

《地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制》

评阅书及作者修改说明

发表信息：毛锐,刘楠楠,刘蓉. 地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制[J].中国工业经济.2018,(4):19-38.

《中国工业经济》外审意见 1

请给出具体审稿意见：

1. 选题意义评价

论文的选题很好，但是模型没有很好的刻画相关的机制和想要研究的议题。模型也没有描述债务扩张的机制或是冲击比较。论证过程不合理、结论可能存在错误或是不妥当。

2. 内容创新评价

内容创新性较弱，很多部分是借鉴的国外的研究模块，并且理解不够准确，模型创新性少。结果可能不正确，譬如以 TFP 对于 GDP 的影响为例，似乎是错误的。

3. 存在的主要问题

一、如果引入 BGG 金融加速器模型，作者引入了银行部门，则消费者的储蓄 D 转为银行的资产部分（也就是银行的储蓄）。消费者不会有资本经营 I 。资本经营项目由专门的资本品供给者经营，具体可参加 BGG 原文及“Measuring the Effects of Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions_”中关于对 BGG 的引入和效用函数中的预算约束方程。并且引入 BGG 模型，作者也没有刻画金融摩擦问题。

二、家庭持有资本满足的动态方程：

$$K_{t+1}^h = (1 - \delta)K_t^h + I_t^h$$

在最后市场出情时的竞争性条件，不对应。存在问题。

三、本文分为地方债务，出现了地方政府、中央政府，本质应该是一个多级政府 DSGE 模型的刻画。但是整个板块式一个区域。问题是：模型没有刻画中央政府的公共投资、公共消费，地方政府的公共投资、公共消费。具体请参看多级政府 DSGE 模型的刻画。由预算约束方程（34）重要的结果可知：其中无法区分地方政府还是中央政府。

四、公式 (33) 作者提出：地方政府向家庭及商业银行发行债券。这里面的问题是：根据这个公式无法区分家庭的债务和商业银行的债务，如果两方主体各个都有债务，系统均衡时需要两个债务的行为方程？但是模型系统没有。

五、作者对 NK-PC 新凯恩斯菲利普斯曲线理解有错误。

• Price index evolves:

$$1 = \theta \left(\frac{\Pi_{t-1}^x}{\Pi_t} \right)^{1-\epsilon} + (1-\theta) \Pi_t^{1-\epsilon}$$

公式 (11) 是价格指数的演化过程，是一个自然定义的过程，譬如定义：

譬如定义：

The aggregate price level equals:

$$P_t^{1-\epsilon} = (1-\psi)(P_t^*)^{1-\epsilon} + \psi P_{t-1}^{1-\epsilon}$$

The aggregate price level will be given by the following law of motion:

$$(1-\psi)(\pi_t^*)^{1-\epsilon} + \psi \pi_t^{\epsilon-1} = 1$$

不是通过求解出来的优化结果。

也就是说：公式 (12) 的新凯恩斯菲利普斯曲线，不是根据公式 (11) 推导出的前向的结果。虽然结果与标准的 NKPC 一样，但是表述不对。

得到正文中的公式 (12)，实际上需要求解优化问题（最优的价格设置）获得：

products:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\psi)^s \lambda_{t+s} P_{t+s}^{\epsilon} P_t^{-\epsilon} m_{t+s} y_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\psi)^s \lambda_{t+s} P_{t+s}^{\epsilon-1} P_t^{1-\epsilon} y_{t+s}}$$

We define the relative price of the firms that are allowed to reset their prices to be equal to $\pi_t^* = P_t^*/P_t$, while gross inflation is defined to be equal to $\pi_t = P_t/P_{t-1}$. The above first order condition can now be rewritten in the following form:

$$\pi_t^* = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{\Xi_{1,t}}{\Xi_{2,t}} \quad (41)$$

$$\Xi_{1,t} = \lambda_t m_t y_t + \beta \psi E_t \pi_{t+1}^{\epsilon} \Xi_{1,t+1} \quad (42)$$

$$\Xi_{2,t} = \lambda_t y_t + \beta \psi E_t \pi_{t+1}^{\epsilon-1} \Xi_{2,t+1} \quad (43)$$

再次对其中的均衡结果进行线性化才能够得到 NK-PC（也即是公式 12）。

作者此处理解不对，只是直接剪用了别人的结果，并且表述有误。

六、作者既引用了 BGG 模型 (1999)，又引用了 Holmstrom & Tirole (1997) 的设置，但是整个模型的逻辑关系比价混乱，譬如既有家庭的资本品，又有资本品供给者。没有提供完整清晰的逻辑传导机制图。譬如：

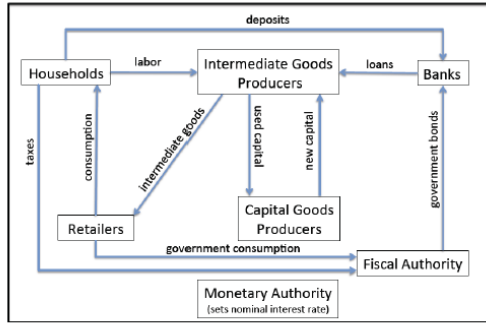


Figure 1: Overview of the model

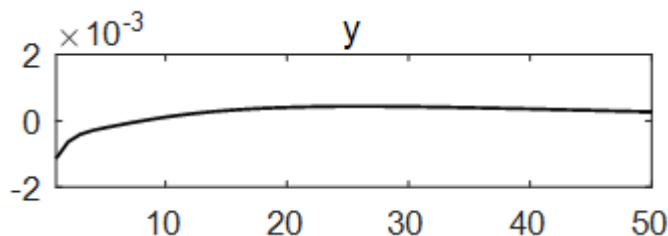
整个模型的系统比较混乱，各个模型的逻辑关系并不清晰。模型中没有中央政府，但是后面的分析突然有了中央政府模块。

七、政府预算 (34) 与实际情形无法匹配，公共消费支出消失了，如何模拟现实数据？政府债务市场出清时交代不清。如果不为零，需要政府债务的行为方程。并且，整个模型模拟现实的效果如何，K-P 指数是多少？模型和论文没有回答。

八、根据政府预算 (34)，政府税收 T 是一个名义变量。但是在消费者的预算约束方程中，政府税收 T 应该是一个实际面临。这样前后文就不对应，存在问题。全文名义变量与实际变量混用。

九、贝叶斯估计的结果， σ_a, ρ_g 对初始结果的偏离太远，是初值设定的 20 倍 10 倍左右，说明初值设定的不太合理，结果并不好。

十、TFP 冲击对 GDP 的增长效应应该是正面的，但是本文的结果是负面的。这与所有的标准 DSGE 模型的结果相违背。这说明模型的系统可能存在错误或是不准确的地方。



技术经济有利于增长，这是 DSGE 和 rbc 模型标准结论——除非系统有特殊的设置进行解释。但是作者的结果却是违背现实标准结果的。

后面还有这方面的负向的分析。

注：以上审稿意见将反馈给作者参考，字数最好不要少于 500 字。

《中国工业经济》外审意见 1 的修改说明

首先,十分感谢匿名审稿人中肯而又富有建设性的审稿意见。作者采纳了审稿人的全部审稿意见,对全文进行了全面细致认真的修改。具体修改和对审稿专家意见的回复如下:

一、如果引入 BGG 金融加速器模型,作者引入了银行部门,则消费者的储蓄 D 转为银行的资产部分(也就是银行的储蓄)。消费者不会有资本经营 I 。资本经营项目由专门的资本品供给者经营,具体可参加 BGG 原文及“Measuring the Effects of Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions_”中关于对 BGG 的引入和效用函数中的预算约束方程。并且引入 BGG 模型,作者也没有刻画金融摩擦问题。

回复:本文采用的建模基础框架并非 BGG (1999),而是 2008 年金融危机后发展起来的引入银行资产负债表机制来刻画金融摩擦的 Meh and Moran(2010)的模型框架,金融危机后发展起来的独立引入银行中介部门的金融摩擦建模策略可参考中国人民大学财政金融学院马勇副教授于 2017 年 1 月出版的《DSGE 宏观金融建模及政策模拟分析》一书中第 2 章 2.1 节内容。本文参考的基础模型的文献发展脉络可以梳理为 1.Meh and Moran(2010),《The role of bank capital in the propagation of shocks》[J],Journal of Economic Dynamics & Control; 2. Darraq-Paries, M. , Faia, E. , Palenzuela, D. (2014),《Bank and Sovereign Debt Risk Connection》[J], SAFE . W.p. ; 3. Ester Faia (2017),《Sovereign risk, bank funding and investors' pessimism》[J], Journal of Economic Dynamics & Control. 相应的边际贡献脉络可以梳理为: Paries et al. (2014) 在 Meh and Moran(2010)模型的基础上引入了银行对非李嘉图等价的政府债券的持有,但在设定上简化了 Meh and Moran(2010)模型中的名义摩擦;Ester Faia(2017)则在 Paries et al. (2014)基础上重新加入了名义摩擦,同时,通过引入投资者的信息合作博弈模型拓展了前两篇文章中对于外生银行挤兑概率(刻画银行流动性风险)的设定。在以上文献的模型基础上,本文就我国具体国情进行了进一步的设定拓展和创新。本文的边际贡献具体表述为: 1、将地方政府投资性支出为主的财政支出结构加以考虑,引入生产性支出的正外部性以刻画地方政府投资支出对我国经济增长的促进作用,同时采用贝叶斯估计的方法运用我国地方政府债务数据对模型参数进行估计,以增加模型对于我国现实的匹配性。2、前述三篇文献对于模型核心机制,即银行流动性约束条件中银行挤兑概率的刻画始终为外生触发的,其基本假设是银行的投资者(储户),可以获得银行投资项目未来收益的预期信息,现实中可能对应研究银行年报等方式,来决定是否对于自己储蓄于银行的存款进行挤兑。但本文作者认为这一假定并不适合我国国情,我国只有中大型商业银行才会上市并公布年报,且我国居民极少会通过研究银行年报来确定自己存款是否安全。相反,作者假定我国居民相比于研读银行年报,对于地方政府负债信息的把握可能更加及时与准确,随着我国政府“阳光财政”计划的逐步推进,越来越多的地方政府公开预决算报告,同时,媒体对于我国地方政府债务的报道近年来也越来越多。居民也熟知商业银行,特别是地方商业银行对于地方政府债务的大量认购,因此,本文认为设定居民对地方政府债务状况的观察来决定银行风险水平更加符合中国实际。同时,这样的设定也使得银行流动性风险变成了一个内生变量,产生了原文所述的债务—金融反馈与迭加机制。3、结合我国不完全财政分权体制,引入中央政府的隐性担保对地方债务风险进行分摊,符合现阶段我国地方债务治理的实际。4、从十九大报告提出防范与控制系统性

金融风险的角度引入金融宏观审慎政策，研究去杠杆的最佳时机。因此，本文有别于 Meh and Moran(2010)这一脉络的建模文献，在我国当前去杠杆、减债务的宏观经济特征刻画上做出了多处拓展与边际贡献。消费者资本经营可见于 Meh and Moran(2010)原文第(29)式，Paries et al.(2014)原文第(3)式，Ester Faia(2017)原文第(3)式。其作用如 Ester Faia(2017)原文所述“Introducing households’ capital demand serves primarily the purpose of deriving an asset price equation”，即确定资产价格。

二、家庭持有资本满足的动态方程：

$$K_{t+1}^h = (1 - \delta)K_t^h + I_t^h$$

在最后市场出清时的竞争性条件，不对应。存在问题。

回复：家庭持有资本满足的动态方程对应原文市场出清条件的(39)式。

三、本文分为地方债务，出现了地方政府、中央政府，本质应该是一个多级政府 DSGE 模型的刻画。但是整个板块式一个区域。问题是：模型没有刻画中央政府的公共投资、公共消费，地方政府的公共投资、公共消费。具体请参看多级政府 DSGE 模型的刻画。由预算约束方程(34)重要的结果可知：其中无法区分地方政府还是中央政府。

回复：审稿人提出本文应该构建一个标准的多级政府模型，且完整纳入各级政府的生产性支出、消费性支出。这一意见本质上可以完成，但会使得本文模型内容大大增加，成为一个大型的 DSGE 模型，分别刻画各级政府的生产性支出、消费性支出也未必对本文核心机制产生重大影响。作者在建模时，未按照多级政府 DSGE 模型予以构建主要出于以下考虑：

1、从财政学角度出发，我国的财政分权体制与西方的联邦制以及中央、地方政府体制存在本质的不同。主要区别在于西方的上、下级政府之间的财政联系和政策干预较少。因此，众多的西方多级政府文献往往将各级政府支出作为外生处理。同时也较少模型化中央政府对地方政府的固定转移支付，只是从税收划分或者分权角度来刻画二者的关联。而我国的财政体制与此不同，中央政府对地方政府的财政收入、支出均具有一定的干预与控制能力。换个角度来看，即地方政府的举债与支出行为会导致中央政府对地方政府的转移支付以及税收分成的变化(现阶段体制下地方政府不会破产，中央政府势必对地方政府的财政危机予以救助和化解)，作用于中央政府预算约束，进一步影响中央政府的支出决策。而中央政府的转移支出与收入的变动会影响其对地方政府的转移支付，从而会影响地方政府的财政状况，最终影响地方政府的借贷行为，因此不适合将各级政府支出外生化来研究地方政府债务问题。实际上，依邹恒甫、龚六堂(2005)的多级政府最优税收和政府转移支付框架来内生刻画政府财政动态更符合我国地方债务实际。作者也在进行相关方面的最优债务、财政政策研究，并求解了 RBC 模型下的社会计划者(social planner)与 Ramsey 经济下的债务问题，其计算过程相当繁琐。若要在引入银行中介且存在金融摩擦与各种名义摩擦的框架下进行上述分析，需要相当大的工作量，且未必对本文结论产生本质影响。因此依据建模的 Occam 剃刀原则，作者认为本文外生设定中央政府是合理的。

关于同时引入消费性支出与投资性支出的问题，本文研究对象主要为地方政府，地方政府支出主要为投资性支出，消费性支出金额相比较少。同时，相关财政学研究表明，地方政府的基础设施建设投资冲动带来了地方债务的大规模扩张，因此本文重点刻画地方政府投资支出，并参照国内 DSGE 学者的研究，如吴化斌、徐志伟(2011)等，将地方政

府投资支出对生产的正外部性引入生产函数，以刻画地方政府基础设施建设对经济的促进作用。这一机制设定与国外是截然不同的。国外的政府支出主要为消费性支出，其影响居民消费而对经济产生影响。同时，研究政府支出的 DSGE 模型并非一定要同时设定消费性支出与生产性支出，国内学者更倾向于单一设定政府投资性支出，详见徐志伟、郭长林等学者的诸多研究。

四、公式（33）作者提出：地方政府向家庭及商业银行发行债券。这里面的问题是：根据这个公式无法区分家庭的债务和商业银行的债务，如果两方主体各个都有债务，系统均衡时需要两个债务的行为方程？但是模型系统没有。

回复：作者对文章进行深入修改后添加了债券加总方程（34）。

五、作者对 NK-PC 新凯恩斯菲利普斯曲线理解有错误。

回复：作者此处行文表述有误，对文章修改后将原文（11）式前“得到”二字更正为“同时依价格演化方程”以避免误解。此外，作者对于 NKPC 的推导并未采用 Fern á ndez-Villaverde（2006）的方法。作者的推导过程为：

中间品厂商

给定中间品厂商的生产函数，中间品厂商最小化生产成本：

$$\min_{k_{jt}, l_{jt}} \frac{W_t}{P_t} l_{jt} + Z_t^k k_{jt}$$

$$\text{s. t. } A_t (g_{pt})^\omega (k_{jt})^\alpha (l_{jt})^{1-\alpha} - y_{jt} \geq 0$$

其优化问题的朗格朗日乘子为边际成本 mc_t ，故有：

$$\frac{W_t}{P_t} = mc_t (1-\alpha) \frac{y_{jt}}{l_{jt}}$$

$$Z_t^k = mc_t \alpha \frac{y_{jt}}{k_{jt}}$$

整理可得：

$$mc_t = \frac{1}{A_t (g_{pt})^\omega} \left(\frac{W_t}{P_t (1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{Z_t^k}{\alpha} \right)^\alpha$$

引入黏性价格，可以调整价格的厂商调整价格以最大化折现总利润，令

$\Lambda_{t,t+1} = \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)}$ 为随机折现因子，厂商优化问题为：

$$\max_{p_{jt}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \left[\Lambda_{t,t+s} \frac{p_{jt} - P_{t+s} mc_{t+s}}{P_{t+s}} y_{jt,t+s} \right]$$

$$\text{s. t. } y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\xi_p} Y_t$$

一阶条件为：

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} \left[\frac{1-\xi_p}{P_{t+s}} \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{-\xi_p} Y_{t+s} + \frac{\xi_p}{P_{t+s}} \frac{P_{t+s} mc_{t+s}}{P_{t+s}} \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{-\xi_p-1} Y_{t+s} \right] = 0$$

两边同时乘以 p_{jt}^* 并整理得：

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} (\xi_p - 1) \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{1-\xi_p} Y_{t+s} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} \xi_p \frac{P_{t+s} mc_{t+s}}{P_{t+s}} \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{-\xi_p} Y_{t+s}$$

等式右边乘以并除以 $\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}$ 得：

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} (\xi_p - 1) \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{1-\xi_p} Y_{t+s} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} \xi_p \frac{P_{t+s} mc_{t+s}}{P_{jt}^*} \left(\frac{P_{jt}^*}{P_{t+s}}\right)^{1-\xi_p} Y_{t+s}$$

故可得最优定价：

$$\tilde{p}_t = p_t^* = \frac{\xi_p}{1-\xi_p} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} \left(\frac{1}{P_{t+s}}\right)^{1-\xi_p} Y_{t+s} P_{t+s} mc_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s \Lambda_{t,t+s} \left(\frac{1}{P_{t+s}}\right)^{1-\xi_p} Y_{t+s}}$$

$$\text{稳态时, 有 } mc_t = \frac{\xi_p - 1}{\xi_p}$$

同时因为

$$p_{jt} = [(1-\phi_p) \tilde{p}_{jt}^{1-\xi_p} + \phi_p (\pi_{t-1} p_{jt-1})^{1-\xi_p}]^{\frac{1}{1-\xi_p}}$$

进一步推导新凯恩斯菲利普斯曲线：

引入对数线性化系统，将最优中间品价格对数线性化以获得递归形式：

$$\begin{aligned} p_t^* &= (1-\beta \phi_p) E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^s (P_{t+s} + mc_{t+s}) \\ &= (1-\beta \phi_p) (P_t + mc_t) + (1-\beta \phi_p) E_t \sum_{s=1}^{\infty} (\beta \phi_p)^s (P_{t+s} + mc_{t+s}) \\ &= (1-\beta \phi_p) (P_t + mc_t) + (1-\beta \phi_p) \beta \phi_p E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \phi_p)^i (P_{t+i+1} + mc_{t+i+1}) \\ &= (1-\beta \phi_p) (P_t + mc_t) + \beta \phi_p E_t p_{t+1}^* \end{aligned}$$

依据价格关系：

$$p_t = \phi_p p_{t-1} + (1 - \phi_p) p_t^*$$

$$\phi_p p_t - \phi_p p_{t-1} = \phi_p p_t - p_t + (1 - \phi_p) p_t^*$$

$$\phi_p (p_t - p_{t-1}) = (1 - \phi_p) p_t^* - (1 - \phi_p) p_t$$

$$= (1 - \phi_p) [(1 - \beta \phi_p) (mc_t + p_t) + \beta \phi_p E_t p_{t+1}^* - p_t]$$

$$= (1 - \phi_p) (1 - \beta \phi_p) mc_t - \beta \phi_p (1 - \phi_p) p_t + (1 - \phi_p) \phi_p \beta E_t p_{t+1}^*$$

表示成通胀变动：

$$p_t - p_{t-1} = \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\phi_p} mc_t + (1 - \phi_p) \beta E_t p_{t+1}^* - \beta(1 - \phi_p) p_t$$

$$p_t - p_{t-1} = \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\xi_p} mc_t + (1 - \xi_p) \beta E_t p_{t+1}^* - \beta(1 - \phi_p) p_t$$

$$= \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\phi_p} mc_t + \beta E_t (1 - \phi_p) p_{t+1}^* - \beta(1 - \phi_p) p_t$$

$$= \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\phi_p} mc_t + \beta E_t (p_{t+1} - \phi_p p_t) - \beta(1 - \phi_p) p_t$$

$$= \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\phi_p} mc_t + \beta E_t (p_{t+1} - p_t)$$

由于 $\pi_t = p_t - p_{t-1}$

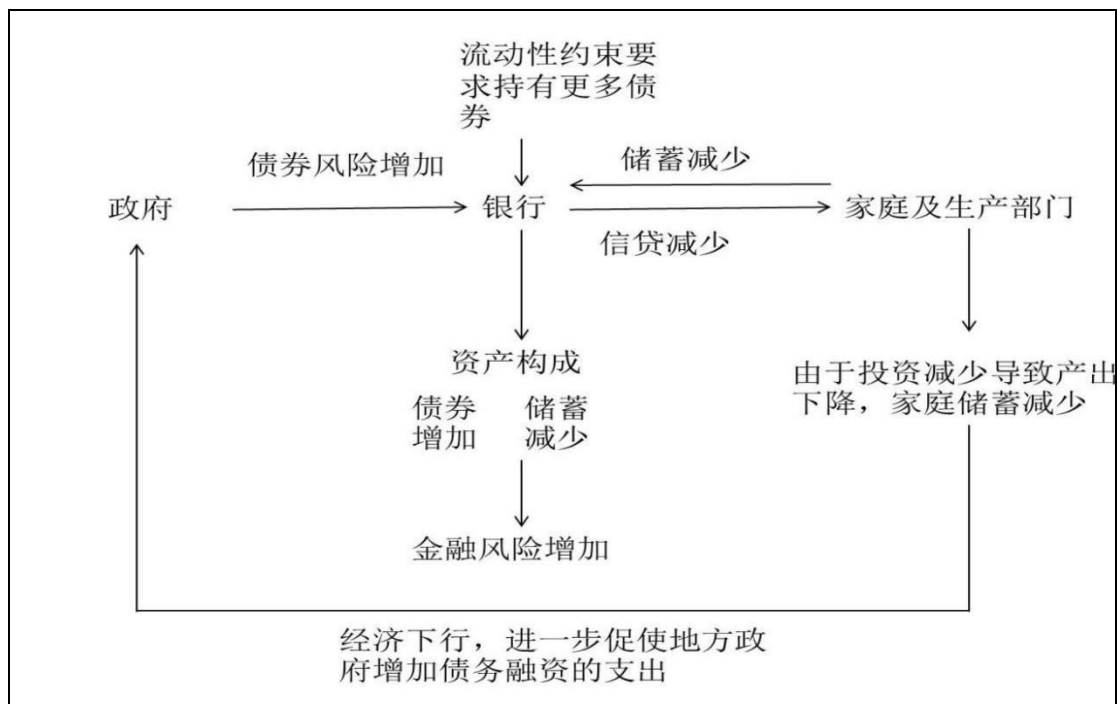
上式表示为：

$$\pi_t = \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta \phi_p)}{\phi_p} mc_t + \beta E_t \pi_{t+1}$$

综上，并不是作者对于 NKPC 理解不对或者作者剪用了别人的结果。只是表述产生了歧义。

六、作者既引用了 BGG 模型（1999），又引用了 Holmstrom & Tirole（1997）的设置，但是整个模型的逻辑关系比价混乱，譬如既有家庭的资本品，又有资本品供给者。没有提供完整清晰的逻辑传导机制图。

回复：文章并未采用 BGG（1999）框架，而采用的是 Meh and Moran（2010）的框架，该框架是基于 Holmstrom and Tirole（1997）刻画银行双重道德风险而发展起来的。本文的核心机制是银行资产负债表机制。一个简单的逻辑循环表述为：



同时，为简化模型设定，将中央政府视为外生，中央政府的隐性担保率以及金融审慎政策均外生给定。

七、政府预算 (34) 与实际情形无法匹配，公共消费支出消失了，如何模拟现实数据？政府债务市场出清时交代不清。如果不为零，需要政府债务的行为方程。并且，整个模型模拟现实的效果如何，K-P 指数是多少？模型和论文没有回答。

回复：基于我国地方政府以基础设施投资支出为主且投资冲动导致了地方债务扩张的实际，本文设定简化考虑，将地方政府支出设定为投资性支出，该种设定可参考徐志伟、郭长林等的相关文献。市场出清时债务不为零，政府债务行为由原文 (33)、(34) 式共同确定。参考审稿人意见，本文在参数校准后进行了矩匹配练习，结果如表 2 所示。

八、根据政府预算 (34)，政府税收 T 是一个名义变量。但是在消费者的预算约束方程中，政府税收 T 应该是一个实际面临。这样前后文就不对应，存在问题。全文名义变量与实际变量混用。

回复：感谢审稿人对于本文政府税收和支出变量名义和实际表达不统一的问题，作者进行了全文修正，将上述两变量统一为实际值。

九、贝叶斯估计的结果， σ_a, ρ_g 对初始结果的偏离太远，是初值设定的 20 倍 10 倍左右，说明初值设定的不太合理，结果并不好。

回复：参考其他审稿人的意见，作者对贝叶斯估计中的参数识别问题进行了修正，但由于本文核心在于分析债务引发的系统性金融风险，因此，依据贝叶斯估计观测变量选择准则的经典文献 Pfeifer (2017): 《A Guide to Specifying Observation

Equations for the Estimation of DSGE Models》与 Quintana (2010) 对 CEE(2005) 以及 SW (2003、2007) 的标准新凯恩斯模型的贝叶斯估计实验所得出的估计稳健性的拇指法则 (thumb—rule) 所述, 本文的贝叶斯估计观测变量必须包含债务相关变量。受限于债务数据可获得的时间长度限制, 作者在参考了其他审稿人引入更多冲击和摩擦下依旧不能实现全部参数的合理识别。因此作者改用参数校准与计量估计自回归相关参数的方法进行参数估计, 并进行矩匹配实验以保证模型与现实的匹配性。

十、TFP 冲击对 GDP 的增长效应应该是正面的, 但是本文的结果是负面的。这与所有的标准 DSGE 模型的结果相违背。这说明模型的系统可能存在错误或是不准确的地方。

回复: GDP 增长对 TFP 冲击的负向反应问题源于税收和政府支出名义与实际变量的不统一, 作者在采纳了审稿人建议对相关变量修改并重新模拟之后, GDP 增长对 TFP 冲击的反应为正, 如图 4 所示。其余变量的脉冲响应方向和方式并未发生显著变化, 这也说明了本文模型具有一定的稳健性。

《中国工业经济》外审意见 2

请给出具体审稿意见：

1. 选题意义评价

选题具有非常好的现实意义，针对当前的宏观经济问题。

2. 内容创新评价

内容创新性较好，尤其是将最新的金融审慎政策和中央隐形抵押融入 DSGE 模型，具有很好的中国经济特色。这类模型如果理论清晰，估计正确，能够很好的完成政策分析的任务。

3. 存在的主要问题

主要问题包括数据较短，不足 30 个点；模型设定和实验操作的介绍要更清晰。

4. 具体修改建议

一、图一当中说明地方债顺周期性的图请双轴显示，否则很难辨别是有 co-movement；

二、一般 VAR 模型不太常用滤波处理过的数据（output gap 除外），而是直接使用原始数据或者原始数据增量或者取对数；不知道是否作者遭遇了由于短数据引起的识别问题或者估计不显著等问题；

三、请汇报贝叶斯估计的先验分布的方差；贝叶斯估计结果中，投资冲击的滞后项相关系数估计识别有问题；方差分解的经济意义比较难解释，TFP 冲击基本解释了所有内生变量的大部分变动，对于本文所要阐述的总需求端的假设不吻合，需考虑更多的冲击或者摩擦；尤其债券也基本是由总供给冲击决定，利率冲击对债券价格影响很弱，这种情况说明模型解释力度似乎比较弱；

四、金融审慎参数在基准模型里提到了并且设定为外生，但是行文中未见参数设定情况或者参数估计情况，请说明；并且需要对照说明基准模型设定和政策分析当中的变化。

五、中央隐性担保变化对经济总债务量和杠杆率影响的图形，似乎与文字描述的区间不符，请仔细核对，最高值与文字叙述部分不一致；另外，所得变量不是平面，三维图似乎并

不是最佳表达方式；二维双轴折线图似乎效果更好；一般经济政策中评估最优，是进行福利分析，评价效用，不能以经济指标简单比较；

六、请务必注意 DSGE 的脉冲响应分析都是在稳态周围进行的，尤其是在本文的实验中逐步变动中央担保，模型稳态是变化的，对各类冲击的脉冲响应分析可比较性还需认真商榷；即便可以比较，如果稳态相差较远，也许需要 higher order approximation。

《中国工业经济》外审意见 2 的修改说明

首先,十分感谢匿名审稿人中肯而又富有建设性的审稿意见。作者采纳了审稿人的全部审稿意见,对全文进行了全面细致认真的修改。具体修改和对审稿专家意见的回复如下:

3. 存在的主要问题

主要问题包括数据较短,不足 30 个点;模型设定和实验操作的介绍要更清晰。

回复:首先,十分感谢匿名审稿人中肯而又富有建设性的审稿意见。本文估计所使用的数据确实较短,但这是有原因的。审稿人 2 认为本文数据观测点不足 30 个,作者阅读原文后发现观测点实际是多于 30 个点的。例如图 1 的数据时间为 2009Q1-2016Q4,共计 32 个观测点,图 2 的 BVAR 模型所采用的时间维度为 2009Q3-2017Q1,共计 31 个观测点。模型参数的贝叶斯估计时间维度为 2009Q1-2016Q4,共计 32 个观测点。就普通时间序列分析对时间维度的要求来看,应该多于 30 个观测点,因此本文图 1 与图 2 的分析的满足该要求的。但从贝叶斯估计来看,应该是数据越长,估计的准确度越高,本文只有 32 个观测点,这可能导致了审稿人发现的政府支出 AR(1) 系数识别问题。本文估计采用的数据时间维度较短主要是地方债务数据获得限制导致的。这也与现阶段国内关于地方政府债务实证研究较少且绝大多数实证研究采用面板计量分析的原因相同。部分实证研究的学者采用地方财政收入、支出数据逆向计算债务的方法来获得地方债务数据,该方法获得的数据质量难以让人信服,且未考虑地方债务发行的期限结构问题。还有部分学者采用某一地级市或者县的债务数据做分析,这显然不符合宏观分析的需要。作者认为,债务数据的选取应该秉承官方数据或者权威数据库公布的数据优先这一准则。目前,官方公布的数据只有审计署 2013 年关于地方债务的审计报告,该报告时间维度太短,也无法胜任宏观分析。相比之下,来源于 WIND 万德数据库的地方城投债季度数据可获得观测点多于 30 个,符合宏观分析需要,且作者认为,城投债作为地方政府易于掌控的举债工具,更加能够真实反映地方债务的波动情况,虽然绝对数额相比整体地方政府债务较小,但优良的波动性质可以胜任 VAR 及 DSGE 模型分析的需要。由于本文核心在于分析债务引发的系统性金融风险,因此,依据贝叶斯估计观测变量选择准则的经典文献 Pfeifer(2017):《A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models》与 Quintana (2010) 对 CEE(2005)以及 SW (2003、2007) 的标准新凯恩斯模型的贝叶斯估计实验所得出的估计稳健性的拇指法则(thumb—rule)所述,本文的贝叶斯估计观测变量必须包含债务相关变量。本文选择了债券存量以及债券价格作为观测变量的一部分,自然使得整个贝叶斯估计的观测长度受到了限制。

4. 具体修改建议

一、图一当中说明地方债顺周期性的图请双轴显示,否则很难辨别是有 co-movement;

回复:图 1 采纳审稿人建议用双纵坐标轴来说明地方债的顺周期性。

二、一般 VAR 模型不太常用滤波处理过的数据(output gap 除外),而是直接使用原始数据或者原始数据增量或者取对数;不知道是否作者遭遇了由于短数据引起的识别问题或者估计不显著等问题;

回复：本文对 VAR 相关变量进行滤波处理并非因为短数据引起的识别问题或者估计不显著，而是为了保持与 DSGE 模型模拟脉冲的可比性。由于本文对于模型的求解是在平衡增长路径（Balanced Growth Path, BGP）稳态附近一阶近似进行的，且文中未设定内生变量的平衡增长率，故本文实际上暗含了变量经济增长率为 0 的假定，而根据 Farmer（1997）的研究，这一设定并不会影响模型的预测功能。总所周知，对数线性化后的 DSGE 模型系统实际上可以表示为一个对应的 SVAR 模型，而 BGP 的设定暗含变量的增长率已经被去除（增长率为 0），因此，在特征事实分析时，作者也对变量的增长趋势用滤波进行了去除，以保证所得的 SVAR 的脉冲响应分析与 DSGE 模拟的脉冲响应分析严格可比。

三、请汇报贝叶斯估计的先验分布的方差；贝叶斯估计结果中，投资冲击的滞后项相关系数估计识别有问题；方差分解的经济意义比较难解释，TFP 冲击基本解释了所有内生变量的大部分变动，对于本文所要阐述的总需求端的假设不吻合，需考虑更多的冲击或者摩擦；尤其债券也基本是由总供给冲击决定，利率冲击对债券价格影响很弱，这种情况说明模型解释力度似乎比较弱；

回复：参照审稿人的意见，作者先后引入了更多的冲击与摩擦，如家庭的偏好冲击、劳动供给冲击、投资特定技术冲击等，但受限于债务相关数据对整体样本时间维度的制约，始终无法实现全部参数的合理识别，因此作者采用校准与计量估计的方法对模型参数进行校准，并对参数取值通过表 1 详细说明。最后，为保证模型的匹配性，作者进行了主要变量的矩匹配练习，结果如表 2 所示，模拟效果较好。同时，新的方差分解结果表明利率冲击对于债券相关变量以及各主体的资本变量影响较大，提高了模型的解释力度。

四、金融审慎参数在基准模型里提到了并且设定为外生，但是行文中未见参数设定情况或者参数估计情况，请说明；并且需要对照说明基准模型设定和政策分析当中的变化。

回复：作者将金融审慎相关参数的取值在表 1 中予以说明。在基准模型的模拟，如方差分解中作者关闭了金融审慎冲击，因为该政策现实中还未实施，作者的分析逻辑是，首先构建一个合理刻画金融审慎政策实施前的模型，保证模型的模拟与现实匹配的正确性。然后再模拟金融审慎政策对于主要变量的影响，包括对于我国目前日益上升的杠杆率以及金融风险的影响。金融审慎政策的效应分析对应原文第五章第 4 部分的内容，其对债券存量、杠杆率和金融风险的影响如图 11 所示。

五、中央隐性担保变化对经济总债务量和杠杆率影响的图形，似乎与文字描述的区间不符，请仔细核对，最高值与文字叙述部分不一致；另外，所得变量不是平面，三维图似乎并不是最佳表达方式；二维双轴折线图似乎效果更好；一般经济政策中评估最优，是进行福利分析，评价效用，不能以经济指标简单比较；

回复：作者参考审稿人意见，对中央隐性担保率变动对债券存量和总体经济杠杆率的影响用双轴坐标图予以展示，结果如图 8 所示。最高值与文字表述是一致的。对于原稿中不同政策目标下的中央担保率选择和最优去杠杆时机的求解，作者参考审稿人的意见进行了修改。具体为：在不同政策目标下的中央担保率选择部分，作者去掉了所有的“最优”字样，因为相应的政策目标选择并不对应社会福利的最大化，因此此时的担保率并不是经济学意义上的最优。这里的担保率选择只是单纯的为不同的政策目标服务的，具体表述详

上图中第一列为中央担保率的从 0.99 至 0.71 的不同取值,每一列对应变量在 TFP 下偏离稳态的取值。绿色的纵列为其前两列不同担保率取值下(如 G 列取值为 D 列与 F 列的差)该变量偏离稳态幅度的差额。

《中国工业经济》第一轮复审意见 1

进一步的修改建议（若有）；复审意见为“不满意”的关键原因：

作者对于审稿人提出的问题进行了认真、仔细的回复。同意修改后录用。

修改建议 1. 如作者所述，银行摩擦模型有很多种。但是也有许多文献采用 BGG 或是 GK (2011) 进行建模。特别是在涉及财政政策时，采用 GK (2011) 模型。如 J-F-V 在分析金融摩擦中的财政政策时，就采用了 BGG. Measuring the Effects of Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions. 又如“Fiscal deficits, financial fragility, and the effectiveness of government policies”就是采用个 G-K 模型 (2011)。

不同模型侧重点不同。使用各国经济情景和刻画的问题不同。

作者在回复中，“居民对地方政府债务状况的观察来决定银行风险水平更加符合中国实际。”，来解释模型，实际中，居民，甚至是学者都不可能获得地方政府债务状况。审稿人在去本地区调研地方债务统计知识时都受拒，更不可能获知地方债务数据及其实际。另一方面，许多地方只是在 2017 年才公开地方债务余额，根据财政部的统一预决算公开平台进行。并且只有零星的地区提供了预决算平台的数据和债务余额结果（就城市层面常常只公布市本级或是全市，现有两类数据齐全的）。在正文中，建议修改这一的表述。

另外建议作者补充为什么采用拓展的 Meh and Moran (2010) 的模型，而不是其他模型，而不是用“居民对地方政府债务状况的观察来决定银行风险水平更加符合中国实际。”来解释模型。因为这一解释本身是站不住的。

修改建议 2：在进行矩匹配实验以保证模型与现实的匹配性。

结果中，实际数据 波动投资>消费>通胀，但是模型是投资>通胀>消费。这一结果，建议核对，是的模型的波动趋势与实际尽量一致。或是采用 K-P 指标进行效果的统计分析。

修改建议 3: 对于公共资本的产出弹性, 校准为 0.1, 与饶晓辉和刘方 (2014)、吴化斌等 (2011) 研究一致。但是如果模型不考虑公共消费支出, 则在现实中, 预算方程则是不闭合的, 收入可能大于校准的支出。或者说, 作者的支出是全部的 财政支出, 而不仅仅是财政投资支出。这一支出中含有公共消费时纳入生产函数, 产出弹性预计低于作者的校准 (用完全的公共投资支出弹性)

建议作者完善财政预算方程的解释, 以更加符合现实经济情景或是财政建模的基本特征。

注: 本部分内容将反馈给作者参考。

《中国工业经济》第一轮复审意见 1 修改说明

进一步的修改建议（若有）；复审意见为“不满意”的关键原因：

作者对于审稿人提出的问题进行了认真、仔细的回复。同意修改后录用。

修改建议 1. 如作者所述，银行摩擦模型有很多种。但是也有许多文献采用 BGG 或是 GK (2011) 进行建模。特别是在涉及财政政策时，采用 GK (2011) 模型。如 J-F-V 在分析金融摩擦中的财政政策时，就采用了 BGG。Measuring the Effects of Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions。又如“Fiscal deficits, financial fragility, and the effectiveness of government policies”就是采用个 G-K 模型 (2011)。

不同模型侧重点不同。使用各国经济情景和刻画的问题不同。

作者在回复中，“居民对地方政府债务状况的观察来决定银行风险水平更加符合中国实际。”，来解释模型，实际中，居民，甚至是学者都不可能获得地方政府债务状况。审稿人在去本地区调研地方债务统计知识时都受拒，更不可能获知地方债务数据及其实际。另一方面，许多地方只是在 2017 年才公开地方债务余额，根据财政部的统一预决算公开平台进行。并且只有零星的地区提供了预决算平台的数据和债务余额结果（就城市层面常常只公布市本级或是全市，现有两类数据齐全的）。在正文中，建议修改这一的表述。另外建议作者补充为什么采用拓展的 Meh and Moran(2010)的模型，而不是其他模型，而不是用“居民对地方政府债务状况的观察来决定银行风险水平更加符合中国实际。”来解释模型。因为这一解释本身是站不住的。

回复：感谢审稿人提出的内生流动性风险确定的表述问题，确实如审稿人所说，如果表述为“居民观察地方政府债务存量状况”来确定银行的流动性风险水平有所偏颇。考虑到内生流动性定义引发债务—金融风险迭加机制的需要，作者保留了内生流动性风险的设定（因为如果按照 Meh and Moran(2010)一脉文献设定为外生流动性风险，其居民观测银行资产收益的假设在我国更加不合实际），而在流动性风险设定 (27) 式前将该设定的假设条件阐述为“居民可以通过接收各种关于地方债务的信息来获得对于本地区地方政府债务水平的主观判断，如部分地方政府出现债务违约或者虚报 GDP 和财政收入等，以上事件均会提高家庭对于事件发生地的地方政府债务水平的判断，而家庭事前 (ex-anti) 知晓地方商业银行大量认购了地方政府发行的债券，从而家庭对地方债务水平上升的判

断也会直接影响其对于商业银行资产的风险水平的判断，最终确定其对商业银行储蓄存款的挤兑概率”。该假设更加符合现实情况且与 2018 年开年发生的部分地方政府债务违约以及虚报 GDP 引发社会对于地方债问题担忧相呼应。

此外，作者还于文章第一部分末尾段落的创新内容前，说明了本文引用 Meh and Moran(2010)作为基础模型的原因。诚然 G-K(2011)模型也可以引入非李嘉图等价的政府债务，但该模型的核心机制是产生一个内生的最优银行杠杆率，考虑到银行杠杆率的提升并非完全等价于金融风险。作者出于显性衡量金融风险的考虑，选择了基于 Diamond and Dybvig(1983)和 Holmstrom & Tirole (1997) 研究，且内含流动性风险指标的 Meh and Moran(2010)框架作为建模的基础。这样做一方面使得流动性风险成为一个内生变量，从而可以分析各种冲击下金融风险的脉冲响应，同时，D-D 和 H-T 的流动性风险框架本就是分析美国金融危机的经典框架，其所构造的银行挤兑的流动性风险更加适合刻画经济中的真实金融风险；另一方面，内生的流动性风险产生了累积迭加的性质，从而可能收敛于 1，即明确引发系统性金融风险。出于本文研究重点内容为财政—金融风险，作者最终决定采用 Meh and Moran(2010)作为建模基础框架。

修改建议 2：在进行矩匹配实验以保证模型与现实的匹配性。

结果中，实际数据 波动投资>消费>通胀，但是模型是投资>通胀>消费。这一结果，建议核对，是的模型的波动趋势与实际尽量一致。或是采用 K-P 指标进行效果的统计分析。

回复：作者在矩匹配表 2 中加入了 K-P 比率的分析，结果表明模型解释了样本期内中国宏观经济中相当一部分的波动。从 K-P 方差比率结果来看，由于模型只引入 3 种冲击，而忽略了一些相对重要的冲击，如偏好冲击、投资专有技术冲击等，因此理论上 K-P 比率并不会接近 100%。同时，原本相对标准差分析在消费与通胀的大小顺序上产生了一定的差异。表明模型模拟结果并不完美，但如众多 DSGE 文献一样，特别是金融摩擦文献，一般矩匹配难以做到完美的匹配效果，毕竟本文出于债务数据的限制无法使用贝叶斯参数估计以增加匹配性，同时引入的外生冲击较少。因此存在一定的差异是可以理解的，况且消费与通胀的相对标准差差异并不大，差异大小仅为 0.01 左右。

修改建议 3：对于公共资本的产出弹性，校准为 0.1，与饶晓辉和刘方（2014）、吴化斌等（2011）研究一致。但是如果模型不考虑公共消费支出，则在现实中，预算方程则是不闭合的，收入可能大于校准的支出。或者说，作者的支出是全部的财政支出，而不仅

仅是财政投资支出。这一支出中含有公共消费时纳入生产函数，产出弹性预计低于作者的校准（用完全的公共投资支出弹性）

建议作者完善财政预算方程的解释，以更加符合现实经济情景或是财政建模的基本特征。

回复：感谢审稿人提出的关于地方政府消费性支出引入的问题。作者在原文模型构建部分政府财政及货币政策部分，(33)式前以脚注的形式说明了只考虑投资性支出的原因，一方面是出于地方政府债务融资收入主要是用于基础设施投资支出的实际考虑，另一方面，地方政府的消费支出相比于其投资性支出金额较小。作者在本次修改中，对审稿人提出的忽略消费性支出所产生的问题进行了3个不同方向的思考以及修改，具体如下：

(1) 本文政府税收收入采用的是一次性总赋税，并没有引入扭曲性税收和相应的固定税率。因此，一次性总赋税本身起到了闭合和平衡政府预算约束的作用，当投资支出小于债务融资时，总赋税为负，表明政府对家庭进行了转移支付；当投资支出大于债务融资时，总赋税为正，表明政府对家庭采取了税收融资手段以弥补当期支出缺口。此外，参考饶晓辉和刘方(2014)的研究，政府消费支出在模型处理中可以作为对家庭的转移支付来对待，这种处理方式源于 Barro (1990)。在本文的预算约束中，一次性总赋税可以理解成 $T_t = \tilde{T}_t + g_{ct}$ ，上式中 \tilde{T}_t 为真实的一次性总赋税， g_{ct} 为地方政府的消费性支出。由于 T_t 也进入家庭预算约束，因此可以理解为模型自动依照 Barro (1990) 的处理将消费性支出作为一种转移性支付与家庭预算方程发生了联动。当然，如果考虑消费性支出对于家庭消费的互补或者替代性，还需要将政府消费引入家庭的效用函数中，但这样的设定与本文研究内容不太相关。同时，依相关经典研究结果，政府消费性支出对于经济系统的波动影响是很小的，可参考 Barro (1991) 的结论以及饶晓辉和刘方 (2014) 贝叶斯方差分解结果中政府消费的波动贡献率均未超过 1% 的结论。基于上述理由，作者认为忽略消费性支出不影响模型对于研究主题的客观刻画。

(2) 如审稿人所述，不考虑消费支出可以理解为模型的政府支出为全部财政支出，从而导致校准的政府支出产出弹性 0.1 虚高的问题。对于这种理解，作者采用降低产出弹性取值，即连续取低于 0.1 产出弹性的方法对模型重新模拟，研究发现，产出弹性取值低于 0.1 对模型结果无明显影响，仅微弱影响各冲击下产出 y 的初始响应幅度和相关矩估计结

果，且幅度很小，可以忽略。

(3) 作者在预算约束中加入了政府消费性支出，并作为额外的一个外生变量处理，TFP、政府投资支出、货币政策冲击以及金融审慎冲击的脉冲响应均不发生明显改变，因此，这样处理政府消费性支出对于文章的结论无实质影响。

作者最终采用第(2)种修改方法，在原文对忽略消费性支出的脚注进行了拓展，加入了低产出弹性稳健性检验的说明内容，同时，表明对审稿人提出这一问题的感谢。

《中国工业经济》第一轮复审意见 2

进一步的修改建议（若有）；复审意见为“不满意”的关键原因：

感谢本文的作者接受了全部的修改意见并进行了相应的修改，修改后的文章相比第一稿有了较大的提升，基本满意。

作者仍需在如下几个方面做出进一步修改，会使文章更为妥当：

1. 能够解释一下文中“假定家庭在期初将所持有的债券存量以实际价格 z_t 出售，且家庭出售的债券会因为债务风险而面临违约预期损失率 Δ ，在期末以 z_t 价格重新购入地方政府债券，扣除票面面值而只需支付溢价 $z_t - 1$ 。”这一部分的逻辑，如有相关文献请列出，为什么只需支付溢价，上一次的债券已经全部卖出了。请问这里是否有笔误。

2. 文中在设定内生挤兑概率前，引用了 Holstrom and Tirole 1997 的推导过程，但是其推导过程并没有隐形担保系数的出现，请考虑如何能够使设定的挤兑概率与引文一致？这样才能更加妥当。

3. 文中第五部分，作者讨论了宏观审慎对于去杠杆的作用，采用的评估方法颇为新颖，是否为作者原创？还是引用了某些现有文献当中的方法，请说明；另，如果围绕稳态作参考讨论，似乎没有必要考虑 U_{bar} 的绝对值，只需计算 cumulative deviation 即可；最后，如果经过脉冲响应，模型结果重新回到了原来的稳态，杠杆是不是还是原来的杠杆，没有降下来，请说明。

注：本部分内容将反馈给作者参考。

《中国工业经济》第一轮复审意见 2 修改说明

进一步的修改建议（若有）；复审意见为“不满意”的关键原因：

感谢本文的作者接受了全部的修改意见并进行了相应的修改，修改后的文章相比第一稿有了较大的提升，基本满意。

作者仍需在如下几个方面做出进一步修改，会使文章更为妥当：

1. 能够解释一下文中“假定家庭在期初将所持有的债券存量以实际价格 z_t 出售，且家庭出售的债券会因为债务风险而面临违约预期损失率 Δ ，在期末以 z_t 价格重新购入地方政府债券，扣除票面面值而只需支付溢价 $z_t - 1$ 。”这一部分的逻辑，如有相关文献请列出，为什么只需支付溢价，上一次的债券已经全部卖出了。请问这里是否有笔误。

回复：非常感谢审稿人提出的关于家庭持有的政府债券在期初、期末买卖和相应的价格设定解释的疑问。此处的设定参考的文献为 Darraq-Paries, M. , Faia, E. , Palenzuela, D. (2014), 《Bank and Sovereign Debt Risk Connection》[J], SAFE . W.p. 和 Ester Faia (2017), 《Sovereign risk, bank funding and investors' pessimism》[J], Journal of Economic Dynamics & Control. 但在表述家庭出售和购买政府债券支付的价格时产生了歧义，作者在原文进行了表述上的修改：首先，家庭依旧是在期初卖出债券，期末购入债券，因此债券存续期间为 1 期；其次，修改稿中加入了债券利息支付的假定，即“家庭持有的债券在每日期初支付 1 单位利息， z_t 为地方政府债券的实际含息价格，家庭在期初将所持有的债券存量以实际含息价格 z_t 出售，且家庭出售的债券会因为债务风险而面临违约预期损失率 Δ ，在期末重新购入地方政府债券，由于债券利息在每日期初支付，因此家庭只需支付不含息实际价格 $z_t - 1$ ”。因此， z_t 对应的是债券的含息实际价格，由于利息在期初支付，因此，债券的违约损失率 Δ 同样作用于利息的支付，因此，期初的债券综合期望收益对应的价格是 z_t ，而在家庭期末购入债券时，由于债券利息已在期初支付，因此家庭支付的购入价格应该是不含息价格，故为 $z_t - 1$ 。

2. 文中在设定内生挤兑概率前，引用了 Holstrom and Tirole 1997 的推导过程，但是其推导过程并没有隐形担保系数的出现，请考虑如何能够使设定的挤兑概率与引文一致？这样才能更加妥当。

回复：感谢审稿人提出的内生挤兑概率与 Holstrom and Tirole 1997 不完全一致的问题，这里引用的文献应该是 Holstrom and Tirole 1998 的 Private and Public Supply

of Liquidity[J]. Journal of Political Economy。即本文引用了 Holstrom and Tirole 的两篇文献，第一篇 1997 的文献是引入商业银行的双重道德风险，从而引入金融摩擦，第二篇文献 1998 是引入商业银行的流动性约束，并引入银行挤兑风险，从而可以显性衡量金融风险。作者在原文相应位置进行了修正，并加入 1998 的参考文献。

本文引入的内生挤兑概率为本文的一个创新内容，隐性担保系数的引入也是本文的模型创新内容，国外的文献，如 Holstrom and Tirole 1998，以及之后发展的宏观金融 DSGE 文献，如 Meh and Moran(2010)、Paries et al. (2014)、以及 Ester Faia (2017) 中均没有这一设定，这主要是因为美国的经济实际并无中央政府向州政府承担的隐性担保问题。作者在此处做了符合中国政治体制和经济事实的模型设定创新。前述文献关于商业银行的挤兑概率设定均为外生，通过拟合某种设定分布来予以刻画，类似于 BGG (1999) 中关于企业经营状况的对数正态分布假设。作者认为这一设定不符合我国实际，因此做出了模型设定创新，同时也使财政与金融风险产生了联动，符合文章主题的需要。由于这种创新设定，在模型求解和模拟中产生了一系列技术问题，作者将在对接下来审稿人的问题解答中予以阐述。此处作者对 Holstrom and Tirole 1998 引入后的文字部分加入了“同时对商业银行的流动性约束进行了拓展，引入内生化的商业银行挤兑概率”字样，以表示作者在此处进行了创新设定，与 Holstrom and Tirole 1998 有所不同，避免产生误解。

3. 文中第五部分，作者讨论了宏观审慎对于去杠杆的作用，采用的评估方法颇为新颖，是否为作者原创？还是引用了某些现有文献当中的方法，请说明；另，如果围绕稳态作参考讨论，似乎没有必要考虑 U_{bar} 的绝对值，只需计算 cumulative deviation 即可；最后，如果经过脉冲响应，模型结果重新回到了原来的稳态，杠杆是不是还是原来的杠杆，没有降下来，请说明。

回复：本文中金融审慎政策的引入方式确实是本文原创，没有相应的国外参考文献。正如原文 (28) 式下脚注 2 中所述，由于本文对商业银行挤兑概率进行了内生化的创新拓展，同时引入了中央政府隐性担保率，且外生刻画中央政府，实际上，中央政府的担保在模型系统中外生分担了风险，使得商业银行的流动性约束发生了变化，其持有的政府债券作为安全资产的额度降低了，但这一外生的风险分担成本未在一般均衡系统中予以对应，因此使得模型没有稳态。作者引入了 χ 作为央行要求的额外担保资产的持有额度并使其取值唯一取决于中央政府隐性担保率和稳态时商业银行对债券的需求量这一设定一方面对隐性担保产生的分担成本在一般均衡系统中予以补偿，从而产生唯一的稳态结果；另一方面，这一设定也符合现阶段央行对商业银行的金融审慎监管要求，即提高银行安全资产额度，抑制过度信贷。在此基础上引入的审慎政策冲击很好地模拟了金融审慎政策去杠杆的效果。

此外，作者在技术细节上还确认了作者的这一创新设定是否会改变流动性约束 (28)

式取紧的结果，从而导致模型不可采用对数线性化求解。由于无法显性化证明 (explicitly prove)，作者采用了非线性化的解法予以论证。具体采用 Iacoviello (2015) JME 文章提出的分段线性化解法 (piece-wise linear) 和对应的 OCCBIN 求解工具包进行了验证，在假定 (28) 式为偶尔紧约束的条件下，对应的备择输出区间值为空 (null)，即 (28) 式全局取紧。保证了这一创新设定在线性化解法下的正确性。该验证过程由于文章篇幅限制未在原文中予以展示。

在最优去杠杆时机分析处，参考审稿人意见，删去福利函数的稳态，即只考察累积福利偏离，重新模拟发现，对应隐性担保率为 0.79，稳态债务产出比发生了变化，但在保留两位小数的四舍五入结果下，依旧为 2.88%。

最后，金融审慎政策去杠杆所做的脉冲分析确实对应的是短期效应，长期杠杆率依旧回归稳态。由于本文主要论述的是债务扩张下金融风险的累积触发机制，因此，中央政府的隐性担保率政策起到了同时改变稳态债务存量 (风险) 和改变稳态杠杆率的作用，对应图 8—图 10 的分析，隐性担保政策起到了长期去杠杆的作用。若要使得金融审慎政策产生长期去杠杆的作用，需要该政策变动能改变模型稳态，对应 DSGE 模型中的转移动态分析 (trans—dynamic analysis)。要实现上述效果，一般通过改变模型参数设定、外生冲击稳态值和产生足够大的外生冲击使模型彻底偏离稳态来实现。前两者在转移动态分析中较为常见，后者往往对应于如 DSGE 文献中灾难冲击 (rare disaster)，且在一般均衡求解方法上采用全局 (global) 优化方法，如 Galerking 等拟牛顿方法，而不能采用线性化解法。但金融摩擦 DSGE 模型由于其本身规模庞大，因此用全局解法运算速度十分缓慢，且难以获得理想结果，具体可参考 Zheng Liu、Pengfei Wang and Tao Zha (2013) 的 *Econometrica* 文章附录对于金融摩擦 DSGE 模型全局算法的探讨。同时，基于前文论述的对本文内生挤兑概率创新的技术处理细节，商业银行额外资产担保额度 χ 是稳态唯一确定的，以保证模型系统存在唯一稳态，因此，也不符合改变模型参数进行转移动态分析的条件。综上所述，本文模拟的金融审慎政策是一种起到短期作用效果的去杠杆政策，而中央政府的隐性担保政策才是起到长期去杠杆 (改变模型稳态) 的政策，其作用机理是通过改变地方政府债务规模来抑制或促进商业银行信贷行为，从而调节杠杆，这一机制也正是本文主题所论述的核心机制。

《中国工业经济》第二轮复审意见

进一步的修改建议（若有）；复审意见为“不满意”的关键原因：

基本满意，可以发表。

本文的作者们非常认真地对待了两轮修改提出的问题，非常感谢作者们严谨的治学态度和积极的学术精神。经过修改，现有文章已经可以作为阶段性成果进行发表，但也请作者们能够继续认真对待文中暂时未有讨论的一些局限问题在未来的大作中做更深一步的探讨，以飨读者。目前版本，作者需要在有限框架内保证逻辑的严密性。

注：本部分内容将反馈给作者参考。