

经济景气变化下中国政府债务风险的测度

庞晓波 李 丹

(吉林大学商学院数量经济研究中心)

摘 要：本文将负债率^①作为测度政府债务风险的基础，首先，将经济景气纳入分析框架，通过实际利率、基本赤字率和实际经济增长率的递归模型求解负债率的遍历分布，进行中央政府债务风险定量测度；其次，通过马约经验风险约束和中央政府负债率“倒逼”地方政府负债率上限，获得地方债三重风险临界值，分析目前地方政府性整体债务风险性，并对其逼近风险临界点的速度以及突破年限进行估算。结果表明，我国中央政府负债率为5.4281%的概率高达0.5705，但未来不排除出现异常值的可能，并且经济低迷时表现出债务螺旋倾向；地方债整体风险可控，逼近风险临界点的速度在经历2009年的高潮后开始放缓，但未来一段时期仍表现出快于实际经济增长的超常规增长趋势，预计2019~2022年可能成为地方债风险爆发的集中期。此外，通过政策模拟发现，政府债务风险和金融市场、经济增长和政府预期有关，政策制定应和经济景气相结合。

关键词：政府债务风险；经济景气；地方政府债务；稳态分布

^① 又称为债务负担率，是年末政府债务余额与当年GDP的比率，衡量经济总规模对政府债务的承载能力或经济增长对政府举债依赖程度，国际上通用的《马斯特里赫特条约》规定政府负债率上限60%。债务依存度、偿债率是国际上通用的政府债务风险分析指标，前者从国民经济角度考察债务规模，后两个从财政收支角度考察债务界限。鉴于我国目前存在指标矛盾的现象，本文使用负债率这一基本风险衡量指标，且该指标不涉及国家财政收支口径问题，可直接引用。

一、引言

政府举债作为缓解政府压力以及实施宏观调控的重要手段,在日渐成为各国经济发展常态的同时,政府债务风险也不断凸显,近年来世界各国不断增大的政府债务规模,频发的主权债务危机,以及我国的地方政府债务问题,都使得政府债务风险问题受到高度关注。

理论界关于政府债务风险的相关研究实现了从早期的债务经济效应这一概括性分析向政府债务财政风险以及可持续性具体化分析的转变。财政风险是政府债务风险分析具体化的概括体现,Butter (1985)认为,政府债务是否违约决定了财政的稳定性,进而决定经济实体是否面临破产风险。Hana (1989)研究政府“或有负债”(Contingent Government Liabilities),并提出著名财政风险矩阵,通过揭示政府负债的不同类型,对风险进行分析。国外政府债务风险相关研究大都是基于财政风险矩阵(Easterly, 1999)进行的。此外,债务规模膨胀所带来的货币贬值风险和违约导致的政府信用下降也被列为政府债务风险来源(Alberto & Tabellini, 1992),Frenkel & Razin (1995)则从财政预算、债务人利益角度进行考察,认为政府债务风险体现在债务导致相应财政政策的变化所带来的预算失衡和违约风险。刘尚希(2002、2003)通过债务、公共资源以及经济总规模之间的对比分析,从财政风险扩散抑或收敛、扩散程度以及可控情况三个层次构建了财政风险理论分析框架。

自理论界提出政府债务可持续性这一对债务问题的概括性提法,国际上采用政府债务可持续性评估和分析政府债务风险呈趋势化倾向,推进了政府债务风险研究的具体化,其主要从维持财政平衡、筹资能力以及偿债能力三个层次展开。从财政平衡视角展开的政府债务可持续性分析相关文献较多,Blanchard & Diamond (1990)认为财政收支水平应当能够确保目标时期内的净负债率不变,以保证债务的可持续,从而防范风险,Keyder (2002)进一步认为在保持净负债率不变或下降时,政府通过维持国债的实际利率水平,可以减少还债风险。但如果政府当局忽视财政平衡,肆意融资导致负债率不断增加,债务将不可持续(Makin, 2005)。这并非要求政府保持每一期财政预算平衡,只要未来基本预算盈余和通货膨胀能偿还当期债务以保证跨期预

算平衡,债务就是可持续的 (McCallum, 1984)。张春霖 (2000) 在探讨如何评估我国政府债务的可持续性之后,贾康和赵全厚 (2000) 通过理论分析发现,国债适度规模是客观存在的,国债规模的警戒性经验指标是维护政府信誉和政府未来持续性行为、防范风险的重要预警参照标尺。而马拴友 (2001) 同样基于财政收支平衡思想从实证上进行国债可持续性分析,发现公共部门赤字扩张空间很小,通过传统的国债弥补财政基本赤字的积极财政政策不可持续。刘迎秋 (2001) 进一步将赤字和债务两个经济变量引入宏观经济运行,并提出债务—基本赤字动态均衡模型,探讨中国适度的负债率,发现我国实际负债率偏低。陈共、类承曜 (2002) 给出一种评估债务和赤字动态化的简化框架,发现基本赤字率增减是决定负债率的基本因素,实际利率和实际经济增长率是影响负债率的重要因素,结论为中央政府负债率将趋于稳定,我国国债可持续,风险可控并且适度债务发行有利于经济的稳定增长。宋琳 (2003) 立足长期考察国债规模适宜度,发现在经济增长率为 8% 的假设前提下,我国负债率在 50% 左右,并进一步从代际角度分析我国国债的可持续性。Budina 和 van Wijnbergen (2009), Buiter (2009) 在满足世代交叠预算约束的前提下,考虑跨期平衡,对政府债务可持续性进行了分析。彭清辉等 (2010) 则提出在债务可持续性要求下,通过实际经济增长和赤字间的相互制约,保证负债率不超过某一临界值,以控制政府债务风险。基于财政平衡视角的政府债务可持续性研究主要探讨了在保证经济同步增长前提下财政收支是否达到平衡以及政府债务行为是否满足跨期预算约束,进而对风险进行分析。从政府债务能否发生角度出发的筹资能力视角相关研究表明,原则上只要政府可以举债,并具有到期偿付能力,而不发生财政融资违约,那么短期赤字就是可持续的,但是如果由负债率不断增长造成的赤字仅能依靠紧缩预算弥补,则债务是不可持续的 (Buiter, 2002; Bajo-Rubio et al., 2010)。偿债能力则从政府债务能否善终的角度对可持续性进行诠释,认为政府债务的可持续性很大程度上等同于债务清偿能力的可持续性,在满足现值预算约束前提下,如果政府有主动清偿意愿,并且负债率等经济指标达到动态平衡,那么债务就是可持续的,并指出一国负债率是衡量财政可持续性的重要指标 (Condon et al., 1990; Greiner et al., 2007; 刘国艳等, 2012)。

尽管上述研究从财政风险以及可持续性对政府债务风险进行分析,并取得了实质性进展,但就我国政府债务风险研究现状而言,存在的两个问题是

值得思考的：第一，政府债务风险是否应当涵盖地方政府债务风险，而非局限于国债，如果纳入地方债风险，又应以何种形式实现？第二，如何实现风险的本质定量测度，而非受限于可持续性规模等泛论？第一个困扰涉及财政体制问题，我国政府债务具有一定特殊性，首先，存在中央政府为地方政府债务提供隐性担保而产生的道德风险，使得中央财政面临被拖垮的风险（呼显岗，2004）；其次，地方政府债务风险通过金融机构迂回式地向中央政府转移的可能性的确存在（刘尚希，2011；赵全厚，2011）。具体地，地方政府的行政权力和中央政府这一利益最后担保人，使得地方政府债务行为游离于市场之外，债务风险会首先出现在金融或经济运行中，通过“倒逼”模式引发财政系统性风险（黄国桥、徐永胜，2011；伏润民等，2012；缪小林等，2014）。虽然地方政府债务的形成渠道和中央政府债务不同，但就风险而论是一致的，作为财政风险的重要构成，对金融和经济具有较大的威胁（缪小林等，2013），因此，极其有必要在风险分析中考虑地方政府债务向中央政府转嫁的可能性。第二个问题涉及体现风险应考虑的因素，以及实现的线索。Mendoza 和 Oviedo（2004）将宏观经济的不确定性及或有债务纳入政府债务风险研究体系，考虑经济低迷时的一个“自然债务限度”，通过和实际负债率比较，分析政府债务风险。Hall（2012、2013）同样在考虑不同经济状态的前提下，使用负债率对动荡经济情况下高负债国家的财政稳定性进行分析，宏观经济不确定性的加入引发我们对政府债务风险更多的思考。负债率用来测度政府债务风险无论是理论上还是实践上都被证明是一个恰当的线索，而风险的本质刻画需要一个普遍性的概率基础，因此将经济景气纳入政府债务风险分析，实现负债率的动态演变来获得风险分析的概率基础是具有理论和实践价值的。

鉴于此，我们尝试从财政平衡视角出发，并基于负债率这一风险指标，将我国经济景气变化纳入思考体系，获得不同经济状态下负债率的动态变化路径，进而求解中央政府负债率遍历分布，作为风险分析的概率基础，实现对中央政府债务风险定量测度。在此基础上，结合我国实际国情，考虑地方债的转嫁性，即假设地方政府破产，且债务转移没有任何阻碍的前提下，将地方政府性债务全部转嫁给中央政府，并以马约风险上限 60%作为涵盖地

方债的政府债务风险临界点,^①用中央政府负债率“倒逼”出地方政府性整体债务风险约束,计算地方政府性债务风险边界值,实现对地方政府性债务风险的间接分析。

文章结构安排如下:第二部分阐述模型设定;第三部分通过实证分析获得风险性的定量测度,包含中央政府债务风险和地方政府债务临界风险;第四部分考察政策变化对政府债务风险的影响程度和方式;最后总结全文,提出政策建议。

二、模型设定与求解

(一) 政府负债率稳态分布的导出

考虑三部门的宏观经济体系(不包括对外经济部门),并基于财政平衡视角,将宏观经济的不确定性纳入分析,利用宏观经济指标对经济景气进行识别,并通过基本赤字(外生成分)、实际 GDP 增长率、债券价格以及基本赤字率的经验递归模型获得负债率的稳态分布。

首先,对基本赤字—债务关系进行扩展。国际传统上把财政赤字分为基本赤字和利息支出两部分,即基本赤字为不包含利息支出的财政支出减去财政收入,我们使用基本赤字这一概念。此外,文中使用实际变量,故不存在政府通过未预期的通货膨胀削减债务支付,或通过降低债务实际收益率来减少债务偿付的可能。

政府基本赤字率 d_t , 第 t 期基本赤字与同期 GDP 的比率,表示如下:

$$d_t = x_t + \alpha B_{t-1} \quad (1)$$

式(1)是基本赤字—债务均衡模型的扩展式,优势在于, $B^{\textcircled{2}}$ 使用政府债券数量和 GDP 的比率,可以实现债务的动态刻画; x_t 为基本赤字的外生成分,用于捕捉一些经济活动中未预期的事件,包含更多经济中的不确定性

① 临界点的概念来源于热力学,是指可使某物质以液态存在的最高温度或以气态存在的最高压力。借鉴该概念的含义,文中对债务风险临界点的理解是实现政府债务量变累积到质变的一个飞跃,突破临界点,即说明在某种程度上超过系统自身调节能力。

② 此处负债率变量使用政府债券量和经济总量的比值进行分析,而非一般意义上的政府债务和经济总量比值,故使用大写符号表示,以示区分。

因素； α 的设置则包含基本赤字对债务的不同反应。

基本赤字—债务关系扩展式可以解释为，基本赤字的产生一部分弥补经济中未预期的波动，一部分对预期到的历史债务累积进行偿付。一般而言，基本赤字的产生是由于政府非利息性财政支出大于财政收入，即政府通过增加投资及购买性支出、减少税收等积极财政手段刺激实体经济，如果链条传导有效，则经济发展态势良好，政府税收增加，同时用于刺激经济的政府投资、购买减少，政府基本赤字下降，体现了政府公共资金配置体系的良好运作，即对应 α 为负的情况；相反，如果这一链条无效，则有可能只是借新债还旧债，造成债务不断累积，反作用于实体经济，形成债务螺旋（债务—赤字—债务），说明公共资金配置能力低，即对应 α 为正的情况；还有一种情况，即债务的历史积累根本不能反映到赤字上来，说明在经济反馈上出现问题，政府无法有效控制债务量，存在债务危机突然爆发的可能性。

其次，本文借鉴 Hall (2013) 对政府债务的处理方式，将其转换为一种特殊债券，以便于动态刻画。其中，债券初期价格为 q ，利息为 κ ，年折旧因子 $1-\delta$ ，则一单位的该债券发行年后债券价格为 $\delta^T q$ ，在计算债券量时，将发行 τ 年后的一单位该债券视为 δ^T 单位当期债券，并选择一个恰当的 κ 使得债券价值为 1，从而使得 B 更加接近负债率这一指标。关于 κ 的计算，满足：

$$q = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\kappa \delta^i}{(1+\gamma)^{i+1}} = \frac{\kappa}{1+\gamma-\delta} \quad (2)$$

式中 γ 为实际利率。

债券余量的动态方程如下：

$$B_t y_t = \frac{(x_t + \alpha B_{t-1}) y_t + \kappa B_{t-1} y_{t-1}}{q_t} + \delta B_{t-1} y_{t-1} \quad (3)$$

式中， y 为实际 GDP， $(x_t + \alpha B_{t-1}) y_t / q_t$ 表示用于弥补未来一年的赤字（不包含利息）需要发行的新债数量， $\kappa B_{t-1} y_{t-1} / q_t$ 表示用于支付历史债券利息所需发行的新债数量， $\delta B_{t-1} y_{t-1}$ 表示历史遗留下来的债券量。

两侧同时除以 y_t ，并令 $g_t = y_t / y_{t-1}$ ，表示实际 GDP 增长率，得到政府负债率的动态方程：

$$B_t = \frac{x_t}{q_t} + \left(\frac{\kappa}{q_t g_t} + \frac{\delta}{g_t} + \frac{\alpha}{q_t} \right) B_{t-1} \quad (4)$$

该动态方程概括性刻画政府负债率动态变化，具有很强的适应性。例

如, 假设实际 GDP 保持恒定, 即 g_t 为 1, 且基本赤字的外生成分 x_t 为一个大于 0 的常数, 债券是永久性的, 即 δ 为 1; 令 q_t 为 1, 根据式 (2) 计算 κ , 得到实际利率 $\gamma = \kappa$; 且假设政府对债务量无反应, 即 $\alpha = 0$ 。此时, 负债率动态方程变为:

$$B_t = x_t + (1 + \gamma)B_{t-1} \quad (5)$$

如果 $\gamma > 0$, 负债率会无限上升, 没有收敛的趋势; 相反, 如果 $\gamma < 0$, 负债率会收敛到一个稳定值 $B^* = -x_t/\gamma$ 。

现在, 考虑另外一种情况, 如果实际经济持续以一个正的速率增长, 即 $g_t > 1$, 同时实际利率 r 大于实际经济增长率 ($g_t - 1$), 防止负债率不收敛, 财政政策对债务余额有一个适当的反应是必要的, 即必须有 $\alpha < 0$, 使得 B 的系数 $(1 + \gamma)/g_t + \alpha$ 小于 1, 才可能遏制不断上升的负债率。目前, 从我国宏观实际情况来看, 实际利率一般小于实际经济增长率, 即 $\gamma < g_t - 1$, 为防止负债率发散, 应满足 $(1 + \gamma)/g_t + \alpha < 1$, 这时允许有一个正的 α 存在, 但是 α 的取值受到一定的限制。

最后, 通过一个经验递归模型获得负债率的稳态分布。为准确刻画负债率分布, 放开对经济状态的约束, 假设经济状态 s_t 遵循离散取值的一阶马尔可夫过程 (Markov Process), 其中 $s_t \in \{1, 2, 3\}$ 。这样, s_t 的转移概率矩阵 Ω 为:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\omega_{ij} = P[s_{t+1} = j | s_t = i], \quad \forall i, j = 1, 2, 3, \quad \sum_{j=1}^3 \omega_{ij} = 1, \quad \forall i = 1, 2, 3 \quad (7)$$

式中, ω_{ij} 为转移概率, 表示经济状态变量 s 从 t 年的 i 状态转换到 $t+1$ 年的 j 状态的概率, 显然满足 $0 \leq \omega_{ij} \leq 1$ 。

在经济状态 s 下, 基本赤字的外生成分为 x_s , 实际 GDP 增长率为 g_s , 以及债券价格为 q_s 。经济的整个状态由 $[s, B]$ 来刻画, 其中负债率是一个分离的状态变量, 而基本赤字的外生成分 x_s , 实际 GDP 增长率 g_s 以及债券价格 q_s , 是离散的经济状态 s 下的变量。

每一年, 经济状态以概率 $\omega_{s,s'}$ 从 s 转移至 s' , 负债率 B 到 B' 遵循如下动态方程:

$$B' = \frac{x_{s'}}{q_{s'}} + \left(\frac{\kappa}{q_{s'} g_{s'}} + \frac{\delta}{g_{s'}} + \frac{\alpha}{q_{s'}} \right) B = \phi_{s'} + \varphi_{s'} B \quad (8)$$

令 $\Omega(s'|s)$ 为给定 s 的情况下 s' 的条件累积分布函数; $T(s', B'|s, B)$ 为给定前一组经济状态 $[s, B]$ 时的联合条件累积分布函数:

$$T(s', B'|s, B) = \Omega_{s,s'} I \left(B' - \frac{x_{s'}}{q_{s'}} - \left(\frac{\kappa}{q_{s'} g_{s'}} + \frac{\delta}{g_{s'}} + \frac{\alpha}{q_{s'}} \right) B \right) \quad (9)$$

式中, $I(\cdot)$ 为示性函数, 当 $\cdot$ 为负值时, $I(\cdot)$ 等于 0; 当 $\cdot$ 为非负时, $I(\cdot)$ 等于 1。

$[s, B]$ 的遍历条件分布函数为 $Q(s, B)$, 满足不变性条件:

$$Q(s', B') = \int_{s=1}^{\kappa} \int_{B=-\infty}^{\infty} T(s', B'|s, B) dQ(s, B) \quad (10)$$

为获得较高精度下的解, 将 $[s, B]$ 空间分为 N 个区间, 每个区间的中心为 $[\bar{s}_i, \bar{B}_i]$, 满足:

$$q_i = p \{ \text{负债率落入区域 } i \} \quad (11)$$

$$t_{i,j} = p \{ \text{从 } [s_i, B_i] \text{ 出发, 落入 } j \text{ 区域} \} \quad (12)$$

通过求解如下线性方程组:

$$q_j = \sum_{i=1}^N t_{i,j} q_i \quad (13)$$

$$\sum_{i=1}^N q_i = 1 \quad (14)$$

可得负债率的稳态分布:

$$q' = [[(T - I)_{(1,2,\dots,N), (-N)}, \mathbf{1}]^{-1}_{N \times N}]_{N, (1,2,\dots,N)} \quad (15)$$

式中, I 为 $N \times N$ 维的对角单位矩阵, $\mathbf{1}$ 为 $N \times 1$ 维元素全为 1 的列向量, 下角标 $(1, 2, \dots, N)$, $(-N)$ 表示取矩阵的前 $N-1$ 列, 下角标 N , $(1, 2, \dots, N)$ 表示取矩阵的第 N 行。通过式 (6) ~ 式 (15) 计算所得政府负债率遍历分布是根据实际数据接近精确的计算所得, 而并非模拟实现。

(二) 地方债临界规模计算以及增长情况分析

政府负债率遍历分布求解对数据量有一定的要求, 分析中央政府债务风险有较大的现实意义, 但是, 考虑我国地方债数据严重不足的现实, 将模型直接用于地方债风险分析可能存在偏倚, 因此, 结合实际国情, 我们从临界

上限这一间接途径进行分析,假设地方债无障碍地转移给中央政府,并以马约规定的政府负债率 60%作为中央政府债务风险控制标准的参考上限,对可容忍的地方债最大规模进行估算,将其作为地方债的风险临界值,并对突破风险的情况进行分析。

由中央政府负债率遍历分布结果可得:

$$P\{B = B^*\} = q_{\max} \quad (16)$$

$$\bar{B} = Bq \quad (17)$$

式中, B^* 为稳态分布下最大概率的中央政府负债率取值,即每一年负债率最有可能的取值; $\bar{B}$ 为概率加权中央政府负债; B 为每一年实际的中央政府负债率。

从临界上限的角度分析地方政府债务风险,可得我国地方债的三重风险临界值 $RC_{i,t}$

$$RC_{i,t} = \gamma_i(60\% - B_{i,t}) \quad (18)$$

式中 $i = 1, 2, 3$; $B_{i,t} = B^*, \bar{B}, B_t$ 。同时,计算地方债实际规模与风险临界值的比重 $\gamma_{i,t}$:

$$\gamma_{i,t} = \frac{D_t}{RC_{i,t}} \quad (19)$$

式中 D_t 为 t 年地方债实际规模。

最后,通过计算 $\gamma_{i,t}$ 的增长率 λ_i ,分析地方债逼近风险临界值的情况:

$$\lambda_{i,t+1} = \frac{\gamma_{i,t+1}}{\gamma_{i,t}} - 1 = \frac{D_{t+1}}{D_t} \times \frac{(60\% - B_{i,t})}{g_{t+1}(60\% - B_{i,t+1})} - 1 \quad (20)$$

当 $i = 1, 2$ 时, $\lambda_{i,t+1} = D_{t+1}/(D_t g_{t+1}) - 1$,增长情况与约束无关,代表除去经济增长后的地方债实际增长率。

当 $i = 3$ 时, $\lambda_{i,t+1} = D_{t+1}(60\% - B_{3,t})/[D_t g_{t+1}(60\% - B_{3,t})] - 1$,增长情况与约束有关,表示一个带有约束比的地方债实际增长率。

三、实证分析

(一) 我国经济景气分布及转移

选取能够反映经济景气变化的实际 GDP 增长率、通货膨胀率、实际利

率和失业率四个宏观经济指标^①进行聚类分析,变量实际值均以1978年为基期进行相应调整,样本区间选择为1978~2012年,^②数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》以及中国人民银行网站等。

该部分使用R3.1.0软件进行层次聚类分析,并通过评估指标获取最佳的聚类数目,作为我国经济景气分布结果。具体地,分别选取类数 $n=2, 3, 4, 5$ 进行聚类分析,并获得不同类数下聚类结果的类内变异平方和 SS_w ,类间变异平方和 SS_b ,以及样本所有观测的变异平方和 SS_t 。然后,使用判定系数平方值(RSQ)、半偏判定系数平方值(SPR)和标准偏差平方根(RMSSTD)三个评估指标作为类数决策依据(Sharma, 1995; 陈顺宇, 2005)。最后,将四类下的三个判断指标绘制成陡坡图,决策出最佳类数。

其中,判定系数平方值, $RSQ = SS_b/SS_t$;半偏判定系数平方值, $SPR = (SS_{w,k} - SS_{w,k+1})/SS_t$,其中 k 为类数;标准偏差平方根值, $RMSSTD = \sqrt{SS_{w/k}}$, k 为类数。一般而言,上述三个指标绝对值没有太大的意义,主要是综合考虑类数改变时三个指标变异显著程度。随着原有类别合并成新类,RSQ会不断下降,当其变异明显时说明原类的合并造成类间的异质性显著下降,则应保持在原类水平上;SPR会不断上升,当其变异明显时说明原类的合并使得类内的异质性显著上升,则应保持在原类水平上;RMSSTD会不断上升,当其变异明显时说明原类的合并使得类内的同质性显著下降,则应保持在原类水平上,如图1所示。

从图1可以看出,随原类合并,RSQ呈下降趋势,SPR和RMSSTD呈上升趋势,在由5类聚成4类及4类聚成3类时,各指标的变化较为平稳,而由3类聚成2类时,三条曲线有明显的转折,由此可以判断类数应该取3类较佳。同时,使用R3.1.0软件中的NbClust包进行聚类数目的选择和比较,结果有16个指数显示3类是最好的分类数目,7个指数显示2类是最好的分类数目,3个指数显示8类是最好的分类数目。综合上述分析,本文使用的类数为3,具体分类指标情况如表1所示,分别对应中国经济的3种

① 通货膨胀率是中国经济景气检测中心景气动向指数组中的滞后指标,基本赤字率与包含财政收入的社会收入指数(一致指标)以及财政支出(滞后指标)相关联的,利率属于OECD景气指标体系的滞后指标。此外,孙天琦(2004)指出GDP增长指数也能很好反映我国经济景气变化,且GDP为OECD景气指标体系的一致指标。

② 考虑到计划经济和市场经济两种市场体制,选取1978~2012年进行分析,本文尽可能使用2014年最新数据,但是就全文实证分析而言,一些指标数据只能搜集到2012年。

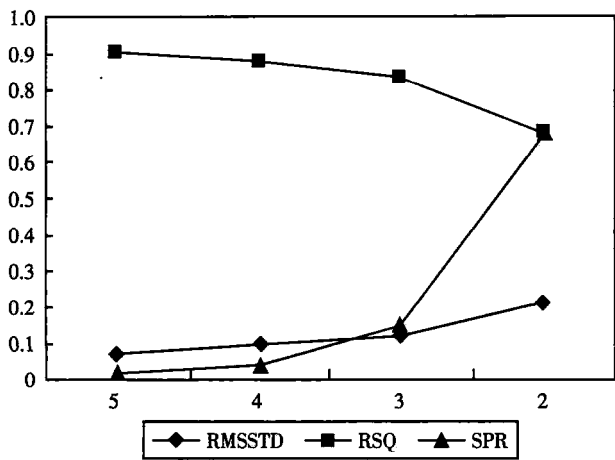


图 1 聚类类数陡坡图

状态。具体定义如下：①经济低迷，即低落或不明朗（Dim）：失业率最高，实际利率较高，实际 GDP 增长率和通货膨胀率都较低，属于经济不景气和经济复苏之间的过渡阶段或是经济复苏的初始阶段，或者是经济回落阶段。②经济常态（Normality）：实际 GDP 增长率较高，通货膨胀不明显，较为温和，实际利率接近于零。③经济繁荣或过热（Boom）：通货膨胀率极高，实际 GDP 增长率处于较高的水平，且失业率极低，经过一段经济的恢复和经历过超高速增长，累积出高通货膨胀率，经济过热。

表 1 中国改革开放以来经济景气分布情况

状态	实际 GDP 增长率	通货膨胀率	实际利率	失业率	概率	示例年份
1	0.022011	0.013521	0.029116	0.035632	0.54	1978, 1997, 2009, 2012
2	0.068455	0.062291	-0.009900	0.033273	0.32	1985, 1992, 2004, 2011
3	0.140300	0.185400	-0.085040	0.025800	0.14	1988, 1989, 1993, 1995

通过聚类分析可得转移概率情况（见表 2），其中，状态 1 维持自身稳定的能力最强，当我国经济低迷时，有 66.67%的可能性下一年持续这种低迷状态，而转向状态 2 的概率为 33.33%，即下一年逃离这种低迷状态的概率；状态 3 维持自身稳定的能力略次于状态 1，即当我国处于经济繁荣或过热时，下一年以 60%的可能性持续这种经济氛围，而以相同的概率（20%），或经过调整进入经济常态，或经济体不能完全消化经济繁荣带来的累积效应带来的负面影响，直接转向经济低迷；状态 2 维持自身稳定性的能力最弱，

下一年保持这种良好经济稳态的概率仅为 36.36%，而转向经济低迷状态的可能性则相对较高，达到 45.46%，而经济持续升温形成经济繁荣的可能性也仅为 18.18%。根据 Smith and Summers (2002) 计算平均持续期 (Expected Duration)^① 的方法，可得出我国处于经济状态 1、经济状态 2 和经济状态 3 的平均持续期分别约为 3 年、1 年 10 个月和 2 年 6 个月。同样，从经济平均持续期也可以看出经济最佳稳态，即状态 2 是最难以维持的，持续期相对最短；相反，当经济处于低迷或过热状态时，持续势头更为强劲、趋势也更长久。

表 2 三种经济状态间转移概率

From	To			平均持续期 (年)
	状态 1 (%)	状态 2 (%)	状态 3 (%)	
状态 1	66.67	33.33	0.00	3.00
状态 2	45.46	36.36	18.18	1.83
状态 3	20.00	20.00	60.00	2.50

综合来看，我国经济发展具有两端化的趋势，下一年为经济稳态的可能性要低于低迷或经济过热的。而且，与经济进入稳态相比较而言，我国经济一旦进入相对极端化的状态，就具有较强的惯性，更有可能持续这种相对极端的经济状态。同时，还可以看出从经济低迷直接过渡到经济繁荣，或者从经济的稳态实现经济持续升温，导致经济过热都是比较困难的，说明国家的宏观调控具有一定的积极作用。因此，针对我国经济发展的这种特点，政府进行适当的宏观调控是必要的、合理的。

(二) 中央政府负债率稳态分布

中央政府负债率 (B) 使用国债余额和名义 GDP 的比值进行校准，国债数据来自于中国人民银行、中国证监会，《2008 年中国证券期货年鉴》和《2013 年证券期货年鉴》。通过中央政府负债率的样本数据，可以获得中央政府负债率频率分布图，如图 2 所示。基本赤字率 (d) 使用基本赤字^② 和名

① 它是指某种经济状态 i 的平均持续期 (又称期望久期)，计算公式为 $(1 - p_{ii})^{-1}$ ，其中 p_{ii} 为下一年状态 i 维持自身状态稳定的概率。

② 2000 年以前，财政支出中不包含利息支出，基本赤字等于财政赤字；2000 年起，财政支出中包括国内外债务付息支出，计算基本赤字时需要去除财政支出的利息支付成分。

义 GDP 的比值进行校准, 财政收入、财政支出数据来自于《中国统计年鉴》, 利息支出数据来自 2001~2013 年《中国财政年鉴》财经统计资料中的国家财政预算、决算收支表的国内外债务付息支出(国债)付息支出项目。该部分实证通过 R3.1.0 软件编程实现, 如图 2 所示。

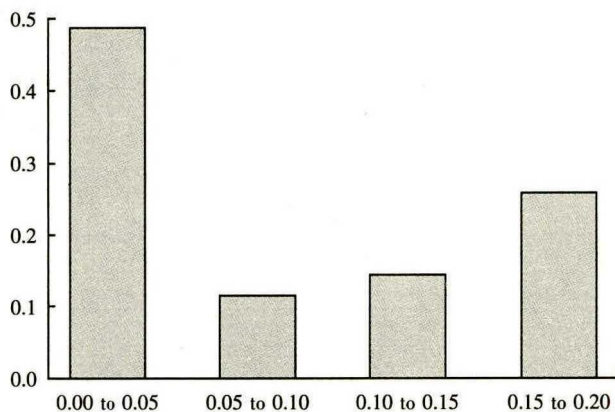


图 2 中央政府负债率频率分布

首先, 将宏观经济变量的经验递归模型用于中央政府债务风险定量测度, 模型相关参数: 反馈系数 α , 利息支付 κ , 折旧因子 δ 。其中, δ 的计算, 使用校准的方法赋值, δ 取平均偿还期^①的倒数 (Woodford, 2001), 用 2004~2012 年国债价值加权平均偿还期倒数的平均值校准; κ 通过将债券价格 q_2 取 1 (经济处于稳态时) 以及聚类得到的相关状态变量结果, 代入式 (2) 得到。

模型相关状态变量: 基本赤字率的外生成分 x_s , 实际 GDP 增长率 g_s , 以及债券价格 q_s 。其中, q_1 和 q_3 通过将相关聚类结果和 κ 值代入式 (2) 计算得到, g_s 取值由表 1 给出。

参数 α 和状态变量 x_s , 以及不同状态下的负债率动态方程, 使用式 (1), 加入经济状态虚拟变量 (D_i , $i = 1, 2, 3$) 在年度层面建立回归模型进行估计得到, 由于我国 1981 年开始恢复国债发行, 为增加模型拟合程度, 回归时, 使用 1981~2012 年的样本数据, 结果如下:

^① 平均偿还期为国债价值加权平均偿还期, 原始数据来自中华人民共和国财政部/国债管理/国债发行。

$$d_t = 0.0076 - 0.0062D_2 + 0.0329B_{t-1}$$

(21)

式中， D_2 为状态 2 的虚拟变量，即当处于状态 2 时，其值为 1，其他为 0。由式 (21) 可得 α ， x_1 ， x_2 ， x_3 的值，从而得到模型相关参数和状态变量结果，如表 3 和表 4 所示。

表 3 基本模型参数结果

参数	α	κ	δ
校准值	0.0329	0.6703	0.3198

表 4 基本模型状态变量结果

状态变量	S 为 1	S 为 2	S 为 3
x_s	0.0076	0.0014	0.0076
g_s	1.0220	1.0685	1.1403
q_s	0.9450	1.0000	1.1262

反馈参数为 0.0329，说明目前我国历史债务增加使得赤字以 3.29% 的比例增加，我国中央政府债务现状很可能是，借新债还旧债，而未能有效作用到实体经济的刺激上，造成债务不断累积，而在实体经济上又得不到援助，形成债务螺旋（债务—赤字—债务）。但就我国经济发展状况而言，很长一段时间内仍会保持较快速的经济增长，对资金需求相对旺盛，短期内经济结构和财政体制又不可能实现根本性的改善，结合目前我国实际利率小于实际经济增长率的这一现实，即 $r < g - 1$ ，由前面模型构建中相关分析可知， α 为 0.0329，这一较小的正值的存在并非必然引起债务的无限发散。但是， α 为大于零的一个常数这一客观存在，需要引起财政上的注意，政府应通过改善债务结构、投资领域和合理设置偿还期限等，提高公共资金体系配置的效率，使得债务和实体经济之间有一个良好的促进作用，从而改善财政状况。

关于基本赤字的外生成分 x_s ，状态 2 的值相对较小，说明经济处于相对常态时，不可预期的事件较少，政府的非预期性支出成分较低。状态 1 下的值较状态 2 的大，说明越是经济低迷时，不可预期成分越多，需要财政上更多支撑，与现实情况较为吻合；而状态 3 下的高值需要注意，正常情况下，经济繁荣时期的财政的非预期性应急支出应该是较低的，我国的高值说明这一时期国内经济繁荣很大程度上可能是由国家政策性的倾斜催生出来的（状态 3 对应的年份为 1988 年、1989 年和 1993~1995 年），而非一种健康的繁荣状态。

将表 3 和表 4 中的模型参数和状态变量结果代入式 (8), 可得到基本模型中不同经济状态下的负债率动态方程, 系数结果如表 5 所示。

表 5 基本模型下负债率动态方程系数

系数	S 为 1	S 为 2	S 为 3
ϕ_s	0.0080	0.0014	0.0067
φ_s	1.0417	0.9595	0.8317

不同经济景气下的负债率动态变化路径不同 (见图 3), 状态 1 下的负债率不收敛, 有无限发散的趋势; 状态 2 和状态 3 下的负债率都有收敛的趋势, 分别收敛至 B_2^* 、 B_3^* , 并且状态 2 的收敛速度较快, 状态 3 下负债率收敛相对缓慢。同时, 结合我国实际利率小于实际 GDP 增长率, 反馈系数大于 0 的事实, 发现经济低迷时, 政府在无有效财政收入的前提下, 出于刺激经济的考虑, 更有可能借新债还旧债而形成债务累积, 负债率无限发散的可能性极大, 政府此时应进行财政上的调整, 合理安排资金投向, 防止债务不断累积, 引发债务危机; 当经济处于常态或繁荣, 负债率变化存在一个收敛路径, 政府更应关注债务对于实体经济的积极作用, 实现债务增加—刺激经济—基本赤字下降的良性循环。

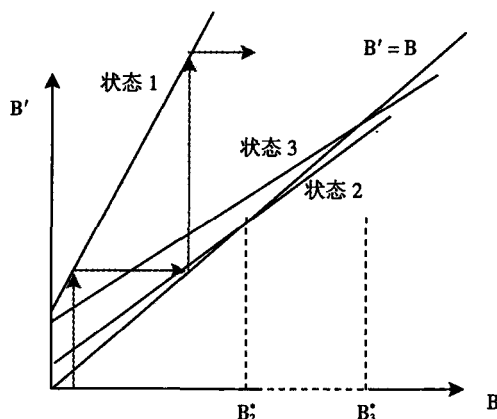


图 3 不同景气状态下 B 动态变化示意图

其次, 对负债率稳态分布进行精确求解。在 3 个经济状态下定义一系列离散的区间, 在每一个状态下设置 $[B_i, \bar{B}_i]$ 上 1000 个等间隔的区间, 使用等间隔区间的中点进行实证录入以求解负债率的遍历分布, 其中 $i=1, 2,$

3, B_i 、 $\bar{B}_i$ 分别为状态 i 下的负债率最小值、最大值。因此, 状态空间由 3 维变为 3000 维, 表 6 给出实际负债率以及模拟分析对比情况, 发现模拟值和实际负债率吻合度较高, 能够通过模拟负债率对实际经济进行相应的说明。根据式 (6) ~ 式 (15)、表 2 和表 5 结果, 计算基本模型下中央政府负债率的遍历分布, 并得到中央政府负债率的累积分布概率图, 如图 4 中实线所示。结合负债率实际数据、图 4 实线走势和具体负债率遍历分布结果对我国中央政府负债率进行基本情况分析和稳态情况分析。

表 6 实际负债率与模拟分析对比

负债率	平均数	标准差	第一四分位数	第二四分位数	第三四分位数
实际值	0.0832	0.0623	0.0305	0.0543	0.1505
模拟值	0.0741	0.0464	0.0419	0.0526	0.1102

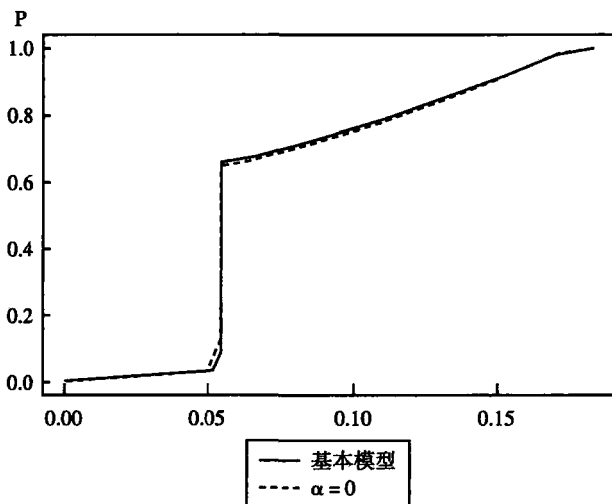


图 4 基本模型和政府无反应时 B 累积概率分布图

关于我国中央政府负债率基本情况: 历史负债率为正, 但一直处于相对较低的水平, 1983~1987 年的平均负债率为 2.69%, 2008~2012 年的平均负债率为 15.83%, 大约增加 13 个百分点, 并且在 1997 年开始有显著的增长, 最大值为 2007 年的 18.34%。1997~1998 年负债率的显著增长, 在很大程度上与亚洲金融危机的爆发有关, 虽然此前我国实行比较谨慎的金融政策和采取一系列防范金融风险的措施, 在危机中未受到直接冲击, 但为缓解亚洲金融危机仍采取一些积极的政策。例如, 在坚持人民币不贬值的的同时, 中国政

府采取努力扩大内需、刺激经济增长的政策。此后至 2007 年,中央政府负债率一直处于上升趋势,并在 2007 年达到极值水平。从 2008 年开始,除 2009 年一个上升点以外,负债率开始呈现出很强的下降趋势,2012 年负债率为 13.86%,与 2000 年水平相当。2009 年负债率的上升很大程度上是我国政府出台“一揽子”计划应对 2007~2008 年金融危机的结果,我国兼施积极的财政政策和适度宽松的货币政策,其中出台的两年新增 4 万亿元的投资计划是其中一个重要组成部分,并由此催生出来的井喷式增长的融资平台公司(2013 年底数目为 7170 家)。目前这些措施的影响仍然存续,对地方政府债务的“繁荣”起到一个直接刺激作用,使得我国的地方政府债务备受关注,甚至成为外界认为阻碍我国经济增长的最大原因。整体来看,我国中央政府负债率控制较好,并且开始呈现收敛的趋势,值得警惕的是,这种收敛是否以债务转移的方式分散了对于风险的关注,特别是近年来不断膨胀的地方债。

最后,分析中央政府负债率稳态分布情况。通过图 4 基本模型下的负债率累积概率分布趋势线可以发现,就负债率的稳态分布整体来看,中央政府债务风险较小,处于安定的状态。具体地,在负债率 5%左右有一个概率的陡增,此前和之后的概率变化都比较平稳。相对而言,大于 5%区域概率变化幅度比小于 5%区域的稍大。结合遍历分布具体结果可知,负债率 5.4281%的概率约为 0.5705,即无论从什么经济状态出发,中央政府负债率处于 5.4281%的可能性最大,而且落入两端的概率是不对称的,即更倾向于形成更大的负债率,而不是更小的负债率,与前面聚类分析中我国经济状态分布不对称是一致的。

现阶段我国政府对于债务的反应仍表现为,很大程度上的借新债还旧债,对经济的有效刺激有限,政府公共资金配置效率低,体现在模型中表现为一个较小的 α 的正值;但就经济发展趋势而言,政府会逐渐实现对债务的有效反应,使得债务能够有效作用于实体经济,形成一个债务增加—经济刺激—赤字减少的有效链条,在模型中具体表现为 α 取负。为分析 α 的变化对于负债率稳态分布的影响,给出 $\alpha=0$ 时,即政府对历史债务不作反应的负债率分布情况,作为一个参考标准和基本模型进行比较,以趋势性分析 α 这一重要内生参数对于模型的作用,从而方向性了解未来我国政府负债率分布趋势。

表 7 $\alpha = 0$ 时负债率动态方程系数

状态变量	s 为 1	s 为 2	s 为 3
ϕ_t	0.0080	0.0014	0.0067
φ_t	1.0069	0.9266	0.8025

根据式(6)~式(15)、表2和表7,计算 $\alpha = 0$ 时,中央政府负债率的遍历分布,得到政府对债务积累不作反应时的负债率累积概率分布情况,即如图4中虚线所示。从图4可以看出,与基本模型相比,当政府对债务无反应时,即 $\alpha = 0$ 时,负债率累积概率分布震荡程度下降,与基本模型中的负债率累积概率曲线在高概率值5.4281%附近有所偏离。结合具体的负债率稳态分布进行分析,和基本模型中负债率为5.4281%的概率为0.5705相比较,新模型中下降至0.5202;在区间(0.050268, 0.051846)内概率增加幅度相对较大,而落入区间(0.051863, 0.054264)内概率表现为持续下降,区间(0.054283, 0.061347)内的概率则是围绕原模型概率值震荡,落入剩余区域的概率则表现为不同程度的增加。整体来看,政府对于债务不作反应的情形,与基本模型相比较,首先,负债率的稳态分布更加分散,并且不同景气状态下的负债率动态路径有一定改变,但本质趋势不变,即经济景气对于风险的影响是根本性的,决定了负债率的收敛和发散;其次,虽然收敛状态下达到的均衡负债率都有一定的下降,但是分布的波动性增强,风险性上升,管理当局将面临更多的挑战;最后,这种变化趋势表明未来负债率出现异常值的概率增加。因此,在未来的一段时期,如果中央政府负债率出现一些异常变化,也是经济发展过程中不可避免的。

(三) 地方政府性债务^① 风险临界分析

通过中央政府债务风险分析可以发现,我国中央政府债务发展空间较大,且负债率2007年以来已经表现出一定的收敛趋势,为地方政府债务的适度发展提供一定的空间。鉴于我国地方政府债务数据公布时间较短,直接进行负债率遍历分析,结果存在偏倚,为实现对地方债风险的定量测度,需从临界上限这一间接途径进行分析。首先,定量测量地方政府性债务发展空间上限;其次,对地方债与风险临界值的比例这一指标增长情况进行分析,

^① 文中实证部分使用审计署公布的地方政府性债务数据,时间跨度为2008~2012年,其中2011年数据缺失,下文提到的地方债以及地方政府债务都为这一概念。

考察其逼近风险边界的速度；最后，估算地方债规模突破临界点所需年限。

由中央政府负债率遍历分布结果可知，我国中央政府负债率有 0.5705 的概率落入 5.4281% 附近区域，即说明经过相当长一段时间，无论从哪一年开始，经济处于什么状态，负债率落入 5.4281% 左右的可能性最大，这一稳态值相对于马约规定的 60% 这一债务风险约束上限有相当大的距离，为控制风险，地方政府负债率上限为 54.5719%，可计算得到地方债风险临界值 1 (RC₁)。同时，由基本模型下负债率遍历分布结果可计算中央政府加权平均负债率，为 7.6333%，则地方政府负债率上限为 52.3667%，可计算得到当年地方债风险临界值 2 (RC₂)。再者，计算马约规定的 60% 的债务风险警戒线与实际的中央政府负债率之间的差距，作为地方政府负债率又一个约束，可计算出地方政府债务风险临界值 3 (RC₃)。然后，比较审计署公布的地方政府性债务占各风险临界值的比例 ($\gamma_{i,j}$)，考察我国地方债逼近风险临界值的情况，以 1 为限，小于 1 说明地方债风险可控，1 附近则说明地方债处于风险可能爆发的边缘，表 8 列出具体的结果。

表 8 地方债实际量占风险临界值比例

单位：%				
参照标准	2008 年	2009 年	2010 年	2012 年
临界值 1	32.49	48.47	48.91	56.05
临界值 2	33.86	50.51	50.97	58.41
临界值 3	40.16	61.51	61.87	66.30

资料来源：2010~2013 年 6 月份地方债实际值数据来自于国家审计署审计结果，2008 年和 2009 年地方债实际值数据根据 2011 年《全国地方政府性债务审计结果》图 2 计算而来，其中 2011 年数据缺失。

通过地方政府性债务历史数据和风险临界值比较发现，我国地方债实际规模小于风险临界值，并且风险临界值 1、风险临界值 2 和风险临界值 3 依次下降。同时，地方债实际规模和风险临界值之间绝对差距呈稳定增大趋势，除 2009 年一个较小的异常值。结合表 8 进一步分析，首先，地方债整体上不断靠近临界点，但所有比值都小于 1，即处于风险可控范围以内，除 2009 年变动幅度稍有异常，即地方债发展空间约束在增强，抗险能力也在下降，政府在未来的宏观调控中需要更加谨慎；其次，2008 年至今，地方债实际量占各风险临界值的比重增加较为明显，即地方债膨胀的速度较快，其中以 2009 年增幅最为明显（见图 5）；最后，以负债率稳态分布为研究前

提时, 地方债未来发展的趋势可能是依次突破临界值 2、临界值 1。具体地, 随着地方债不断增大, 地方债有可能先突破风险临界值 2, 这种情形出现时需要警惕, 临界值 2 是一个加权风险值, 代表风险的一般水平, 当地方债突破这一防线时, 说明风险存在的普遍性; 如果地方债突破风险临界值 1, 说明中央政府作为地方政府的最后偿债人, 每一年都面临被拖垮的极大可能性, 整个国家的经济发展都会受到阻碍, 达到了风险的最强程度, 应该尽量避免达到这一临界值。我国地方债务突破风险临界值 3 的情况, 因其以中央政府实际负债率为研究前提, 应视具体情况分析, 可能是经济发展到特殊阶段需要面临的, 一般属于暂时性的; 如果突破风险临界值 3 变为一种常态, 则需引起注意, 因为地方债整体规模总是超过经济可承载量, 可能会阻碍经济长期健康发展。

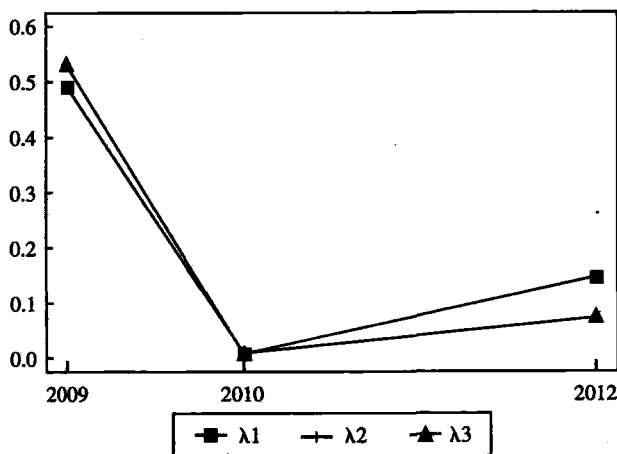


图 5 不同临界条件下占比增长率

我们进一步测度地方债实际量占风险临界值比例的增长情况, 如图 5 所示, 可对地方债逼近风险临界点的速度进行分析。地方债实际量占风险临界值比例的增长率, 在某种意义上还可以刻画去除经济增长因素后赋权的地方政府债务的实际增长情况, 由式 (20) 和 $B_{i,t} = B^*$, $\bar{B}$, B_t 可得, 占比增长率 $\lambda_{1,t+1}$ 和 $\lambda_{2,t+1}$ 相等, 即在临界值 1 和临界值 2 情况下, 由于二者均以负债率的稳态分布为计算基础, 因此, 也都可以代表去除经济增长因素后权重为 1 的地方债实际增长率, 两者走势完全重合; 而临界值 3, 即 $\lambda_{3,t+1}$, 和前者不同, 它以每一年实际负债率为研究基础, 即每一年受到的约束不一

致,因此,其还可以表示权重为约束比的地方债实际增长率,趋势和前两者有着一定的偏离。下面,从上述两个角度对图 5 进行分析,首先,从原始定义上, $\lambda_{i,t+1}$ 表示地方债实际量占风险临界值比例的增长率,图 5 中三条线趋势基本一致,表明地方债向风险临界点逼近的速度在经历 2009 年的高潮后开始放缓,其中以稳态分布为前提的 $\lambda_{1,t+1}$ 和 $\lambda_{2,t+1}$ 变化要快于 $\lambda_{3,t+1}$,说明未来一段时期临近风险边界的速度加快。其次,该指标可引申为不同临界条件下赋权的地方债实际增长率,其中,2009 年的增长情况较为异常,地方债的实际增长先后经历一个高峰和一个低谷,这与金融危机爆发及我国出台的一系列积极政策不无关系;与 λ_3 走势相比,在稳态分布前提下的地方债实际增长率变动幅度较小,即 λ_1 和 λ_2 变化相对平稳。此外, λ_1 和 λ_2 的变化趋势要早于 λ_3 ,具有先导性,起一定预警作用,即未来一段时间我国地方债的增长可能依然要快于经济的实际增长,并且差距有拉大的趋势,这种超常规发展趋势值得注意,应防止地方政府债务突破经济体最大承受能力。

此外,我们还对地方债突破风险临界值年限进行粗略估算。以 2012 年为起始时间,分别考虑不同约束下,地方债实际量占风险临界值比例达到 1 所用年限 n_i ,使用 2012 年的增长率为不变增长率进行估算:

$$\gamma_{i,2012} \times (1 + \lambda_{i,2012})^{n_i/2} = 1^{\text{①}} \quad (22)$$

式中 $i = 1, 2, 3$,通过式 (22) 可计算得到, $n_1 = 8.4962$, $n_2 = 7.8910$, $n_3 = 11.8861$ 。

在负债率稳态分布的前提下,临界值 2 首先被突破的可能性更大,使用时间较短,大约为 7.9 年,即 2019~2020 年有可能实现;临界值 1 被突破则需要更长时间,大约为 8.5 年,即 2020~2021 年有可能实现。通过三者比较可以发现,实际风险的到来相对更晚一些,需要大约 12 年的时间,即大约在 2021~2022 年实现,虽然第三种情形下的地方债务量占临界值比重较大,为 66.30%,但是占比的增长率较小,为 7.1601%,综合表现出一个更缓慢突破临界值的过程,因此,分析债务逼近风险临界时要综合考虑占比和增长情况。同时,这一结果也验证 $\lambda_{i,t+1}$,其中 $i = 1, 2$,即稳态分布前提下占比增长率走势具有一种先导性,可以形成合理风险预警。

目前,首先我国地方政府性整体债务风险的确可控,处于相对安全的区域,随着中央政府债务的稳定和收敛,未来地方债发展空间会更大,但是经

① 使用 $n/2$ 的原因在于,由于 2011 年数据缺失,2012 年增长率是 2010~2012 年的增长率。

济发展趋势下,波动性的增加值得警惕;其次,应关注地方政府债务的增长率,尤其是规模扩张速度;最后,不同风险临界值有不同的约束含义,应当结合经济发展的具体情况分析,不要夸大风险,也不要忽视风险。鉴于我国地方政府债务还有较大上升空间,在认识到风险是客观存在的现实下,要正视地方债的发展趋势,应当最大限度利用债务的有效经济效应,使得地方实体经济得到有效刺激,而非将债务规模的扩大视为风险。

四、政策模拟

政府负债率的遍历分布不仅描述了自身的波动性,同时也是随机选取年份下负债率的概率分布,单独变动某一个状态变量,并将得到的新模型下的负债率遍历分布结果和基本模型进行比较,分析不同因素对政府债务风险的影响。在前文中央政府债务风险研究基础上,将基本模型中不同状态下状态变量的值一致化,通过模拟考察经济变量对政府负债率稳态分布的影响。考虑了3种反事实状态:一是将3种经济状态下的债券价格都设置为1,即都为经济常态时的债券价格;二是将3种经济状态下的外生赤字部分都设置为0.76%,即取非常态时的外生赤字,政府对外生事件作充分准备的情形;三是将3种经济状态下实际经济增长率设置为常数1,即保持经济恒速增长,如表9所示。

表9 政策模拟三个新模型下负债率动态方程系数

政策模拟情况		状态 1	状态 2	状态 3
债券价格为 1	ϕ_v	0.0076	0.0014	0.0076
	φ_v	1.0017	0.9595	0.9012
基本赤字外生成分为 0.76%	ϕ_v	0.0080	0.0076	0.0067
	φ_v	1.0417	0.9595	0.8317
实际经济增长率为 1	ϕ_v	0.0080	0.0014	0.0067
	φ_v	1.0639	1.0230	0.9442

(一) 稳定债券价格

一般而言,经济形势较好时,债券价格较高。例如,在经济过热时,债券价格为稳态时的1.1262倍。为了分析来自于债券价格变化引起的负债率

稳态分布的变化，将经济低迷和经济繁荣状态下的债券价格设置为 1，等于经济常态下的债券价格，而其他状态变量保持不变，分析债券价格波动对于负债率稳态分布的影响，如表 10 所示。

表 10 基本模型下的债券价格情况

状 态	描 述	债券价格
1	经济低迷	0.9450
2	经济稳态	1.0000
3	经济过热	1.1262

令 $q_s=1$ ，其中 $s=1, 2, 3$ ，则状态 1 和状态 3 下的负债率动态方程系数将发生改变。根据式 (6) ~ 式 (15)、表 2 和表 9，计算债券价格稳定时，负债率的遍历分布。通过新模型下负债率的累积分布概率图（见图 6 左侧）可以发现，债券价格设置为 1 后，累积概率分布稍震荡一些，但仅仅是很小的一部分，具体而言，变化较显著的是临近 5.428% 左侧的区间，与基本模型下的概率累积分布曲线有一定的偏离。就稳态分布而言，债券价格的规范化使得负债率落入区间 $(0, 0.007795)$ 内的概率持续下降，下降幅度比较平稳，而落入较高区间 $(0.1322947, 0.183308)$ 内的概率不断增加，但增加幅度呈下降趋势；处于 $(0.007900, 0.037139)$ 内的概率随着债务率增加震荡上升，而区间 $(0.037145, 0.054281)$ 内概率值有较大幅度的下降， $(0.054283, 0.132873)$ 内的概率则是围绕原模型概率值震荡。值得注意的是，通过债券价格规范化为 1，最有可能形成的负债率 5.4281%，出现的概率由基本模型中的 0.5705 上升到新模型中的 0.6188，即负债率稳态分布的集中度明显增强，说明债券价格对负债率的稳态分布波动有一定影响，债券价格的稳定更有利于实现负债率的收敛。

(二) 政府充分考虑各种非预期事件

表 11 基本模型下的基本赤字外生成分情况

状 态	描 述	基本赤字外生成分
1	经济低迷	0.0076
2	经济稳态	0.0014
3	经济过热	0.0076

基本赤字的外生部分， x 也是决定负债率遍历分布离散程度的一个重要

决定因素,因而也影响其波动情况。一般而言,经济形势不好时,基本赤字的外生比例会比较高,以应对低迷的形势。为了分析来自基本赤字外生成分变化引起的负债率稳态分布的变化,将经济常态下的基本赤字外生成分提高为 0.0076,等于经济低迷和经济过热时的基本赤字外生成分,而其他状态变量保持不变,分析其波动性对于负债率稳态分布的影响。

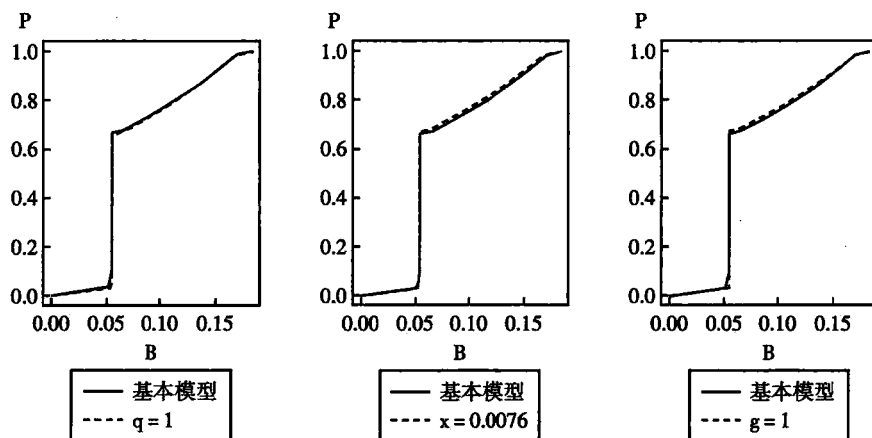


图 6 基本模型和三种政策模拟下的 B 累积概率分布

令 $x_s = 0.0076$, 其中 $s=1, 2, 3$, 则状态 2 下的债务率动态方程系数将发生改变。根据式 (6) ~ 式 (15)、表 2 和表 9, 计算基本赤字外生成分为 0.0076 时, 新模型下的负债率的遍历分布。通过负债率累积分布概率图 (图 6 中间), 可以发现, 基本赤字外生成分设置为 0.76% 后, 累积概率分布稍震荡一些, 主要体现在 5.428% 右侧, 与基本模型下的概率累积曲线有一定的偏离。就稳态分布而言, 基本赤字外生成分的一致化使得负债率落入小区间 $(0, 0.050062)$ 内和落入较高区间 $(0.054281, 0.183308)$ 内的概率下降, 而处于区间 $(0.050079, 0.054281)$ 内的概率有所增加, 通过基本赤字的外生成分为 0.76%, 最有可能形成的负债率 5.4281% 出现的概率由基本模型中的 0.5705 上升到新模型中的 0.5860, 即变化区域相对集中。基本赤字外生成分的稳定同样有利于负债率收敛, 值得注意的是, 基本赤字外生成分稳定为 0.76% 后的负债率稳态分布离散度下降幅度小于债券价格稳定为 1 的情况。

(三) 稳定经济, 保持实际经济恒速增长

负债率波动性的另一个来源是实际 GDP 增长率的波动。通过式 (4) 可以看出, 较高的实际 GDP 增长率会降低到第二项和第三项。为分析实际经济增长变化对负债率稳态分布的影响, 将经济低迷、经济常态和经济过热下的实际经济增长率设置为 1, 而其他状态变量保持不变, 分析其波动性对于负债率稳态分布的影响。

令 $g_s=1$, 其中 $s=1, 2, 3$, 则状态 1、状态 2 和状态 3 下的负债率动态方程系数将发生改变。根据式 (6) ~ 式 (15)、表 2 和表 9, 计算实际经济平稳增长时, 新模型下的负债率的遍历分布。通过负债率的累积分布概率图 (图 6 右侧), 可以发现, 实际 GDP 增长率的恒定对负债率分布影响主要体现在高概率值 5.428% 的跳跃上, 和基本模型相比较, 跨度很明显; 与前两个政策模拟结果相比不同, 负债率 5.428% 两侧都和基本模型下的累积概率分布曲线都有偏离。就新模型下的稳态分布而言, 高概率区域 5.4281% 附近概率增加极其显著, 由基本模型中的 0.5705 上升到 0.6426; 其余区域均为表现为概率的下降, 但是下降幅度不一致, 具体地, 在高概率区间两侧临近的区间 (0.050388, 0.054264) 和 (0.05438, 0.056762), 概率下降幅度很显著。此外, 在负债率区间的两端概率减少的幅度也不对称, 高负债率区间概率下降要比低负债率区间下降明显。总体而言, 与债券价格稳定、基本赤字外生成分稳定相比, 实际经济增长的稳定使得负债率稳态分布的离散程度下降更为明显、集中。

上述三个政策模拟结果表明, 状态变量的一致化对负债率动态方程系数有所影响, 但并未改变其演变的根本趋势, 即经济景气是主导风险的本质, 经济状态变量只是影响风险的程度, 没有决定性作用。具体而言, 不同状态变量一致化对债务率的稳态分布也有不同程度的影响, 而且影响方式也不尽相同, 债券价格对负债率稳态分布的影响主要体现在临近峰区的左侧, 有显著的下降, 并且分布的左尾稍变薄, 右尾稍变厚; 外生赤字成分的主要影响表现为负债率稳态分布的峰区上升, 两侧尾部均有下降; 而经济增长率的稳定使得临近峰区的两侧下降幅度显著, 而对尾部影响相对较弱。同时, 与其他两个状态变量相比, 实际经济增长稳定使得负债率分布的离散度下降最为明显。但相同点是, 通过单个状态变量的一致化, 都使得负债率分布的离散度下降, 政府债务风险性降低。

债券价格的稳定使得负债率集中趋势增强,即说明维持金融市场的稳定这一主动控制手段对于控制政府债务风险有一定的效果,尤其是在经济低迷时更为有效,但力量相对分散,与我国金融市场的不完全性可能有一定关系;通过稳定实际经济增长则使得债务实现明显的收敛,控制政府债务风险效果最为集中、显著,更适宜在经济发展平稳期使用,在经济低迷或过热时效果可能被削弱,即在经济发展中,维持经济的恒速发展对平稳期的财政稳定更具有意义;通过政府对非预期事件给予最充分准备,债务也呈现出一种更显著的集中,但这一被动预防手段影响力在三者中最为薄弱。但值得注意的是,这一被动防范手段力量虽小,但影响较为均匀,尤其对经济的极端状况确有一定功效,适宜在经济过热或过冷时作为调控手段控制政府债务风险。总体来说,对于政府债务风险防范,主动控制的效果要好于被动防范,而且政府债务风险并非独立的财政问题,与金融市场、宏观经济以及政府预期等密切相关的,保持三者的稳定的确有助于控制负债率的波动,规避政府债务风险。因此,在分析政府债务风险时,需要进行综合性考量,避免就债务论债务。特别地,文中地方债务风险临界研究是建立在中央政府负债率遍历分布的基础上的。在未来分析我国地方政府债务风险,也应当综合考虑金融市场稳定、宏观经济运行状况以及政府预期等相关因素的影响,并结合经济景气变化,进行具体的分析并制定适宜的政策,不要局限于债务自身。

五、结 论

本文将负债率作为研究政府债务风险的基础,具体研究思路,首先通过实际利率、经济增长率等宏观经济变量的一个经验递归模型求解中央政府负债率遍历分布,作为中央政府债务风险定量测度的基础。然后,从临界点的角度切入,假设将地方政府性债务无障碍转移给中央政府,并以马约规定的负债率 60%这一控制标准为风险上限,实现对地方政府债务风险的间接定量分析。最后,通过政策模拟对影响政府债务风险的因素进行分析。

文章通过两个方面对国内现有文献进行扩展:一是对政府债务风险测度的内容进行扩展,涵盖地方政府性债务风险,考虑了我国财政体制改革中存在的实际问题,即地方政府债务存在转嫁中央政府的理论和实践可能性,两者虽然产生渠道不同,但就风险本质是无差异的,应当予以综合分析。二是

对风险定量测度途径和实现方式进行完善,就中央政府债务风险而言,将负债率作为实现风险测度的平台,通过基本赤字—债务均衡模型的扩展,政府债务债券化,以及经济景气的侧重考虑,实现风险精确定量测度,不再局限于静态分析;就地方政府债务风险而言,针对地方政府性债务数据受限的事实,从临界点的角度切入,通过合理临界上限和中央政府负债率“倒逼”获得地方政府债务上限,考虑其临界风险性。

本文得到的三个主要结论:首先,我国中央政府债务情况比较稳定,未来风险突发的可能性极低;2007 年始,我国中央政府负债率开始出现一定的收敛趋势,但经济低迷时存在债务螺旋倾向;在经济发展必然趋势下,并不排除债务出现异常值的情况。其次,我国整体地方政府性债务表现出较大的发展空间,但随着规模的膨胀,抗险能力在下降;稳态分布下的地方债占风险临界值的比例这一指标具有先导性,具有一定的预警作用,应当将其运用到地方债风险控制中。此外,地方债的增长表现出快于实际经济增长这一趋势也值得注意,并且预计未来 10 年内存在地方债风险集中爆发的可能性。最后,政策模拟结果显示,经济景气状况是决定政府债务风险的本质因素,同时政府债务风险受金融市场、宏观经济增长和政府预期不同程度上的影响。此外,不同政策在不同经济景气下适宜度不同,政府应结合经济景气状况进行具体的政策制定,要打破就债务论债务的格局。特别地,在债务相关研究中,我们认为在关注风险的同时,不能主观忽视政府债务在经济发展中的积极作用,毕竟风险分析的最终目的应当是在一个合理的可控范围内,充分利用债务的积极经济效应。

参考文献

- [1] 陈共,类承曜.关于我国债务负担率及债务依存度的考察[J].财政研究,2002 (11).
- [2] 陈顺宇.多变量分析 [M].台北:华泰书局,2005.
- [3] 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].经济动态,2012 (11).
- [4] 呼显岗.地方政府债务风险的特点、成因和对策[J].财政研究,2004 (8).
- [5] 黄国桥,徐永胜.政府性债务风险的传导机制与生成机理分析[J].财政研究,2011 (9).
- [6] 贾康,赵全厚.国债适度规模与我国国债的现实规模[J].经济研究,2000 (10).
- [7] 刘国艳,王元.积极财政政策转型与财政可持续性研究[J].经济研究参考,2012 (2).
- [8] 刘尚希.财政风险:一个分析框架[J].经济研究,2013 (5).

- [9] 刘尚希, 赵全厚. 政府债务: 风险状况初步分析 [J]. 管理世界, 2002 (5).
- [10] 刘尚希等. 地方政府投融资平台: 风险控制机制研究 [J]. 经济研究参考, 2011 (10).
- [11] 刘迎秋. 论中国现阶段的赤字率和债务率及其警戒线 [J]. 经济研究, 2011 (8).
- [12] 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).
- [13] 缪小林, 伏润民. 地方政府债务风险的内涵与生成: 一个文献综述及权责时空分离下的思考 [J]. 经济学家, 2013 (8).
- [14] 缪小林, 伏润民. 我国地方政府债务可持续性测度研究——基于单一主体模型分析 [J]. 当代财经, 2014 (8).
- [15] 彭清辉, 曾令华. 地方政府基础设施投融资平台融资的可持续性 [J]. 系统工程, 2010 (8).
- [16] 宋琳. 我国国债发行规模的适宜度研究 [J]. 统计研究, 2003 (10).
- [17] 孙天琦. 我国各省与全国经济景气的同步性研究 (1953-2004) [J]. 经济研究, 2004 (8).
- [18] 张春霖. 如何评估我国政府债务的可持续性? [J]. 经济研究, 2000 (2).
- [19] 赵全厚. 我国地方政府性债务问题研究 [J]. 经济研究参考, 2011 (57).
- [20] Alberto, A., and G. Tabellini. Positive and Normative Theories of Public Debt and Inflation in Historical Perspective [J]. European Economic Review, 1992, 36 (3): 337-344.
- [21] Bajo-Rubio et al. On The Sustainability of Government Deficits: Some Long-term Evidence for Spain, 1850-2000 [J]. Journal of Applied Economics, 2010, 13 (2): 263-281.
- [22] Blanchard, and Diamond. The Cyclical Behavior of The Gross Flows of U.S. Workers [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1990 (3): 85-143.
- [23] Budina & van Wijnbergen. Quantitative Approaches to Fiscal Sustainability Analysis: A Case Study of Turkey since Crisis of 2001 [J]. The World Bank Economic, 2009, 23 (1): 119-140.
- [24] Buiter, W. H. Guide to Public Sector Debts and Deficits [J]. Economic Policy, 1985, 1 (1): 13-79.
- [25] Buiter, W. H. The Fiscal Theory of The Price Level: A Critique [J]. Economic Journal, 2002, 112 (481): 459-480.
- [26] Buiter, W. H. Negative Nominal Interest Rates: There Ways to Overcome The Zero Lower Bound [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2009, 20 (3): 213-238.
- [27] Condon et al. Exchange Rate-Based Disinflation, Wage Rigidity, and Capital Inflows: Tradeoffs for Chile 1977-1981 [J]. Journal of Development Economics, 1990, 32 (1):

113-131.

[28] Easterly, W. When is Fiscal Adjustment an Illusion? [J]. Economic Policy, 1999, 14 (28): 55-86.

[29] Greiner et al. Debt Sustainability in The European Monetary Union: Theory and Empirical Evidence for Selected Country [J]. Oxford Economic Paper, 2007, 59 (2): 194-218.

[30] Frenkel, J. A., and A. Razin. Government Spending, Debt, and International Economic Interdependence [J]. Economic Journal, 1995, 379(95): 619-636.

[31] Hall, R. E. Fiscal Stability of High-Debt Nations under Volatile Economic Conditions [N]. NBER Working Paper, 2013, No.19797.

[32] Hall, R. E. Controlling Inflation and Maintaining Central-Bank Solvency under New-Style Central Banking [R]. Hoover Institution, Stanford University, Stanford, CA, 2012.

[33] Hana, P. Contingent Government Liabilities: A Hidden Risk for Fiscal Stability [N]. Policy Research Working Paper, 1998, No.1989.

[34] Keyder. A Note on The Debt Sustainability Issue in Turkey [J]. METU Studies in Development, 2002, 29 (3): 355-366.

[35] Makin, A. J. Public Debt Sustainability and Its Macroeconomic Implications in ASEAN-4 [J]. ASEAN Economic Bulletin, 2005, 22 (3): 284-296.

[36] McCallum, B. T. Are Bond-Financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis [J]. Journal of Political Economy, 1984, 92 (1): 123-135.

[37] Mendoza, E. G., and P. M. Oviedo. Public Debt, Fiscal Solvency and Macroeconomic Uncertainty in Latin America: The Case of Brazil, Colombia, Costa Rica and Mexico [N]. NBER Working Paper, 2004.

[38] Sharma, S. Applied Multivariate Techniques [R]. Published by John Wiley & Sons, Inc., 1995.

[39] Smith, P. A., and P. M. Summers. Regime Switches in GDP Growth and Volatility: Some International Evidence and Implications for Modeling Business Cycles [N]. Melbourne Institute Working Paper, No. 21/02.

[40] Woodford, M. Fiscal Requirements for Price Stability [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 3 (33): 669-728.