩展模型由 Li 等 (2013) 提出, 在 Christensen 等 (2011) 提出的无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构模型的基础上引入了收益率三因子之外的宏观因子, 可以在更加丰富的框架下研究宏观变量与国债收益率因子的动态关系和风险溢价的决定。无套利 Nelson-Siegel 类的利率期限结构模型能够同时保证理论定价的一致性 (Vasicek, 1977; Dai & Singleton, 2002), 又结合了传统简约 Nelson-Siegel 模型 (Nelson & Siegel, 1987; Diebold & Li, 2006) 的简约性, 估计结果较为稳健。本文在国债收益率三因子之外引入了城投债风险因子, 可以在保证对国债收益率曲线较高拟合优点的同时研究城投债风险因子与国债收益率之间的相互影响关系和作用机制。尤其是, 使用无套利模型能够

对国债收益率进行收益预期和风险溢价的分解,讨论城投债利差风险如何影响不同期限国债收益率的预期和风险溢价。

三、数据

本部分首先对研究样本进行统计描述,接着讨论代表城投债风险的利差因子的构造。

1. 样本选取和统计性描述

本文的实证分析是基于 2009 年 1 月至 2014 年 12 月每周最后一个交易日的即期收益率数据。样本选取 2008 年财政刺激计划之后城投债发展较快、市场较活跃的阶段;而结束于 2014 年底,是由于此时政府发布了一系列从 2015 年起深入整顿地方债的政策,市场风险及结构都将发生深刻变化。收益率数据来源为在银行间债券市场上交易的固定利率国债和万得(WIND)金融数据库中提供的银行间市场 AAA 级、AA+、AA 及 AA-城投债收益率。由于城投债主要在银行间交易市场上交易,虽然部分城投债在交易所市场上交易,但通常缺乏流动性,因此没有采用。本文选取了剩余期限为 1 年至 10 年这 10 个关键年期的债券即期收益率数据作为研究样本。考虑到流动性对债券定价的影响作用,本文去除了一年以内到期、流动性欠佳的债券数据。同时,由于我国债券期限结构不完整,剩余期限在 10 年以上的长期债券较为缺乏,不具有代表性。

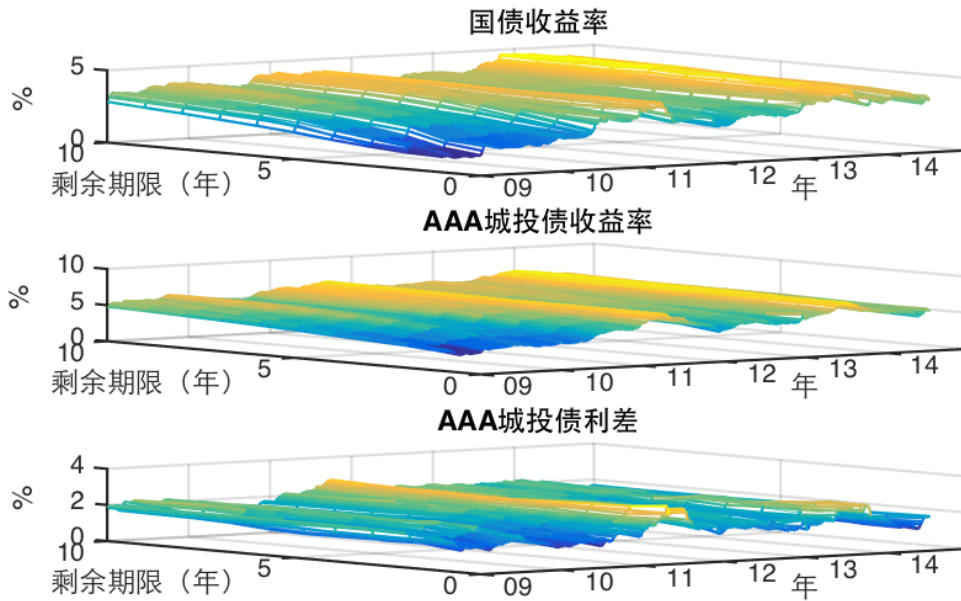


图 5 国债收益率、AAA 城投债收益率及利差期限结构(2009 年 1 月 9 日-2014 年 12 月 31 日)

本文城投债利差是城投债收益率与同期限国债收益率之间的差异: $spread_t^n = y_t^{un} - y_t^n$ 。其中, y_t^{un} 和 y_t^n 分别表示在时刻 t 剩余期限为 n 的城投债收益率和国债收益率, $spread_t^n$ 为相应期限的城投债利差。

图 5 描绘了样本内数据的国债利率期限结构,还选取了城投债中信用等级最高、与国债利差最小的 AAA 城投债作为示例,展示了 AAA 城投债收益率以及 AAA 城投债利差的期限结构。该图表明,各给定期限的城投债收益率都高于国债收益率,因此城投债利差均为正值;但是城投债利差波动比较明显,其中,2011 年下半年和 2013 年末至 2014 年初这两个时段利差达到峰值。以上两个特征在次级的 AA+、AA 及 AA-城投债收益率中更为显著。前文的图 3 也说明了固定期限内、不同信用等级的收益率利差随信用等级下降而增加。

样本数据的描述性统计见表 3。首先,从国债收益率来看,随着剩余期限的增加,国债

收益率均值逐渐变大，标准差不断缩小。这说明区间内我国国债利率期限结构总体呈现随期限渐升型或正向的曲线形态，且短期债券收益率波动性较大，长期较为平稳，图 5 中有直观显示。其次，从城投债利差来看，利差均值总体上随着剩余期限的增加而扩大，而利差波动性先逐渐减小后又开始增大。第三，城投债利差随信用级别下降而显著上升。虽然城投债作为有政府隐含担保的债务，可能影响市场对风险的正确评估，但是，不同信用级别城投债的利差、以及利差对风险事件和政策消息的动态反馈，正是对城投债理性估值的市场化体现。

表 3 国债收益率与城投债利差的描述性统计

剩余期限 (年)	国债收益率 均值(%) (标准差)	AAA 城投债利 差 均值(%) (标准差)	AA+城投债利 差 均值(%) (标准差)	AA 城投债利差 均值(%) (标准差)	AA-城投债利差 均值(%) (标准差)
1	2.6802 (0.8727)	1.5557 (0.4214)	2.0482 (0.6095)	2.4826 (0.7447)	3.0760 (0.8557)
2	2.8882 (0.7981)	1.6314 (0.3420)	2.1697 (0.5579)	2.6585 (0.7155)	3.3048 (0.8073)
3	3.0685 (0.6807)	1.6909 (0.3135)	2.2690 (0.5216)	2.7926 (0.6763)	3.4874 (0.7540)
4	3.2441 (0.6083)	1.7275 (0.2660)	2.3628 (0.4698)	2.9545 (0.6183)	3.6390 (0.6943)
5	3.3506 (0.5208)	1.8055 (0.2549)	2.4808 (0.4318)	3.1148 (0.5687)	3.8204 (0.6475)
6	3.5219 (0.5049)	1.7990 (0.2102)	2.5027 (0.3666)	3.1780 (0.4866)	3.8879 (0.5648)
7	3.5910 (0.4445)	1.8647 (0.2355)	2.5900 (0.3834)	3.2868 (0.4880)	4.0049 (0.5505)
8	3.6802 (0.4148)	1.8812 (0.2354)	2.6307 (0.3669)	3.3596 (0.4664)	4.0889 (0.5229)
9	3.7316 (0.3885)	1.8962 (0.2410)	2.6510 (0.3796)	3.4066 (0.4820)	4.1528 (0.5312)
10	3.7708 (0.3570)	1.9331 (0.2611)	2.7012 (0.3999)	3.4776 (0.5028)	4.2408 (0.5519)

注释：样本为 2009 年 1 月 9 日至 2014 年 12 月 31 日每周最后一个交易日的数据，每个选定的剩余期限各有 312 个样本数。该表报告了每个期限的国债收益率与城投债利差的均值与标准差（括号内）。

2. 城投债利差因子的构建

为了将国债收益率和城投债利差进行联合建模，研究其相互影响和风险传导，我们将对城投债利差信息进行综合降维处理。利差曲线有一定的结构特征，不仅有期限的维度，还有信用等级维度，在这两个维度上看，利差动态都蕴藏着很强的共同因素作用。给定信用等级，各城投债利差曲线的第一主成分（PC1）分别能解释该曲线 81.1%、90.2%、91.9%、90.4% 和 91.6% 的方差（见表 4-a）；给定期限，不同信用级别利差的相关度非常高，以具有代表性的 5 年期来看（样本内城投债发行平均期限为 5.33 年），对不同信用级别的利差取均值，则

这个均值序列和各级 5 年期信用利差的相关度高达 0.83-0.98，且这个均值和各利差的第一主成分高度同质，相关度达 0.998（见表 4-b），基本体现相同动态信息。此外，5 年期利差均值和各利差曲线第一主成分的相关度也高达 80.2%-97.8%（表 4-c）。因此，我们选取 5 年期利差均值作为能够反映城投债风险的利差因子，记为 Sp_t 。

表 4-a 各信用级别城投债利差曲线的第一主成分分析结果

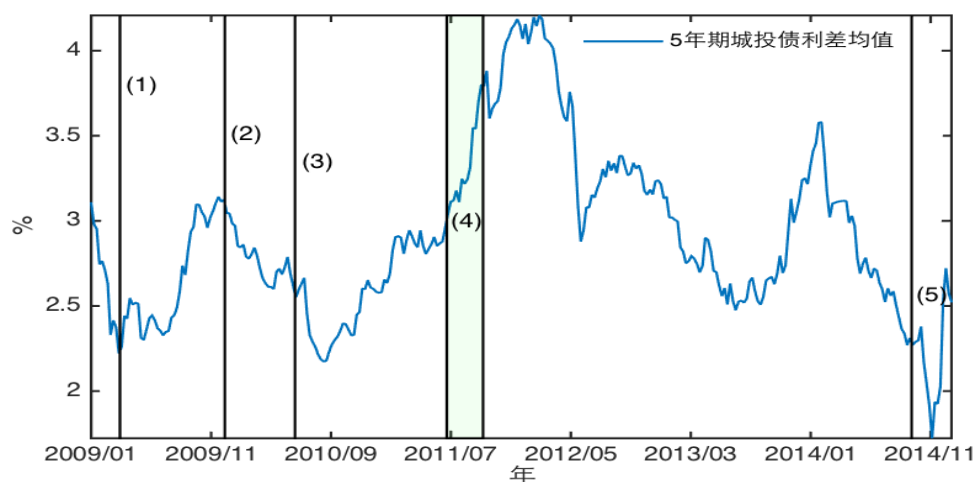
	AAA	AA+	AA	AA(2)	AA-
贡献率	0.811	0.902	0.919	0.904	0.916

表 4-b 各信用级别 5 年期利差与 5 年期利差均值及其第一主成分及的相关系数

相关系数	5 年期利差 PC1	5 年期利差均值	5 年期各级别利差				
			AAA	AA+	AA	AA(2)	AA-
5 年期利差均值	0.998	1.000	0.832	0.977	0.975	0.960	0.970
5 年期利差 PC1	1.000	0.998	0.802	0.967	0.973	0.966	0.978

表 4-c 各信用等级城投债第一主成分与 5 年期利差均值的相关度

相关系数	AAA PC1	AA+ PC1	AA PC1	AA(2) PC1	AA- PC1
5 年期利差均值	0.854	0.957	0.944	0.949	0.943



- (1) 2009年3月23日，中国人民银行联合银监会发布《关于进一步加强信贷结构调整促进国民经济平稳发展的指导意见》，支持有条件的地方政府组建投融资平台，发行企业债、中期票据等融资工具；
- (2) 2009年12月14日，财政部紧急下发文件，要求坚决制止正在发生的地方财政违规担保向社会公众集资的行为，严禁出现新的财政违规担保向社会公众集资的行为；
- (3) 2010年6月10日，国务院发布《关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》；
- (4) 2011年6-9月，云投集团重组传闻得到证实，引爆2011年城投债危机；
- (5) 2014年9月21日，国务院发布《关于加强地方政府性债务管理的意见》。

图 6 城投债5年期利差均值（2009年1月9日-2014年12月31日）

图 6 描绘了城投债风险的代表因子，即 5 年期利差均值。对比该图和前文图 3 中各期限的利差动态，利差因子很好地捕捉了各期限城投债利差的动态，能够反映城投债利差的整体风险。图 6 还标出了一些政策性变化和违约事件，可以发现，在 2009 年支持地方融资

和城投债的政策与 2011 年的违约事件对于市场产生的是放大风险、利差扩大的影响；而在一些整顿市场秩序、加强监管的政策性事件后（如 2、3 和 5），市场风险趋降、利差显著缩小。说明市场能够对信息有效反馈，理性定价城投债风险。

四、国债收益率和城投债利差的无套利 Nelson-Siegel 扩展模型

我们使用 Li 等（2013）提出的无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构扩展模型，对国债收益率和城投债利差进行联合建模。该模型将国债收益率的横截面使用 Nelson-Siegel（NS）三因子来拟合，但是在动态空间里 NS 三因子和城投债利差互为影响，为了保证国债各期限收益率的无套利关系，其风险中性过程的参数做了相应的限定。和 Christensen 等（2011）提出的无套利 Nelson-Siegel 模型不同的是，扩展模型允许加入 NS 收益率曲线因素之外的其它变量，比如这里的利差因子，因而可以灵活地运用于收益率曲线和其它因素关系的研究，或者两条收益率曲线的研究。

1. 模型构造

具体来讲，在我们的无套利模型中，决定国债收益率的状态变量包括描述收益率曲线横截面形状的 NS 利率因子（ $X_t^{NS} = [L_t \ S_t \ C_t]'$ ）以及动态空间中和 NS 因子相互作用的城投债利差因子（ Sp_t ）。模型可以分为以下几个组成部分：

a. 短期无风险利率

短期无风险利率与 Nelson-Siegel 因子的关系由

$$r_t = \delta_0^{NS} + \delta_1^{NS'} X_t^{NS} \quad (1)$$

给出，其中 δ_0^{NS} 为常数且在后文的估计过程中可以设为 0， $\delta_1^{NS'} = \left[1 \ \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} \ \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} - e^{-\lambda} \right]$

为短期利率的因子载荷，而 $X_t^{NS} = [L_t \ S_t \ C_t]'$ 为 NS 三因子，表示收益率的水平、斜率以及曲率因子。 λ 刻画了斜率因子和曲率因子载荷随利率期限的衰减速度。

b. 物理测度下因子间动态关系

物理测度下因子间的动态关系由一阶 VAR 过程

$$X_t = \mu + \Phi X_t + v_t \quad v_t \sim N(0, \Omega) \quad (2)$$

刻画。其中， $X_t = [X_t^{NS'} \ Sp_t]'$ 。

c. 风险中性测度下因子间动态关系

风险中性测度下 NS 因子和城投债利差因子的动态方程由一个带限制条件的一阶 VAR 过程表示如下，

$$\begin{bmatrix} X_t^{NS^Q} \\ Sp_t^Q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu^{NS^Q} \\ \mu^{Sp^Q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi^{NS^Q} & 0 \\ \Phi^{NSp^Q} & \Phi^{Sp^Q} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1}^{NS^Q} \\ Sp_{t-1}^Q \end{bmatrix} + v_t^Q \quad v_t^Q \sim N(0, \Omega) \quad (3)$$

其中， $\mu^{NS^Q} = [\mu^{L^Q} \ 0 \ 0]'$ ， $\Phi^{NS^Q} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & e^{-\lambda} & \lambda e^{-\lambda} \\ 0 & 0 & e^{-\lambda} \end{pmatrix}$ 。

根据 NS 模型的设定，我们可以推导出风险中性测度下 VAR 的系数矩阵右上角为 0，并且由于城投债利差因子不在横截面上解释国债收益率，其对应风险中性测度下的 VAR 参数 μ^{Sp^0} 以及 Φ^{NSp^0} 无法被识别，但是这并不影响利率因子在风险中性测度下的动态的刻画以及预期收益的计算和风险溢价的提取。相反，风险中性测度下的 VAR 动态可以简化为

$$X_t^{NS^0} = \mu^{NS^0} + \Phi^{NS^0} X_{t-1}^{NS^0} + v_t^{NS^0} \quad v_t^{NS^0} \sim N(0, \Omega^{NS}) \quad (4)$$

其中 Ω^{NS} 为式(2)中给出的各因子冲击的协方差矩阵 Ω 中属于利率三因子冲击的部分。

d. 收益率曲线刻画

各期限的收益率曲线可由以下仿射形式给出，

$$\begin{aligned} y_t^n &= a_n^{NS} + b_n^{NS'} X_t^{NS} \\ &= -\frac{1}{n} (A_n^{NS} + B_n^{NS'} X_t^{NS}) \end{aligned} \quad (5)$$

其中

$$\begin{cases} A_{n+1}^{NS} = A_n^{NS} + B_n^{NS'} \mu^{NS^0} + \frac{1}{2} B_n^{NS'} \Omega^{NS} B_n^{NS} + A_1^{NS} \\ B_{n+1}^{NS'} = B_n^{NS'} \Phi^{NS^0} + B_1^{NS'} \end{cases} \quad (6)$$

且 $A_1^{NS} = -\delta_0^{NS}$ ， $B_1^{NS} = -\delta_1^{NS}$ 。

将 $\delta_1^{NS} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} & \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} - e^{-\lambda} \end{bmatrix}$ 和 $\Phi^{NS^0} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & e^{-\lambda} & \lambda e^{-\lambda} \\ 0 & 0 & e^{-\lambda} \end{pmatrix}$ 代入方程(8)的第二个式子中，

我们可以将 B_n^{NS} 化简为 $B_n^{NS} = \begin{bmatrix} -n & -\frac{1-e^{-\lambda n}}{\lambda} & n e^{-\lambda n} - \frac{1-e^{-\lambda n}}{\lambda} \end{bmatrix}$ ，与之相对应，

$b_n^{NS} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda n}}{\lambda n} & \frac{1-e^{-\lambda n}}{\lambda n} - e^{-\lambda n} \end{bmatrix}$ 。收益率的三因子以其相应的系数随期限的变化而得

名。第一个称为水平因子，系数为 1，不随期限改变，基本概括了国债收益率的整体水平变化；第二个是斜率因子，系数由短端为 1，随期限逐渐向零衰减，对短期利率影响大于长期，体现了国债收益率短期与长期利差的周期性变化；第三个是曲度因子，系数先由小变大再逐渐衰减，描述了收益率曲线中部相对于两端的凸度（正值）或凹度（负值）。

e. 预期收益率与风险溢价

无套利 Nelson-Siegel 扩展模型下收益率可以分解为预期收益率和风险溢价。预期收益率是假设如果投资者不存在风险厌恶，债券在市场上所应该定的价格等于未来短期利率的理性预期，反映在我们的模型中，预期收益率曲线可以由物理测度下的 VAR 模型的参数决定如下，

$$\bar{y}_t^n = -\frac{1}{n} (\bar{A}_n + \bar{B}_n' X_t) \quad (7)$$

$$\text{其中, } \begin{cases} \bar{A}_{n+1} = \bar{A}_n + \bar{B}_n \mu + \frac{1}{2} \bar{B}_n' \Omega \bar{B}_n + \bar{A}_1, & \bar{A}_1 = A_1^{NS}, \quad \bar{B}_1 = [B_1^{NS'} \quad 0]' \\ \bar{B}_{n+1} = \bar{B}_n \Phi + \bar{B}_1' \end{cases}$$

相应期限的风险溢价则可表示为观测到的实际利率与预期收益率之差,

$$\begin{aligned} RP_t^n &= y_t^n - \bar{y}_t^n \\ &= \frac{1}{n} \left(\bar{A}_n - A_n^{NS} + \bar{B}_n' X_t - B_n^{NS'} X_t^{NS} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

2. 估计方法

本文采用的估计方法为马尔科夫蒙特卡洛 (MCMC) Gibbs 抽样方法。该方法具有较强的稳健性和一致性, 并且能够提供参数的后验分布, 为生成估计结果的置信区间提供便利。在详述如何进行 MCMC 抽样之前本文先给出模型的计量表达形式和迭代初始值的选取方法。

由式 (1-6) 给出的无套利 Nelson-Siegel 扩展模型的计量表现形式可以写为如下状态空间模型,

$$Y_t = A + B X_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (9)$$

$$X_t = \mu + \Phi X_t + v_t \quad v_t \sim N(0, \Omega) \quad (10)$$

其中, A 和 B 由参数 $\{\mu^{L^0}, \lambda\}$ 以及 Ω 确定, Y_t 为各期限国债收益率组成的列向量。定义 $\Theta_1 = \{\mu^{L^0}, \sigma\}$, $\Theta_2 = \{\mu, \Phi, \Omega\}$, 我们首先采用 Niu & Zeng (2012) 提出的基于多步回归的局部最大似然估计求得的参数估计值作为迭代的初始值, 记为 $\Theta_1^{(0)}$ 和 $\Theta_2^{(0)}$ 。

在迭代初始值选取完成后, MCMC-Gibbs 抽样的迭代步骤可归纳如下,

- (1) 给定 $\Theta_1^{(s-1)}$, $\Theta_2^{(s-1)}$, 抽取 $X_t^{(s)}$ 。由式 (9-10), 我们根据 Koop (2003) 的抽样步骤可以用标准的卡尔曼滤波抽取 $X_t^{(s)}$ 。
- (2) 给定 $\Theta_1^{(s-1)}$, $\Theta_2^{(s-1)}$, $X_t^{(s)}$, 抽取 $\Theta_2^{(s)}$ 。在这一步骤中, 我们需要注意 Ω 不仅影响状态方程 (9), 同时也影响观测方程 (10), 因此我们需要用 Metropolis-Hastings 方法对它进行抽样。
- (3) 给定 $\Theta_1^{(s-1)}$, $\Theta_2^{(s)}$, $X_t^{(s)}$, 抽取 $\Theta_1^{(s)}$ 。在这个过程中, 有两部分参数, 其中 $\sigma^{(s)}$ 可以由伽马逆函数产生, 而剩下的参数同样没有已知的分布, 需要通过 Metropolis-Hastings 方法进行抽样。
- (4) 重复步骤(1-3) 直至一定的样本量保证后验分布收敛。

下面本文将基于无套利 Nelson-Siegel 扩展模型的理论 and 计量框架, 展开实证分析, 研究城投债利差和国债收益率曲线间的相互影响和冲击的传导机制。

五、实证结果与分析

本节首先汇报无套利 Nelson-Siegel 扩展模型的参数估计结果和模型的拟合精度, 接着分析城投债利差因子和收益率的脉冲响应和方差分解, 最后对收益率进行分解, 讨论城投债利差风险对预期收益和风险溢价的影响。因为原始数据是以百分之一作为基本单位的年化即期收益率, 而我们的无套利模型选择的是以1周作为单位时间, 因此我们将原始数据除以5200进行单位转换。本文给出的实证结果基于10万次MCMC迭代抽样并去除前5万次后所给出的

分布计算得出。后验分布通过收敛测试，更多次数的迭代后生成的结果与此并无二致。

1. 估计结果与拟合精度

依据第三部分给出的MCMC-Gibbs抽样方法，我们首先估计出模型的参数，提取了国债收益率的无套利条件下的三个NS因子。图7展示了根据模型提取的水平、斜率和曲度因子，并报告了利差因子。可以发现，国债三因子和城投债利差因子的动态变化没有表现出趋势上的相关性。其动态联系需要进一步借助模型参数估计及推断来研究。

表 5 模型参数估计结果

Θ_1	μ^{L^0}	λ	σ
	[5%, 95%]	[5%, 95%]	[5%, 95%]
	-9.02E-07*** [-1.0E-06, -6.6E-07]	5.70E-03*** [5.2E-03, 6.1E-03]	9.86E-06*** [9.7E-06, 1.0E-05]

Θ_2		L	S	C	Sp
	μ	[5%, 95%]	1.11E-04** [3.9E-05, 1.9E-04]	-3.05E-05 [-1.2E-04, 5.1E-05]	-3.10E-04** [-5.6E-04, -6.7E-05]
Φ	[5%, 95%]	0.921*** [0.87, 0.98]	-0.004 [-0.02, 4.8E-3]	0.003 [-9.1E-03, 0.01]	0.008 [-0.02, 0.02]
		0.003 [-0.04, 0.07]	0.994*** [0.98, 1.00]	0.003 [-0.01, 0.02]	-0.037** [-0.07, -3.8E-3]
		0.206** [0.03, 0.34]	0.000 [-0.04, 0.05]	0.952*** [0.91, 0.97]	-0.025 [-0.11, 0.05]
		0.002 [-0.04, 0.04]	0.010* [0.00, 0.02]	0.011* [3.1E-3, 0.02]	0.981*** [0.96, 1.00]
Ω	[5%, 95%]	7.55E-10*** [5.1E-10, 1.1E-09]	-4.99E-10*** [-8.0E-10, -3.0E-10]	-2.05E-09*** [-3.0E-09, -1.4E-09]	8.30E-11* [8.6E-12, 1.7E-10]
		-4.99E-10*** [-8.0E-10, -3.0E-10]	9.68E-10*** [7.6E-10, 1.2E-09]	8.72E-10*** [2.98E-10, 1.7E-09]	-4.92E-11 [-1.3E-11, 2.2E-11]
		-2.05E-09*** [-3.0E-09, -1.4E-09]	8.72E-10*** [2.98E-10, 1.7E-09]	8.00E-09*** [6.1E-9, 1.1E-08]	-3.59E-10*** [-5.8E-10, -1.5E-10]
		8.30E-11* [8.6E-12, 1.7E-10]	-4.92E-11 [-1.3E-11, 2.2E-11]	-3.59E-10*** [-5.8E-10, -1.5E-10]	3.01E-10*** [2.6E-10, 3.5E-10]

注释：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著不等于0。

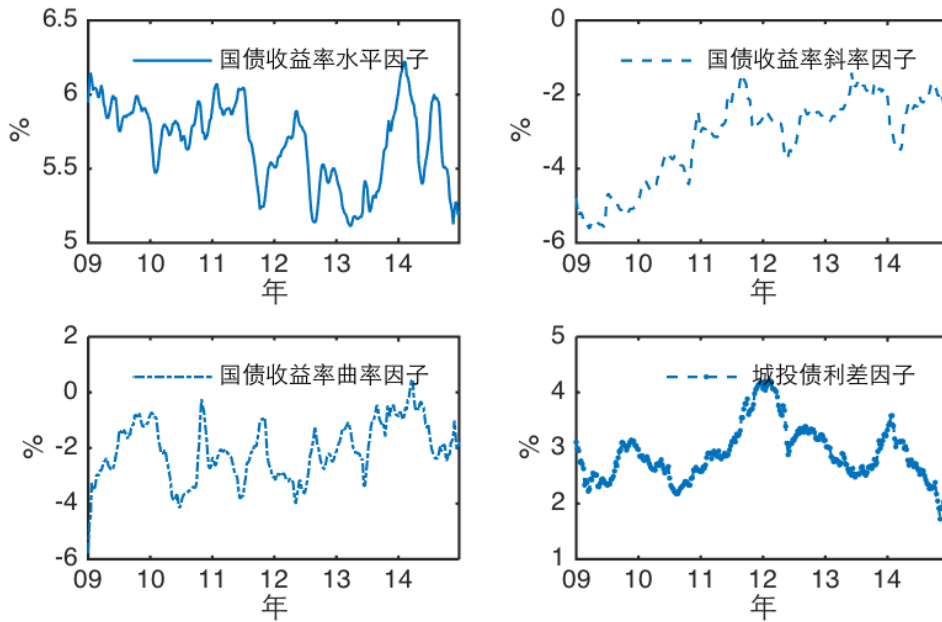


图 7 模型中提取的三个国债收益率因子和利差因子

表 5 报告了模型的参数估计。 λ 数值对应于周化数据，转化成年化数据约为 0.31，说明曲率因子在 5.5 年期上达到峰值。从表 5 中给出的系数矩阵 Φ 中可以看出，在 95% 的置信水平下，城投债利差因子的一阶滞后项对斜率因子有显著的负向作用，而在 90% 的置信水平下，收益率的曲率因子的一阶滞后项能够显著正向影响利差因子。模型估计出来的协方差矩阵 Ω 表明国债各利率因子间的冲击显著相关，而利差因子冲击与国债曲率因子冲击显著负相关并与水平因子的冲击微弱正相关。

表 6 国债各期限收益率样本内拟合效果

期限（年）	误差均值	标准差	平均绝对差	均方根误差
1	0.256	4.347	3.602	4.348
2	-0.563	6.720	5.416	6.732
3	0.083	4.829	3.655	4.822
4	-0.795	3.926	2.949	4.000
5	2.920	5.177	4.981	5.936
6	-2.219	5.048	4.351	5.507
7	0.606	3.385	2.720	3.434
8	-0.640	3.252	2.531	3.310
9	0.038	2.101	1.562	2.098
10	0.306	3.879	2.989	3.885
均值	-0.001	4.267	3.476	4.407

注释：本表中的误差的单位为基点(bps)。

接着本文汇报无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构扩展模型对国债收益率曲线的拟合效果。表 6 给出了 1-10 年期国债收益率拟合结果与真实值之间的误差均值、标准差、平均绝对值误差以及均方根误差。首先，各期限收益率的误差均值都很小，平均误差均值几乎为 0；其次，衡量拟合效果的其它三个指标对于大多数期限的收益率都小于 5 个基点，最大也只达到 6.7 个基点，平均在 4 个基点左右。因此，该模型对国债收益率曲线具有较优的拟合效果。

在保证了对收益率数据较好的拟合优度的前提下，本文接下来进一步分析城投债利差因子与收益率因子间的影响机制。

2. 脉冲响应分析

本节采用基于广义乔莱斯基（Cholesky）分解的脉冲响应函数分析国债收益率曲线三因子与城投债利差因子之间的冲击影响。本文给出的脉冲响应图中黑色虚线包含的区域是置信水平为90%的置信域，横轴表示104周（两年）的响应时间。

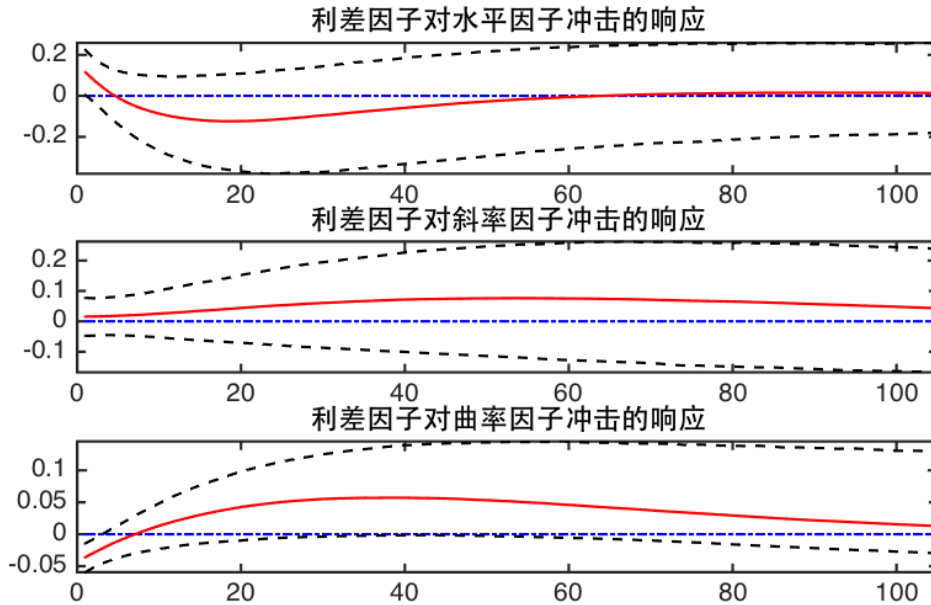


图 8 利差因子对收益率因子冲击的响应函数

a. 利差因子对收益率因子冲击的脉冲响应

图 8 描绘了利差因子对水平因子、斜率因子以及曲率因子 1 单位标准差（水平因子、斜率因子和曲率因子 1 单位标准差分别相当于 14.3、16.2 和 46.5 个基点）正向冲击的脉冲响应函数。首先，从该图中可以看出，城投债 5 年期利差因子对于国债水平和斜率因子的冲击没有显著地响应，说明城投债利率随国债利率的整体水平和斜率同幅度变化，而两者之间的差距—利差—没有显著变化；但是对于曲率因子的正向冲击有显著反馈。这是因为曲率因子的正向冲击代表收益率曲线凸起、且中期期限显著高于两端，对处于中期的 5 年期利差因子有较强影响。首先在初始几周下降，继而显著上升，峰值达到 0.05-0.06 个单位曲率冲击标准差（约为 2.3-2.8 个基点）并显著持续为正达 50 周（即冲击后一年左右）。说明 5 年期利差对于国债利率中期风险较为敏感。

b. 收益率因子及收益率对利差因子冲击的响应

接下来，本文探讨城投债利差风险是如何影响收益率因子继而影响国债整体收益率的。图 9 中各收益率因子对城投债利差因子 1 单位标准差（利差因子 1 单位标准差相当于 9.0 个基点）的正向冲击做出的脉冲响应表明，国债收益率水平因子和曲率因子受城投债利差因子冲击的影响并不显著，而斜率因子则受到较为持续的负向影响。由于我国的国债利率期限结构长期高于短期，因此代表短期利率与长期利率之差的斜率因子为负，斜率因子减少意味着长短期利差增大。市场上关于城投债的负面消息，如违约案例、地方政府信用危机等，一般来说是城投债利差正向冲击的来源，此时，投资者会大量抛售手中的城投债，转而去投资期限较短、更为安全的短期国债，从而压低短期国债的回报率，进而扩大长短期利差。

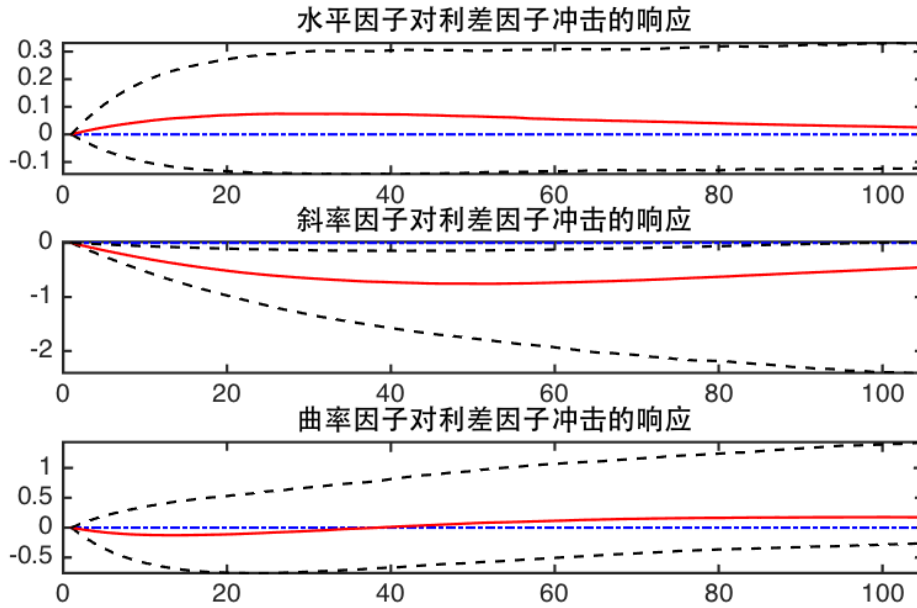


图 9 收益率因子对利差因子冲击的响应函数

得出国债收益率因子对城投债利差的冲击反应后，根据方程（7）可以进一步计算出国债收益率对城投债利差的冲击反应，如图 10 所示。各期限的收益率对利差因子正冲击的响应函数进一步印证了图 9 中斜率因子的负向反馈。比较图 10 中 1年期、5年期和10年期收益率的脉冲响应可以发现，城投债利差因子的扩大能够显著地压低国债收益率，特别是短中期国债收益率。对于1年期的国债收益率来说，这样的下压效果能够持续1年半以上，峰值出现在1年左右达-0.5个单位利差因子冲击标准差（约为-4.5个基点）；对于5年期的国债收益率，下压效果大概持续1年左右，最值达-0.3个单位利差因子冲击标准差（约为-2.7个基点）；而10年期的国债收益的响应函数均值方向为负但显著性较低。

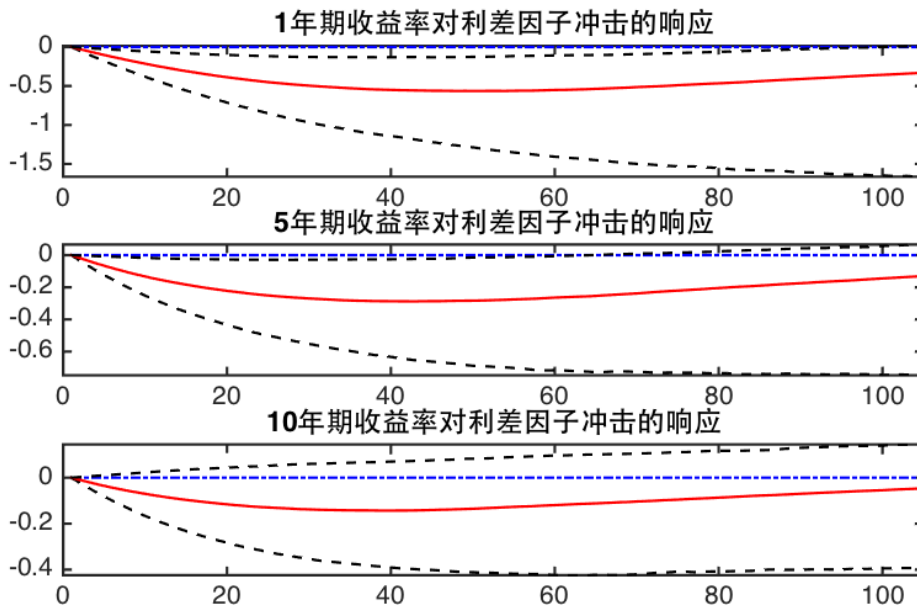


图 10 不同期限国债收益率对利差因子冲击的响应函数

3. 方差分解

本节内容主要对国债收益率因子、城投债利差因子以及各期限国债收益率进行方差分

解，研究不同因子对其他因子以及收益率曲线波动的影响比重。

表 7 收益率因子与城投债利差因子的方差分解

因子	向前预测（月）	L	S	C	Sp
L	3	99.15	0.49	0.24	0.11
	12	94.07	3.33	1.04	1.55
	60	89.77	4.70	1.70	3.83
S	3	20.13	77.30	0.84	1.73
	12	15.76	66.08	1.20	16.95
	60	13.45	52.44	3.80	30.31
C	3	28.97	11.14	59.66	0.23
	12	29.54	11.13	58.29	1.04
	60	30.31	11.78	56.47	1.44
Sp	3	0.92	0.19	1.60	97.29
	12	1.34	1.22	15.20	82.23
	60	1.81	4.97	19.98	73.24

注释：表中的结果是百分比数据。

a. 收益率因子与利差因子方差分解

从表 7 的收益率因子和利差因子的方差分解结果可以看出，各因子的波动主要受到自身冲击的影响。城投债利差因子对水平因子和曲率因子的波动解释微弱，短期时其方差贡献只有千分之一二；而对于斜率因子的波动，城投债利差因子的方差贡献在长期时超过30%，在短期时为2%左右，远远大于对水平因子和曲率因子的贡献。与脉冲响应分析结果相一致，收益率因子中曲率因子对城投债利差的长期波动贡献最大，达到20%，而水平因子和斜率因子的贡献甚微。

表 8 各期限收益率的方差分解

收益率	向前预测（月）	L	S	C	Sp
1 年期	3	0.34	81.63	15.72	2.30
	12	1.03	68.08	10.33	20.55
	60	3.10	53.17	9.56	34.17
5 年期	3	2.16	17.64	78.38	1.82
	12	5.45	26.32	51.57	16.66
	60	5.05	25.49	41.61	27.85
10 年期	3	23.44	3.24	72.51	0.82
	12	29.49	6.70	56.03	7.79
	60	27.65	7.47	51.45	13.43

注释：表中的结果是百分比数据。

b. 各期限收益率方差分解

表 8 给出了1年期、5年期和10年期的收益率在各因子上的方差分解。分解结果表明，国债收益率的波动主要由收益率因子的波动导致，但是城投债利差因子对收益波动特别是期限较短的收益率波动有一定的贡献，并且随着预测期限的增加，方差分解的占比也在增加。这表明城投债利差因子能够影响短期国债收益率的长期波动。具体而言，城投债利差因子对1年期国债收益的长期波动的方差贡献达到34%，对10年期国债收益率的长期波动的解释力约为13%。这与国债收益率对利差冲击的脉冲响应函数的分析结果也是相吻合的，即利差风险对短期国债收益率的影响大于其对长期国债收益率的影响。

4. 收益率的预期和风险溢价分解

采用无套利Nelson-Siegel模型对国债收益率建模，我们还可以对收益率分解成收益预期部分和风险溢价。图11-a)是国债收益率风险溢价部分在城投债因子上的系数估计中值以及90%置信区间。城投债利差在国债收益率的风险溢价中的作用是正值，对短期影响较大，随期限增加变小，但其置信区间也扩大，表现出分布的不对称性。按照模型估计，可将国债收益率因城投债利差产生的风险溢价部分分解出来，图11-b)显示了1年期、5年期和10年期收益率因城投债利差产生的风险溢价时间序列，可以看出，1年期国债收益率的城投债风险溢价基本在120个基点（1.2%）以上，5年期和10年期溢价平均达80和40个基点。

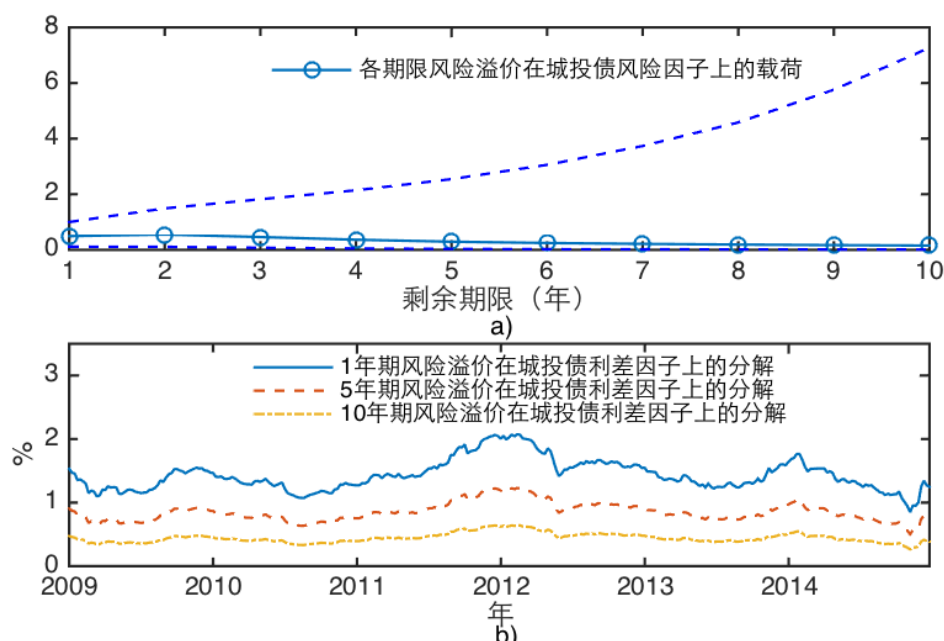


图 11-a) 不同期限风险溢价在城投债利差因子上的载荷

11-b) 不同期限风险溢价在城投债利差因子上的分解

综合以上结果分析，我们可以归结出城投债利差因子通过两个渠道影响国债收益率，即对收益预期的负向影响和对风险溢价的正向影响。一方面，当城投债利差扩大，信用风险增加，因为“逃往安全港（flight to quality）”的原因，使得国债的替代性升高，需求增加，价格升高，进而降低国债收益率的收益预期部分，使得国债收益率的长短期利差加大；另一方面，城投债利差扩大表明政府的隐性债务上升，中央政府财政可能会受到地方债务拖累的概率增加，短期内市场要求的国债风险补偿增加，因而抬高短期债券的风险溢价。

六、结论

本文主要研究了城投债信用利差与国债收益率的相互关系，从而将国债市场与地方债券市场联系起来。首先，本文梳理和总结了国内外的相关文献，阐述了前人对国债收益率与城投债信用利差的相关性研究。接着，本文基于更严谨的无套利Nelson-Siegel扩展模型对中国国债收益率曲线建立了一个包含城投债利差因子的联合模型，该模型除了在无套利理论上能够很好的拟合中国国债收益率曲线外，还可以用于研究城投债风险与收益率因子之间的动态关系，并且能够用于研究城投债风险的暴露对国债预期收益以及风险溢价的影响。

本文主要估计结果显示：国债曲率因子的正向冲击会使得城投债5年期利差短时下降，继而持续小幅上升，增加风险暴露；城投债利差风险主要通过降低国债收益率的斜率因子使得收益率整体下行且对中短端的影响更显著持久，表明国债作为国内债市最安全资产的替代

性作用和相对流动性较强；此外，城投债利差风险虽然会使国债的预期收益率降低、价格上升，但同时会抬高国债收益率隐含的短期风险溢价。

分析结果表明，城投债作为地方性债务的一部分，虽然增长过快，但其利差随信用级别和事件变化能够反映市场化的定价机制，同时为我们研究其对债市基准，即国债的风险传导提供了丰富信息。一方面，国债因其安全性对信用较差的城投债具有替代性，表现为城投债信用利差扩大推高中短期国债价格、降低中短期国债利率；另一方面，市场对城投债的风险判断也反映在国债的风险溢价里，城投债风险上升导致地方政府债务负担加重，在现有体制下最终会形成在中央政府的隐性财务负担。因此，2014年底中央政府旨在控制债务风险推出的一系列地方债清理整顿措施，以及地方债试点工作的开展，得到市场积极反应，城投债利差迅速降低。由此看出，有关部门既应控制地方债风险，又应借力透明的市场化机制规范发展地方债。

参考文献

- 戴国强、孙新宝，2011：《我国企业债券信用利差宏观决定因素研究》，《财经研究》第12期62-71页。
- 丁志国、徐德财、李雯宁，2014：《宏观经济因素影响利率期限结构的稳定性判别》，《数量经济技术经济研究》第9期56-74页。
- 范剑勇，莫家伟，2014：《地方债务，土地市场与地区工业增长》，《经济研究》第1期41-55页。
- 龚强、王俊、贾坤，2011：《财政分权视角下的地方政府债务研究：一个综述》，《经济研究》第7期144-156页。
- 郭玉清，2011：《逾期债务，风险状况与中国财政安全》，《经济研究》第8期38-50页。
- 齐天翔、葛鹤军、蒙震，2012：《基于信用利差的中国城投债券信用风险分析》，《投资研究》第1期15-24页。
- 孙辉，2004：《中国准市政债券的特征及其成因分析》，《金融研究》第11期62-66页。
- 王克强、胡海生、刘红梅，2012：《中国地方土地财政收入增长影响因素实证研究——基于1995-2008年中国省际面板数据的分析》，《财政研究》第4期112-122页。
- 王兴安、解文增、余文龙，2014：《中国公司债利差的构成及影响因素实证分析》，《管理科学学报》第15卷第5期32-41页。
- 王宇，2013：《我国企业债信用利差宏观影响因素实证检验》，《债券》第11期38-42页。
- 徐高、王艺伟，2013：《虽有坎坷，但路还要走下去——城投债深度研究》，《金融发展评论》第3期70-98页。
- 张燃，2008：《信用价差变化的决定因素——一个宏观视角》，《当代财经》第9期62-83页。
- 张雯，2011：《我国城投债信用风险及其影响因素研究》，成都：西南财经大学。
- Ang, A., J. Bai, and H. Zhou, 2015, "The Great Wall of Debt: The Cross Section of Chinese Local Government Credit Spreads," Georgetown McDonough School of Business Research Paper.
- Ang, A. and M. Piazzesi, 2003, "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics*, 50(4), 745-787.
- Christensen, J. H., F. X. Diebold and G. D. Rudebusch, 2011, "The Affine Arbitrage-Free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models," *Journal of Econometrics*, 164(1), 4-20.
- Dai, Q. and K. J. Singleton, 2002, "Expectation Puzzles, Time-Varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 63(3), 415-441.
- Diebold, F. X., and C. Li, 2006, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch and S. B. Aruoba, 2005, "The Macroeconomy and the Yield Curve: a Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 309-388.

Duffee, G. R., 1998, "The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads," *Journal of Finance*, 153(6), 2225-2241.

Koop, G., 2003, *Bayesian Econometrics*, Published by Wiley.

Li, C., L. Niu and G. Zeng, 2011, "A Generalized Arbitrage-Free Nelson-Siegel Term Structure Model with Macroeconomic Fundamentals," Available at SSRN 1787262.

Longstaff, F. A. and E. S. Schwartz, 1995, "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt," *Journal of Finance*, 50(3), 789-820.

Merton, R.C., 1974, "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29(2), 449-470.

Nelson, C. R. and A. F. Siegel, 1987, "Parsimonious Modelling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60(4), 473-489.

Niu, L. and G. Zeng, 2011, "The Discrete-Time Framework of the Arbitrage-Free Nelson-Siegel Class of Term Structure Models," WISE working paper, Xiamen University.

Taylor, J.B., 1993, "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

Vasicek, O., 1977, "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5(2), 177-188.

The Joint Dynamics and Risk Transmission between Chengtou Bond Spreads and Treasury Yields in China

Linlin Niu, Zhiwu Hong and Ye Li

(The Wang Yanan Institute for Studies in Economics (WISE), Xiamen University)

Abstract: China's local government debt financing grows rapidly featuring surging chengtou bond issuance and risk exposure since the global financial crisis in 2008. The accumulation of local government debt poses systemic risks to China's fiscal and financial systems. Using weekly data from the beginning of 2009 to the end of 2014, this paper studies the joint dynamics and risk transmission mechanism between chengtou bond spreads and treasury yields under the framework of the extended no-arbitrage Nelson-Seigel term structure model, which guarantees the no-arbitrage relationship between treasury yields of different maturities. The results of this paper show that the chengtou bonds indeed exhibit considerable local risks and can lead to systemic risk of the treasury bonds, such that the treasury yields have significant component of risk premium due to chengtou bond risk. On the other hand, as the most safe asset in China at present, the treasury yields with short-to-medium maturities decrease as a result of the "fly-to-safety" effect when the chengtou bond risk increases. Meanwhile, the dynamics of chengtou bond spreads reflect the market-oriented risk pricing by investors on credit and liquidity risks under limitations of the government implicit guarantee. Under this condition, it is the right timing to reasonably standardize and institutionalize the local government bond market with transparent market mechanism.

Key Words: Chengtou Bond Spread; Local Government Debt; Treasury Yield; Extended No-Arbitrage Nelson-Siegel Model

JEL Classification: C15, E43, G12