

中国金融市场发展与政府债务风险

——兼论财政政策联动性

庞晓波^{1,2}, 李丹²

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012;

2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要:文章在梳理我国金融市场发展对政府债务风险影响机理的基础上,基于“经济—财政—金融”一体的框架探究了两者的具体作用机制,并通过敏感度分析与财政反应函数分析了这一机制与财政政策调整间的联动性。研究发现,现阶段我国金融市场发展主要通过“筹资能力”^①影响政府债务可持续性,无论是长期均衡还是短期动态调整均表现出改善政府融资环境的积极效应,且不易受财政政策冲击,可缓解经济景气变化所引起的政府债务风险长期均衡波动,实现对周期性风险波动的主动防控。同时,结合我国初现“财政疲劳”的现实,金融市场发展有助于实现财政调整的良性循环,扩大政策回旋空间,缓解潜在风险波动。此外,历史上较大危机后,我国不同财政防范措施造成了政府债务风险短期波动的显著差异。

关键词:政府债务风险;金融市场发展;财政政策

中图分类号:F812.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)03-0057-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.03.005

一、引言

随着我国市场改革的深入,金融市场面临关键调整,由于原有金融形态可能不能满足金融市场化发展要求,金融市场化改革经常伴随金融市场的大幅波动,并可能引发系统性风险,从而对经济产生一定影响。此前,我国金融市场和资本市场经历了一定的波动,随后上海证券交易所发布《关于就指数熔断相关规定公开征求意见的通知》(上证公告[2015]25号),经中国证监会同意,沪深交易所和中国金融期货交易所拟在保留现有个股涨跌幅制度的前提下,引入指数熔断机制,防止市场大幅波动。^②因此,在经济层面讨论一些问题时,金融市场发展这一重大背景是不容忽视的。政府债务风险是一个贯穿“经济—财政—金融”的综合命题,当前在我国保持货币政策松紧适度的情况下,政府倾向于发挥积极财政政策对实体经济的支撑作用,促进经济提质增效。那么,在转型改革的关键期,结合宏观经济走势和

收稿日期:2016-08-01

基金项目:国家社会科学基金项目“全球经济复杂网络结构下金融危机适应性免疫研究”(16BJY161)

作者简介:庞晓波(1955—),男,吉林榆树人,吉林大学数量经济研究中心、商学院教授,博士生导师;

李丹(1990—)(通讯作者),女,河南濮阳人,吉林大学商学院博士研究生。

^①伏润民等(2012)指出,可从维持平衡、筹资能力和偿债能力三个视角理解政府债务可持续性,其中筹资能力视角倾向于以“政府融资可行性”为着力点分析政府债务风险。

^②熔断机制自2016年1月1日起正式实施,由于我国金融市场发展尚不够成熟,这一机制出现明显的水土不服,未达到稳定市场运行的预期效果。同时,考虑到熔断机制的“磁吸效应”,权衡利弊,现阶段实施熔断机制的负面效应大于正面效应,证监会于2016年1月8日暂停实施这一机制。

财政政策导向,探究金融市场发展影响政府债务风险的机制,以及这一机制与财政政策调整间的联动性,不仅有益于防控宏观金融风险,也可为我国经济转型升级创造稳定的经济环境。

学界普遍认为金融市场发展具有改善资源配置的核心功能,并通过创造流动性、分散风险、搜寻信息以及改善融资结构等促进长期经济增长(白钦先和谭庆华,2006)。同时,经济增长是影响政府债务风险的一个主要因素(马拴友,2001),因此金融市场发展会通过经济增长渠道影响政府债务风险。而 Levine 和 Zervos(1998)、Beck 和 Levine(2004)以及 Wu 等(2010)基于跨国数据的分析表明,股票市场发展与经济增长间存在因果关系;Arestis 等(2001)利用不同国家的时间序列数据,发现股票市场对经济增长的影响较弱,跨国回归分析中股票市场对经济增长的影响可能被夸大。结合我国金融市场发展的阶段性,其通过经济增长途径影响政府债务风险的力度有限(谈儒勇,1999;赵振全和薛丰慧,2004)。

目前,国内鲜有文献将金融市场发展的影响系统地纳入政府债务风险分析中。本文从金融市场流动性角度,探讨了我国金融市场发展影响政府债务风险的直接渠道。首先,金融市场流动性是保障金融资产价格相对稳定的重要基础,债券价格稳定有助于降低政府债务风险,从而存在价格影响渠道。Hall(2014)在考察美国财政稳定性时指出,稳定的债券价格能够降低政府债务风险的波动性;庞晓波和李丹(2015)引入经济不确定性,分析我国政府债务风险时同样证实了这一点,即债券价格的稳定确实能够缓解风险过度波动,尤其是在经济低迷时。其次,金融市场发展可以改善中央政府融资环境,特别是股票市场的流动性对金融体系的稳定发展具有重要作用,也是保障资本市场体系长期稳定有效的基础。国债市场和股票市场是两个重要的直接融资市场,两者相互联系、相互补充、相互制约(彭小泉,2000),股票市场充足的流动性能够保障良好的政府债务融资环境,降低政府债务融资成本及利息负担。同时,考虑到金融危机期间股票市场和债券市场的流动性比正常市场状况下会表现出更加显著的关联性(Chordia 等,2001),充足的金融市场流动性可提高债券市场稳定性及抵抗外部冲击的能力,并通过降低市场交易成本和系统性风险来缓解政府债务压力。最后,我国地方债和金融市场发展间的关联更加紧密,金融市场作为公共资金配置体系的辅助渠道,在缓解地方政府融资压力和到期偿付压力方面扮演着重要角色。王永钦等(2016)指出,金融市场是否对城投债风险恰当定价,是估算我国地方政府债务违约风险的重要前提。同时,金融市场流动性也是化解我国地方债问题的重要现实出口,财政部发布债券置换计划,将金融市场上的一部分高成本到期债务转换为利率较低的地方政府债,以缓解地方债到期偿付压力,维持经济平稳增长。此外,将银行贷款证券化并配合现有城投债存量,通过金融市场流动性来初步化解我国地方债务问题,同样具有较强的现实意义。相反,金融发展不足则可能限制地方政府在市场上寻找化解债务包袱的金融渠道,从而不利于风险的疏控。

我国市场改革正处于深水区,金融市场特别是股票市场是政府调控改革的主要发力点,因而金融市场流动性与政府债务风险间的关联有待深入探究。本文将基于我国金融市场化改革这一重大背景,结合宏观调控的财政政策导向,分析金融市场发展影响政府债务风险的具体机制,并考察其与财政调控的联动性。

本文的研究贡献主要体现在:第一,虽然较多文献涉及政府债务与金融市场间的关联性,但鲜有研究系统分析金融市场影响我国政府债务风险的渠道,本文则从金融市场流动性角度系统梳理了金融市场发展影响政府债务风险的机理;第二,我国政府债务风险是一个涉及经济—财政—金融的综合命题,本文引入宏观经济不确定性,对现有的政府债务风险研究进行了拓展,并通过影响机制与财政政策调整联动性分析,为政府防范宏观金融风险及制定

出台相关政策提供了可靠参考。

本文余下内容的结构安排如下：第二部分基于理论梳理构建相应模型，并对关键变量选取及数据使用进行说明；第三部分通过长期均衡分析和短期动态调整情况来探讨金融市场流动性影响政府债务风险的具体机制；第四部分基于敏感度分析与财政反应函数来考察这一机制与财政调整间的联动性；第五部分为结论与政策启示。

二、模型构建与变量选取

(一)模型构建

本文主要从金融市场流动性角度分析金融市场发展与政府债务风险间的动态关系，并探讨这一机制与财政调整间的联动性。模型主要包含两个部分：第一，通过金融市场流动性和政府债务风险间的长期均衡关系和短期动态调整情况来分析两者间的影响机制；第二，通过敏感度分析与财政反应函数来探讨这一机制与财政调整间的联动性。

1. 模型构建。本文引入经济景气变化、^①经济增长以及政府财政支出比率，探究金融市场发展与政府债务风险的长期均衡关系和短期动态调整情况。首先，基于政府债务负担率(b_t)、股票交易额/GDP(x_{1t})、政府财政支出比率(x_{2t})、经济增长率(x_{3t})和经济景气变化(D_{it})五个变量，构建如下的政府债务风险长期均衡模型：

$$b_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 D_{it} + ecm_t \quad (1)$$

其中， x_{1t} 表示金融市场发展水平， x_{2t} 、 x_{3t} 和 D_{it} 为主要解释变量， ecm_t 为残差。然后，在存在长期均衡关系的基础上，采用如下的误差修正模型，分析风险的短期动态调整情况：

$$\Delta(b_t, x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, D_{it}) = \alpha ecm_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta(b_{t-j}, x_{1t-j}, x_{2t-j}, x_{3t-j}, D_{it}) + \eta_t \quad (2)$$

其中， ecm_{t-1} 为误差修正项，反映变量之间的长期均衡关系；系数矩阵 α 反映变量偏离长期均衡状态时回到均衡状态的调整速度；解释变量差分项的系数反映各变量的短期波动对因变量短期变化的影响，可剔除不显著的滞后差分项。

2. 影响机制与财政调整联动性分析。首先，探究财政调整对金融市场发展与政府债务风险的弹性关系是否存在显著影响，将非线性关系引入到金融市场发展与政府债务风险的敏感度分析中，考察是否存在财政支出相对规模的门限效应。本文建立了如下的对数门限回归模型：

$$\ln(b_t) = (\beta_{01} + \beta_{11} \ln(x_{1t}) + \beta_{21} \ln(x_{2t}) + \beta_{31} \ln(x_{3t}) + \beta_{41} D_{it}) I(q_t \leq \lambda) + (\beta_{02} + \beta_{12} \ln(x_{1t}) + \beta_{22} \ln(x_{2t}) + \beta_{32} \ln(x_{3t}) + \beta_{42} D_{it}) I(q_t > \lambda) + \epsilon_t \quad (3)$$

其中， q_t 为门限变量，采用财政支出相对规模的对数值； $I(\cdot)$ 为指示函数， $q_t \leq \lambda$ 时取1，否则取0； ϵ_t 表示残差项， λ 表示 q_t 的门限值。如果政府债务风险对金融市场发展的敏感性变化存在显著的财政支出比率门限效应，则政府在调整相关政策时应考虑其通过金融市场对政府债务可持续性可能产生的影响；如果不存在显著的结构变化，则说明现阶段财政调整对该机制的影响相对较弱。

其次，考虑到“财政疲劳”现象在我国客观存在(唐文进等,2014)，基于Ghosh等(2013)提出的理论框架，分析金融市场发展与政府债务风险间的作用机制对财政调整的影响。本文构建了如下的非线性财政反应函数：

$$pd_t = f_1(b_{t-1}) + \eta X_t + \mu_t \quad (4)$$

^①Mendoza和Oviedo(2009)提出在政府债务风险研究中应引入宏观经济不确定性，即考虑不同经济状态对风险的影响；Hall(2014)以及庞晓波和李丹(2015)同样指出，经济景气变化是影响政府债务风险长期变化趋势的关键变量。

其中, pd_t 为基本赤字率, $f_1(b_{t-1})$ 为关于 b_{t-1} 的连续有界的三次函数; X_t 表示除债务负担率外影响基本赤字率的其他可能因素, 如经济增长率、金融市场发展以及经济景气变化等。

(二) 变量选取与数据说明

1. 变量选取。本文的分析主要涉及政府债务风险和金融市场发展的合理测度。其中, 我们采用政府债务负担率来分析我国政府债务风险, 政府债务涵盖中央政府债务和地方政府性债务, 是一个广义范畴。鉴于我国财政体制中存在的现实问题, 中央政府实为地方政府债务的最后担保人, 且存在地方政府债务风险通过金融渠道倒逼中央政府的可能性, 政府债务风险分析中有必要考虑地方政府债务的非独立性和转嫁性, 因而使用广义范畴下的政府债务进行风险分析是符合我国实际的(庞晓波和李丹, 2015)。

本文旨在探索金融市场流动性与政府债务风险间的关系, 指标选取集中于金融市场发展指标体系。Demirgüç-Kunt 和 Levine(1996) 主要使用股市规模和股市流动性来衡量金融市场发展水平。金融市场发展的核心在于股票市场流动性, 在金融领域对于政府债券市场的认识也是以股票市场的流动性为基础的(李扬, 2003), 因此本文采用股市流动性指标作为金融市场发展的代理变量。具体地, 我们采用股票交易额/GDP, 一方面, 该指标与其他大部分金融发展指标的相关度不高, 具有一定的不可替代性; 另一方面, 该指标与通常反映金融市场发展的规模指标——股票市值/GDP 以及另一流动性指标——股票市场周转率(股票交易总额/股票市值)^① 的相关性较高, 在同类指标中具有较强的替代性。

2. 数据说明。本文选取 1990—2012 年的年度数据,^② 统计数据主要来自 Wind 数据库、中国统计年鉴、中国人民银行以及国家审计署。相关变量说明如下: (1) 政府债务负担率 (b_t): 等于政府债务/GDP, 其中政府债务涵盖中央政府债务和地方政府债务, 中央政府债务使用国债余额, 地方政府债务使用国家审计署审计报告中的地方政府性债务数据; (2) 金融市场发展水平 (x_{1t}): 等于股票交易额/GDP, 属于金融市场流动性指标; (3) 财政支出比率 (x_{2t}): 等于全国财政支出/GDP, 在一定程度上反映财政政策导向; (4) 经济增长率 (x_{3t}): 采用以 1990 年为基期的实际 GDP 增长率; (5) 经济景气情况 (D_{it}): 虚拟变量, 当经济处于常态时取值为 1, 否则为 0, 具体可参见庞晓波和李丹(2015); (6) 基本赤字率 (pd_t): 等于基本赤字/GDP, 其中基本赤字是指不包含债务利息支出的赤字。

三、我国金融市场发展影响政府债务风险的机制分析

本文将从长期均衡关系和短期动态调整情况两个方面来探究我国金融市场流动性影响政府债务风险的具体机制。我们首先对模型中变量进行了 ADF 平稳性检验, 经济增长率及所有变量对数值均在 5% 的显著性水平上平稳, 政府债务负担率、股票交易额/GDP、财政支出比率以及基本赤字率均在 5% 的显著性水平上为 $I(1)$ 过程。

(一) 长期均衡关系。式(1)中除了实际经济增长率平稳外, b_t 、 x_{1t} 和 x_{2t} 均为 $I(1)$ 过程。我们对 b_t 、 x_{1t} 、 x_{2t} 和 D_{it} 进行了 JJ 协整检验, 迹检验和最大特征根检验均表明 b_t 、 x_{1t} 、 x_{2t} 和 D_{it} 间存在协整关系, 协整向量 $\hat{\beta} = (1, -0.588, -1.717, 0.369)$ 。这表明我国政府债务风险与金融市场发展水平、财政支出比率和经济景气变化之间确实存在某种长期均衡关系, 即在

^① 鉴于中国股票市场尚未进入稳定发展期, 股市周转率指标在我国的适用性不强。相比较而言, 交易额/GDP 更具适用性, 可反映股票市场提供流动性和化解风险的特征。

^② 我国金融市场数据, 特别是本文使用的 AB 股市场交易额数据始于 1990 年, 而政府债务数据, 主要是地方政府性债务主要统计至 2012 年, 因此样本区间选定为 1990—2012 年。

很大程度上可以接受。金融市场发展是影响我国政府债务风险的一个因素。长期均衡方程如下:

$$b_t = -0.270 + 0.588x_{1t} + 1.717x_{2t} - 0.369D_{it} + ecm_t \quad (5)$$

s.e (0.048) (0.410) (0.041)

其中,金融市场流动性、财政支出比率与政府债务负担率正相关,在其他条件不变时,股票交易额/*GDP* 每增加一个百分点,政府债务负担率上升 0.588 个百分点;而政府财政支出比率每增加一个百分点,政府债务负担率上升 1.717 个百分点。在其他条件不变时,与经济低迷或过热时相比,政府债务负担率在经济处于稳态时呈显著下降趋势。

金融市场发展对政府债务风险的影响可以从两个角度进行分析:从波动性来看,金融市场流动性的变化会轻微增加政府债务风险的波动;从融资渠道来看,鉴于我国政府负债水平仍有上升空间,这一正相关性可解读为,目前我国金融市场发展有利于政府债务相对规模的扩大,金融市场有效地将经济社会中潜在的储蓄资源挖掘出来改善政府融资环境。就目前我国金融市场发展阶段以及政府负债现状,本文倾向于从融资渠道来探究两者间的作用机理。^①就政府债务风险长期均衡的稳定性而言,由式(5)可知,经济处于常态对于控制政府债务风险具有重要意义,经济一旦进入低迷或过热状态,政府债务风险更容易受财政调整冲击,使其面临更大的不确定性,即经济的非常态化使政府债务融资的积极经济效应难以发挥。如何在防控政府债务风险中缓解经济景气变化所带来的波动,降低财政调整冲击,是政府面临的一大挑战。我们在式(5)中引入金融市场发展 and 经济景气变化的交互项进行分析,此时的政府债务负担率长期均衡方程为:

$$b_t = -0.041 - 0.002x_{1t} + 0.776x_{2t} - 0.084D_{it} + 0.452x_{1t}D_{it} + ecm_t \quad (6)$$

s.e (0.014) (0.088) (0.014) (0.025)

估计结果显示,金融市场发展系数变为一个接近零的负数(不显著),经济景气变量系数则显著为负,而交互项系数显著为正,且经济状态对金融市场发展影响政府债务风险的效应起决定性作用,同时财政支出系数变为一个较小的正数(显著),说明金融发展和经济景气变化的综合作用确实能够降低财政调整所带来的冲击。具体地,当经济处于常态时,积极财政政策会使政府债务风险呈不断上升的趋势,受到经济周期自身的内在调节,经济处于常态使风险得到控制;温和财政政策本身就限制了政府债务增长,而经济处于常态可能使政府债务进一步萎缩,金融市场发展则在一定程度上缓解了政府债务相对规模过度萎缩的趋势,避免经济陷入低迷。当经济处于非常态时,如经济处于低迷状态时,财政政策倾向于通过扩大赤字来刺激经济复苏,在复苏阶段,金融市场发展在一定程度上可遏制赤字—债务螺旋,防止政府债务过快膨胀,保证政府债务可持续性。而当经济处于过热状态时,金融发展则可在财政调整过于剧烈的情况下起到一定的缓冲作用,降低经济骤冷的风险。

综合来看,我国金融市场流动性对防控政府债务风险具有一定的积极效应,可缓解经济景气变化所带来的政府债务风险长期均衡波动。因此,政府在未来调控中应尝试将金融发展与控制政府债务风险相结合,这一举措对于政府债务风险管理及维持经济平稳运行具有重要的现实意义。此外,我国经济景气状况对政府债务风险具有重要影响,政府的政策效果取决于当前经济状态,因而在债务风险调控中不应忽视经济景气情况;而财政支出是债务风险的主要来源,政府通过财政途径有效控制其债务风险意义重大,但这并非意味着政府要缩

^①结合我国金融市场在规模上发展较快、但质量上仍存在较大提升空间的现实,模型中较小的系数是可以接受的。

减开支,而是对公共资金的高效配置提出要求,即通过资金合理配置促进经济增长。“用足用活”积极财政政策是政府亟待解决的问题,这也是从根本上解决政府债务问题的必经之路。

(二)短期动态调整。在确定 b_t 、 x_{1t} 、 x_{2t} 和 D_{it} 间的长期均衡关系后,我们进一步讨论变量间的短期动态关系,其中 ecm_t 在 1% 的水平上通过了 ADF 平稳性检验,可建立 VEC 模型。我们参照 Hendry(1995)的一般到特殊的建模原则,逐步删除不显著的变量,建立了如下的政府债务负担率的短期动态调整方程:

$$\begin{aligned} \Delta b_t = & 0.019 - 0.254ecm_{t-1} - 0.322\Delta b_{t-1} + 0.096\Delta x_{1t} + 0.127\Delta x_{1t-1} \\ s.e & (0.004) \quad (0.036) \quad (0.146) \quad (0.009) \quad (0.020) \\ & + 1.519\Delta x_{2t} - 2.356\Delta x_{2t-1} - 0.029D_{it} - 0.068D_{it-1} \\ & (0.532) \quad (0.512) \quad (0.009) \quad (0.013) \end{aligned} \quad (7)$$

$$R^2 = 0.938 \quad D.W. = 2.016$$

政府债务风险的短期变动可分为两部分:自变量短期波动的影响及其偏离长期均衡的影响。关于自变量短期波动的影响,金融市场流动性、财政支出比率 and 经济景气变化对政府债务风险波动均存在显著的时滞效应,持续 1 年以后仍具有较强的影响力。其中,金融市场流动性对政府债务相对规模无论在短期还是相对长期均呈现显著的正向效应,即金融市场发展对改善政府融资环境具有较为持续的积极效应;财政支出比率变动的的影响则呈现出正负效应交替的变化趋势,上一期变动对政府债务风险波动存在负向效应,而当期变动则存在正向效应,且上期的影响力相对较大;无论在短期还是相对长期,经济处于常态对降低政府债务风险都起到显著的积极作用。整体来看,自变量波动所引起的风险短期变动呈现一种合理的动态调整特征:首先,各因素变动所产生的影响呈现出一定的累积效应,在模型中表现为上一期解释变量的影响效应普遍大于当前变动所产生的影响。这体现了建立的长期均衡关系的可靠性,也反映了短期内各因素变动效应的及时修正,对政府债务负担率的影响呈边际递减趋势。其次,财政支出比率变动效应的正负交替具有一定的启发,上一期财政支出比率扩大在短期内释放了降低政府债务风险的信号,在式(7)中表现为 Δx_{2t-1} 的系数为负,反映了我国短期资金配置的合理性,即政府债务融资具有积极的经济效应,抑制了债务的螺旋上升;而当前财政支出比率扩大呈现出增加政府债务风险的趋势,表现为 Δx_{2t} 的系数为正,是对原有预期的一种及时修正,即财政支出比率的持续扩大预示了这种短期积极效应存在不可持续的局限性,使政府债务风险上升。

政府债务负担率偏离长期均衡状态是政府债务风险短期变动的另一个来源, ecm_t 本身可以表示政府债务风险偏离长期均衡的程度,而其系数大小则反映了对偏离长期均衡的调整力度。具体来说,当短期偏离长期均衡时,政府债务风险变动存在反向修正机制。我们进一步通过误差修正项 ecm_t (见图 1),给定经济基

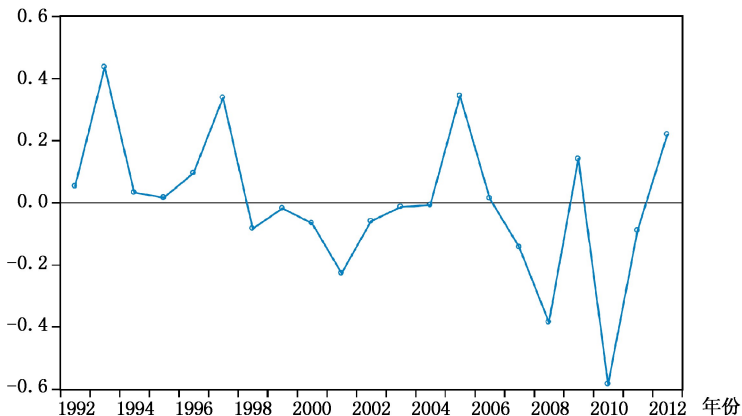


图 1 政府债务风险偏离均衡的状态

本面不变,从总体变化趋势和危机后波动特征两个方面来分析样本期内政府债务风险偏离长期均衡的情况。从总体变化趋势来看,1992—1997年表现为持续向上偏离长期均衡,存在适度低估,而1998—2004年表现为持续向下偏离长期均衡,存在适度高估,2005年以后不存在持续偏离,呈现去趋势化的倾向。

从波动特征来看,在1997年亚洲金融危机和2007年金融危机之后,政府债务负担率均表现出向下偏离均衡状态的特征。但第一次危机后向下偏离的幅度较小,后期反弹力度也较小,偏离存在持续效应;而第二次危机后向下偏离的幅度较大,后期反弹力度也较大,偏离不存在持续效应且伴有震荡特征。就两次危机后偏离特征的共性而言,政府债务负担率均向下偏离,即政府债务相对规模有所萎缩,说明危机后我国经济可能出现暂时性的低迷现象,或是相关政策的出台和实施存在不可避免的时滞性,危机后第一年受到较明显的冲击,在经历一年缓冲或相应政策效应开始显现后,第二年呈现反弹趋势。就两次危机后偏离特征的差异性而言,1997年危机后出现长达7年的同向偏离,2007年危机后则呈现短期震荡偏离。下面仅就对政府债务风险的影响,从政策效应角度对这一特征进行分析:在第一次危机后,第一年经济受到较大冲击,政府债务相对规模在第二年反弹不足,至2004年才逐渐恢复均衡状态。对比两次危机可以发现,第一次危机后宏观政策调控相对保守且出台政策具有一定的长期性,政策效果有限而平稳。在第二次危机后,第一年经济全面受挫,第二年实现明显反弹,此后呈现出震荡偏离的趋势。对比而言,第二次危机后宏观政策调控力度相对较大但出台政策具有一定的短期性,政策效果明显但存在稳定性不足的问题,导致2010年再次出现较明显的向下偏离,且2011年延续这种偏离趋势。对于危机后的财政防范措施,是选择以长期为政策出发点的平稳性过渡,还是选择注重短期恢复的震荡式过渡?前者虽具有平稳持续的效果,但面临经济长期低迷的风险;而后者虽具有明显的短期效果,但存在经济再受重创、陷入低迷的风险。因此,政府在危机特别是重大危机后,应综合考虑待解决经济问题的迫切度、经济所处状态以及具体政策的后续效应,在经济可承载范围内积极应对。

此外,对比长期均衡和短期动态调整情况可以发现,政府债务负担率的短期波动主要受财政支出比率影响,而金融市场流动性和经济景气变化的短期变动影响相对较小,主要表现出一定的长期性。最后,本文采用残差累积和(CUSUM)和残差累积平方和(CUSUMSQ)对模型进行了稳健性检验,模型在5%的水平上通过了参数稳健性检验(见图2)。其中,2007年出现的短暂、小幅波动可能受金融危机冲击,但没有产生显著变化。

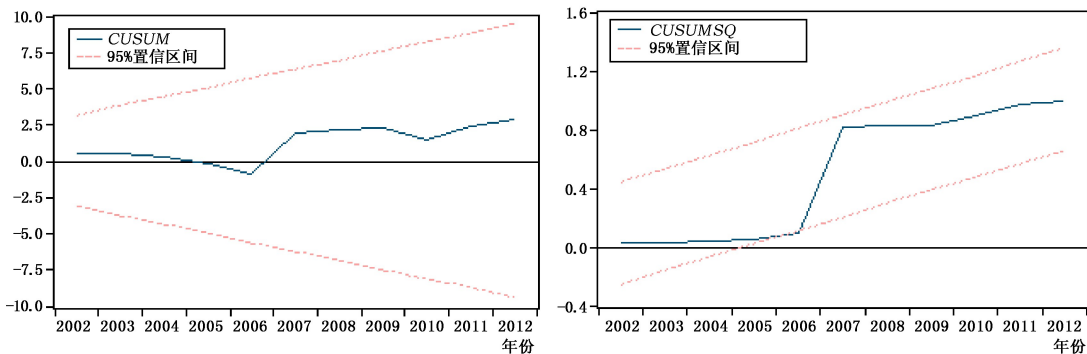


图2 参数稳健性检验

四、我国金融市场发展作用机制与财政政策的联动性分析

(一)我国财政调整对金融市场发展作用机制的影响

门限回归模型是一种以“变量”为结构转折点的非线性方法。本文将借鉴 Tong (1978) 提出的门限计量思想,采用 Hansen(1996,2000)提出的检验与估计方法进行分析,得出引起变量间关系产生结构性变化的门限变量值,以观察不同区制下变量间影响效果有何不同。由于门限回归模型中的门限参数是未知的,为了得到门限值的一致估计量,通常遵循栅格搜索法的技术流程来寻找门限值。在不存在门限效应的零假设下,大样本分布不服从卡方分布,传统检验无效。但基于异方差一致的拉格朗日乘数自举抽样法可获得渐近有效分布,进而构造 p 值,通过门限参数的似然比(LR)统计量可获得门限效应渐近有效估计值的置信区间。

1. 门限变量的弱外生性检验。根据理论模型,本文选定 $\ln(x_{2t})$ 作为门限变量 q_t , 门限变量必须为外生变量,我们需要对 q_t 进行弱外生性检验。本文采用 Engle 等(1983)提出的弱外生性检验方法,首先,将 q_t 作为被解释变量,用其他可以解释 q_t 的变量以及 q_t 的滞后一期作为解释变量进行 OLS 回归;然后,将得到的残差序列作为新的解释变量加入原模型中再次进行回归;最后,对估计残差进行 Breusch-Godfrey 序列相关性的 LM 检验,判断 q_t 是否具有弱外生性。检验结果(F 值为 0.048, p 值为 0.954)在 5% 的显著性水平上无法拒绝 $\ln(x_{2t})$ 弱外生的零假设,表明财政支出相对规模对数具有弱外生性,可作为门限变量。

2. 门限效应检验结果。在确定门限变量的前提下,我们使用 Hansen(1996,2000) 的门限效应检验方法,对式(3)进行估计,其中门限检验结果及 p 值通过 1 000 次自举抽样法得到。 F 值为 11.283,自举抽样 p 值为 0.012,门限估计值为 -1.764,在 5% 的显著性水平上可拒绝不存在门限效应的零假设,即样本期内在政府债务风险与金融市场发展关系中存在财政政策门限效应,根据 17.14% ($e^{-1.764}$) 可将财政支出比率分为两个区制进行分析。表 1 报告了不考虑门限效应和考虑门限效应的估计结果。

表 1 财政支出比率、金融市场发展与政府债务风险

	线性回归模型	门限回归模型	
	OLS	$q_t < -1.764$	$q_t > -1.764$
β_0	0.779 (0.447)	-1.764 (0.422)	1.928 (1.272)
$\ln(x_{1t})$	0.152 (0.009)	0.135 (0.005)	0.248 (0.054)
$\ln(x_{2t})$	2.601 (0.124)	1.525 (0.131)	2.607 (0.419)
$\ln(x_{3t})$	-1.002 (0.134)	-1.101 (0.097)	-0.516 (0.298)
D_{it}	-0.267 (0.054)	-0.123 (0.049)	-0.158 (0.052)
观测数比例	100%	52.17%	47.83%
R^2	0.971	0.976	0.974

注:括号内为标准误,上述回归中自变量间无显著相关性(相关系数均小于 0.5),且不存在严重的多重共线性(方差膨胀因子 Centered VIF 小于 5)。

无论在线性回归模型还是门限回归模型中,我国政府债务相对规模对金融市场发展均表现为缺乏弹性,且通过了显著性检验,即在两种不同的财政支出比率区制下,金融市场发展对政府债务相对规模的影响并未表现出明显的差异。在不同的财政政策导向下,政府债务风险对金融市场流动性变化并不十分敏感,尚未出现明显的拐点。虽然目前我国金融市场发展对政府债务相对规模具有显著的正向影响,且金融市场流动性的提高对改善政府融资起到一定的积极作用,但是我国金融市场发展尚未达到显著影响政府债务风险的水平,金融市场流动性变化不足以造成政府债务风险的巨大波动。值得注意的是,鉴于金融市场发展在不同财政政策导向下改善政府债务融资环境的效应并未发生显著变化,在未来相当长的一段时间内,预期我国金融市场发展将对改善政府债务融资、扩大政府债务相对规模起到持续的积极作用,且不易受财政政策调控冲击。政府应积极利用这一途径,尤其当经济处于非常态时,实现债务风险的主动防控。

在不考虑财政支出比率的门限效应以及财政支出比率较低时，我国政府债务风险对经济实际增长率都表现为单位弹性，且均通过了显著性检验，即维持经济稳定增长对控制政府债务风险具有显著作用。而在财政支出比率较高时，我国政府债务风险对经济实际增长率却表现为缺乏弹性，即当财政支出比率超出一定范围时，实际经济增长的积极效应在相当大的程度上被抵消，说明经济承载能力是有限度的，积极财政政策具有一定的不可持续性。^①当财政支出相对规模过大导致整个经济体的运行受到阻碍时，实际经济增长降低风险的积极效应在很大程度上被削弱。因此，将财政支出相对规模限制在一定范围内，对通过经济增长降低政府债务风险具有重要意义。

同时，无论在线性回归模型还是门限回归模型中，我国政府债务风险对财政支出比率都表现为富有弹性，且均通过了显著性检验，即政府债务风险对财政支出变化敏感，可视其为引起风险波动的最直接来源，尤其是在财政支出比率较高时，对政府债务风险波动具有显著的扩大效应。即当经济低迷时，出于刺激经济的需要，政府应考虑到积极财政政策所可能引起的政府债务风险显著波动。而当经济处于常态时，在各个模型中均表现出显著降低政府债务风险的特征，在某种程度上还可以削弱财政政策调控所引起的风险波动，说明维持经济平稳运行对降低财政调整所引起的政府债务风险具有重大意义。

(二)我国金融市场发展作用机制对财政调整的影响

本文分别选取 1981—2012 年、1990—2012 年以及 1996—2012 年三个样本区间，基于式(4)对我国财政反应函数进行了估计。我们发现当加入政府债务负担率二次项 b_{t-1}^2 时出现严重多重共线性，综合系数及模型整体的显著性，文中 $f_1(b_{t-1})$ 采用包含政府债务负担率 b_{t-1} 及其三次项 b_{t-1}^3 的函数形式。据此，我们估计得到三个样本区间的财政反应函数，并测算了相应的极值点，结果见表 2。与 Ghosh(2013)以及唐文进等(2014)的估计结果^②进行对比发现，在我国政府债务负担率历史区间内仅出现了一个有效极值点，我国财政反应的基本特征主要为：当政府债务负担率较低时，基本赤字率随政府债务负担率的上升呈微弱上升趋势；而在超过一定阈值后，基本赤字率随政府债务负担率的上升而下降。结合 Ghosh 等(2013)基于非线性财政反应函数刻画发达经济体“财政疲劳”的具体特征，^③并考虑到我国政府债务负担率较低，将我国现阶段基本赤字率随政府债务负担率的上升而先轻微上升、后下降的这一财政反应特征界定为初现“财政疲劳”现象，是符合我国现实的。其中，我国政府债务负担率历史区间内出现的有效极值点对应政府债务均衡点。

表 2 我国财政反应函数

样本区间	1990—2012 年	1990—2012 年	1996—2012 年	1981—2012 年
b_{t-1}	0.0574** (0.0238)	0.0744*** (0.0178)	0.0754*** (0.0238)	0.0629*** (0.0113)
b_{t-1}^3	-0.3443** (0.1275)	-0.3471** (0.1224)	-0.3523** (0.1560)	0.2451** (0.0959)

① 马拴友(2001)利用财政风险矩阵分析了公共部门债务和赤字的可持续性，同样指出我国积极财政政策并不可持续。
 ② Ghosh 等(2013)引入政府债务负担率的三次项估计了发达经济体的非线性财政反应函数，在历史取值区间内有效极值点分别为 0.4000 和 1.7333；唐文进等(2014)基于我国也存在“财政疲劳”这一认识前提，引入政府债务负担率三次项，使用 1996—2012 年的年度数据对我国非线性财政反应函数进行了估计，在历史取值区间内有效极值点为 0.5006。
 ③ 当政府债务负担率较低时，基本赤字率和政府债务负担率存在轻微的正向关联。随着政府负债率的上升，财政反应不断增强，政府通过财政调整保证政府债务的可持续性，两者呈现出较强的正向关联，这一关联随政府负债率的上升呈衰弱趋势；而当政府负债率达到一个较高水平时，政府财政调整的成本极大，债务达到一个自动膨胀点，两者呈现出强劲的正向关联。

续表 2 我国财政反应函数

样本区间	1990—2012年	1990—2012年	1996—2012年	1981—2012年
F	-0.0236*** (0.0073)	-0.0134*** (0.0044)	-0.0134** (0.0052)	-0.0084** (0.0037)
D_2				-0.0034* (0.0017)
x_{1t}	-0.0095 (0.0058)	-0.0095 (0.0058)		
AR(1)	0.6420** (0.2489)	0.5814*** (0.1922)	0.5925** (0.2297)	
MA(1)				0.6729*** (0.1173)
调整后 R^2	0.5227	0.4345	0.4261	0.4789
$D.W.$	1.6617	1.7473	1.7059	1.9177
极值点	0.2357	0.2673	0.2671	0.2925

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。最后一行中的极值点是在我国政府债务负担率取值区间[0.0961,0.4445]内的极大值点,当政府债务负担率小于该值时,基本赤字率随 b_{t-1} 的增大而不断上升;而当政府债务负担率大于该值时,基本赤字率随 b_{t-1} 的增大而呈下降趋势。

考虑到我国初现财政疲劳现象,我们使用政府债务负担率的二次项函数 $f_2(b_{t-1})$ 代替式(4)中的 $f_1(b_{t-1})$,构建了如下的财政反应函数:

$$pd_t = f_2(b_{t-1}) + \eta X_t + \mu_t \tag{8}$$

其中, $f_2(b_{t-1})$ 是关于 b_{t-1} 的连续有界的二次函数。样本区间选取1990—2012年,我们对式(8)进行了估计,其中 $f_2(b_{t-1})$ 采用包含政府债务负担率 b_{t-1} 及其二次项 b_{t-1}^2 的函数形式,结果如下:

$$pd_t = -0.2418b_{t-1}^2 + 0.1141b_{t-1} - 0.0075F + \mu_t, \mu_t = \epsilon_t - 0.9999\epsilon_{t-1} \tag{9}$$

s.e (0.0619) (0.0222) (0.0023) (0.1776)

引入金融市场发展的财政反应函数估计结果如下:

$$pd_t = -0.2546b_{t-1}^2 + 0.1036b_{t-1} - 0.0152F + 0.0070x_{1t} + \mu_t, \mu_t = \epsilon_t - 0.9395\epsilon_{t-1} \tag{10}$$

s.e (0.0593) (0.0209) (0.0052) (0.0037) (0.1234)

根据式(9)和式(10)结果,引入金融市场发展变量时政府负债均衡点为20.35%,与未引入金融市场发展变量时相比降低了3.24个百分点,说明金融市场发展使政府负债收敛至一个较低的均衡水平,扩大了政府可用政策空间。这一发现与上文关于金融市场发展影响政府债务风险的融资渠道视角下的解释相符,现阶段金融市场发展在很大程度上表现为改善政府融资环境、支撑赤字财政的有效途径。另外,结合我国政府债务负担率历史取值区间[0.0961,0.4445],当政府债务负担率小于20.35%时,基本赤字率与政府债务负担率呈现出一定的正向关联;而当政府债务负担率大于20.35%时,基本赤字率随政府债务负担率的上升而下降。结合我国初现财政疲劳的现实,促进我国金融市场发展,既可改善政府融资环境,有效防控政府债务风险,也可通过与财政调整间的良性循环,降低政府债务长期风险。

综合来看,金融市场发展可以改善政府融资环境,且受财政调整影响较小,有助于缓解经济景气变化所引起的风险波动,是政府逆周期调控的有效途径;同时,可使政府负债收敛至一个较低水平,扩大政府宏观调控的政策回旋空间,缓解未来潜在风险波动。

五、结论与政策含义

本文在梳理金融市场发展影响政府债务风险机理的基础上,将宏观经济不确定性引入

分析中,从长期均衡和短期动态调整情况两个方面系统探究了金融市场发展影响政府债务风险的具体机制,并基于敏感性分析和非线性财政反应函数,考察了财政政策调整与这一机制的联动性。研究表明,金融市场发展存在影响政府债务风险的流动性渠道,且无论在长期均衡还是短期动态调整情况下均表现出扩大政府债务相对规模的积极作用,且不易受财政政策冲击。尤其是当经济处于非常态时,我国金融市场发展对政府债务风险防控及经济平稳运行均有一定的效果。而现阶段我国初现“财政疲劳”现象,财政调整成本较低,金融市场发展能够降低政府负债均衡值,并扩大政策回旋空间。总体而言,根据我国金融市场所处发展阶段以及政府负债水平相对较低的现实,本文更多地从政府债务可持续性的“筹资能力”视角,对金融市场发展影响债务风险的机制做出了解答。即通过改善政府融资环境,增加政府举债的可行性,通过与财政调整间的良性循环,缓解潜在风险波动,扩大宏观调控的政策回旋空间。此外,与金融市场流动性相比,财政政策调整更易通过经济增长途径来影响政府债务风险,而经济景气变化是引起政府债务风险长期均衡波动的主要来源,政府财政因素则是引起政府债务风险短期波动的最直接来源。值得注意的是,在历史上较大危机后,不同的财政防范措施会造成政府债务风险短期波动特征的差异性:以长期为财政政策出发点的平稳性过渡具有温和、持续性较长的效果,但面临经济长期低迷的风险;而注重短期恢复的震荡式过渡在短期内具有明显的效果,但存在经济再受重创、陷入低迷的风险。

本文的政策启示主要有四点:一是要关注金融市场发展与政府债务风险的关联渠道,金融市场流动性可通过稳定金融资产价格、降低中央政府融资成本以及化解地方债到期偿付问题,缓解我国政府债务风险。政府应切实完善我国金融市场的融资功能,大力发展权益市场,并通过完善制度建设及形成有效市场监管,保障金融市场流动性,服务于实体经济并降低经济运行风险。二是我国金融市场发展对熨平经济景气变化所引起的政府债务风险长期均衡波动,以及缓解经济处于非常态时财政政策调整所导致的经济非平稳运行均具有一定的功效。政府应有意识地利用金融市场流动性来化解经济周期性变化所引起的债务风险波动,并通过金融市场发展与财政调整间的良性循环,扩大政策回旋空间,缓解未来潜在风险波动。三是要认识到我国积极财政政策是不可持续的,应防止财政支出过度拖累整体经济运行,导致政府债务不可持续;同时,合理控制财政支出相对规模,但不是简单缩减政府开支,提高资金配置效率是政府亟待解决的问题。四是要注意到重大危机后政府财政防范措施对政府债务风险短期波动影响的差异,应综合考虑待解决问题的迫切度、宏观经济走势以及相关政策的后续冲击效应,在经济可承载的范围内积极应对。

参考文献:

- [1]白钦先,谭庆华.论金融功能演进与金融发展[J].金融研究,2006,(7):41—52.
- [2]伏润民,缪小林,师玉朋.政府债务可持续性内涵与测度方法的文献综述——兼论我国地方政府债务可持续性[J].经济学动态,2012,(11):86—93.
- [3]李扬.国债规模:在财政与金融之间寻求平衡[J].财贸经济,2003,(1):51—57.
- [4]马拴友.中国公共部门债务和赤字的可持续性分析——兼评积极财政政策的不可持续性及其冲击[J].经济研究,2001,(8):15—24.
- [5]庞晓波,李丹.中国经济景气变化与政府债务风险[J].经济研究,2015,(10):18—33.
- [6]彭小泉.国债市场和股票市场均衡发展研究[J].金融研究,2000,(3):80—87.
- [7]谈儒勇.中国金融发展和经济增长关系的实证分析[J].经济研究,1999,(10):53—61.
- [8]唐文进,苏帆,彭元文.财政疲劳、储备渠道与中国政府债务上限的测算[J].财经研究,2014,(10):18—31.

- [9]王永钦,陈映辉,杜巨澜.软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据[J].经济研究,2016,(11):96—109.
- [10]赵振全,薛丰慧.金融发展对经济增长影响的实证分析[J].金融研究,2004,(8):94—99.
- [11]Arestis P, Demetriades P O, Luintel K B. Financial development and economic growth: The role of stock markets[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(1): 16—41.
- [12]Beck T, Levine R. Stock markets, banks, and growth: Panel evidence[J]. Journal of Banking and Finance, 2004, 28(3): 423—442.
- [13]Chordia T, Subrahmanyam A, Anshuman V R. Trading activity and expected stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 59(1): 3—32.
- [14]Demirgüç-Kunt A, Levine R. Stock market development and financial intermediaries: Stylized facts[J]. The World Bank Economic Review, 1996, 10(2): 291—321.
- [15]Engle R F, Hendry D F, Richard J F. Exogeneity[J]. Econometrica, 1983, 51(2): 277—304.
- [16]Ghosh A R, Kim J I, Mendoza E G, et al. Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies[J]. The Economic Journal, 2013, 123(566): F4—F30.
- [17]Hall R E. Fiscal stability of high-debt nations under volatile economic conditions[J]. German Economic Review, 2014, 15(1): 4—22.
- [18]Hansen B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica, 1996, 64(2): 413—430.
- [19]Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575—603.
- [20]Hendry D F. Dynamic econometrics[M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [21]Levine R, Zervos S. Stock markets, banks and economic growth[J]. The American Economic Review, 1998, 88(3): 537—558.
- [22]Mendoza E G, Oviedo P M. Public debt, fiscal solvency and macroeconomic uncertainty in Latin America: The case of Brazil, Colombia, Costa Rica and Mexico[J]. Economia Mexicana NUEVA EPOCA, 2009, 18(2): 133—173.
- [23]Tong H. On a threshold model[A]. Chen C H. Pattern recognition and signal processing[C]. Amsterdam: Sijthoff and Noordhoff, 1978.
- [24]Wu J-L, Hou H, Cheng S-Y. The dynamic impacts of financial institutions on economic growth: Evidence from the European Union[J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 32(3): 879—891.

Financial Market Development and Government Debt Risk in China: Discussion on the Linkage of Fiscal Policy

Pang Xiaobo^{1, 2}, Li Dan²

(1.Center for Quantitative Economics, Jinlin University, Changchun 130012, China;

2.Business School, Jinlin University, Changchun 130012, China)

Abstract: On the basis of sorting out the influence of financial market development on government debt risk in China, this paper explores the specific function mechanism of these two based on the framework of the integration of the economy, public finance and finance, and analyzes the linkage between this mechanism and the adjustment (下转第80页)

[20]Wang Q, Wong T J, Xia L. State ownership, the institutional environment, and auditor choice: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1): 112—134.

The Signaling Effect of Party Organization Governance in SOEs: Analysis Based on Auditor Choice

Cheng Bo¹, Xuan Yang¹, Pan Fei^{1,2}

(1. School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. Institute of Accounting and Finance, Shanghai University
of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: It is a distinctive institution that party organization members participate in operation and governance decisions by two-way access and cross appointment in state-owned enterprises (SOEs hereafter). Does this institutional arrangement increase SOEs' demand for high-quality auditing? Using the sample of SOEs in A-share stock market from 2006 to 2012, this paper studies how party organization governance of SOEs influences auditor choice from a perspective of signaling. Results suggest that the SOEs with “cross appointment” tend to choose bigger auditing firms, and this effect is more salient when the performance of companies is better or the incentive of political promotion is stronger, thereby confirming the signaling hypothesis. Our results enrich Chinese distinctive theory of corporate governance embedded in firm political behavior & expand current literature, and also have some certain policy implications.

Key words: party organization governance; cross appointment; SOE; auditor choice
(责任编辑 康健)

(上接第 68 页)

to fiscal policy through sensitivity analysis and fiscal response function. It comes to the results that at present financial market development affects the sustainability of government debt risk mainly through funding capability, and both long-term equilibrium and short-term dynamic adjustment show the active effects of improving government financing environment and are not vulnerable to fiscal policy shocks, alleviating long-term equilibrium volatility of government debt risk resulting from changes in economic climate and realizing active prevention against cyclical risk volatility. Meanwhile, combining with the reality of tentative appearance of financial fatigue in China, financial market development is beneficial to the realization of sound cycle of fiscal adjustment, the expansion of policy maneuver space and the alleviation of potential risk volatility. In addition, after big crises in the history, different fiscal prevention measures result in significant differences in short-term volatility of government debt risks.

Key words: government debt risk; financial market development; fiscal policy

(责任编辑 康健)