

## 预算软约束、宏观杠杆率与全要素生产率\*

孟宪春 张屹山 张鹤 冯叶

**摘要：**本文针对我国部分企业存在预算约束和生产效率差异的现实背景，基于抵押约束机制构建了包含异质性企业的动态随机一般均衡模型，在此基础上对我国当前实施的宏观政策作用机理和有效性进行仿真模拟研究。研究发现：第一，预算软约束下的抵押约束机制会在异质性企业间产生非对称“金融加速器”效应，造成信贷资源和生产要素错配、宏观杠杆率高企和全要素生产率下降，但预算软约束企业吸纳了经济体闲散劳动力，降低就业波动；第二，信贷政策具有结构调整功能，短期可以提高全要素生产率，但对宏观杠杆率的调控效果不明显，对贷款价值比进行动态监管的宏观审慎政策短期内虽然能够起到降杠杆的作用，但以牺牲全要素生产率为代价，由于未能削弱预算软约束的影响，长期不具有“去杠杆”效应；第三，深入供给侧结构性改革，逐渐消除预算软约束问题，能够实现显著降低宏观杠杆率和提升全要素生产率的政策目标，并产生福利增益，但在企业改革过程中须做好人才结构的转型与匹配，避免劳动力市场出现失业率大幅上升的现象。

**关键词：**预算软约束 宏观杠杆率 全要素生产率 DSGE

### 一、引言及文献评述

中国经济尚处于转轨阶段，部分企业需要承担社会性和战略性政策负担，进而影响自身效益，政府需对其融资提供显性或隐性担保才能保证企业的正常运营，从而在部分企业生产

---

\* 本文感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“新时期中国经济长期稳定增长的潜力与实现路径研究”（项目编号：17JJD790009）的资助，以及匿名审稿人的建设性意见。当然，文责自负。张鹤为本文通讯作者。

过程中形成了“预算软约束”问题（林毅夫和李志赅，2004）。预算软约束扭曲了企业真实融资溢价，破坏了信贷市场的价格运行机制，导致信贷资源过度流向低效的预算软约束企业，在金融市场顺周期性的推动下，信贷规模快速膨胀并超出产出增长速度，推升宏观杠杆率，而资源的低效配置又进一步阻碍了全要素生产率的提升。十九大报告首次明确中国已经进入新时代，经济发展模式正由高速增长向高质量发展转型，而成功实现转型要求必须守住不发生系统性风险的底线和提高全要素生产率。因此如何削弱预算软约束影响，促进资源和生产要素有效配置，降低宏观杠杆率以防控系统性风险，提升全要素生产率以促进经济高质量发展是一项重要议题，对此展开深入研究将对有效推进我国供给侧结构性改革进而推动经济向高质量发展成功转型具有重要现实意义。

预算软约束是对市场机制正常运行的一种干扰，无疑会对经济产生多方面的影响。盛明泉等（2012）选取中国上市公司为分析对象，发现预算软约束的国有企业在改善资本结构方面动力不足，导致其自身资本结构偏离目标资本结构，企业低效运营。钟伟和宛圆渊（2001）通过在金融危机理论中引入企业预算软约束问题充实了金融危机理论的微观基础，并定性论证了预算约束软化导致微观信贷扭曲膨胀，给经济埋下触发金融危机的隐患。中国人民银行营业管理部课题组（2017）理论阐释了预算软约束会抵消金融加速器作用，扭曲企业融资溢价与杠杆率之间的数量关系，进而破坏市场机制的正常运行。现有研究多关注我国企业预算软约束问题的微观层面影响，而忽视了对其宏观效应的研究，这一研究不足可能会造成政策制定者低估此问题对宏观经济运行产生的后果。鉴于此，本文研究聚焦于我国企业预算软约束问题的宏观效应及其内在形成机制。

由于我国经济尚处在转型期，部分企业的预算软约束问题仍然存在，因此研究如何削弱预算软约束问题对经济产生的负面影响，对缓释预算软约束产生的资源错配效应和提高经济发展质量具有重要现实意义。近期已有部分学者对此工作进行初步探索，郭豫媚等（2016）指出国有企业和民营企业间融资成本的差异是导致“利率双轨制”的市场因素，在此背景下，更关注产出波动的货币政策可以实现对宏观经济的最优调控。纪洋等（2016）认为利率市场化可以减小国有企业和非国有企业的融资成本差异进而改善资源配置效率。然而 Liu 等（2017）研究结果指出，只要预算软约束问题没有被弱化，利率市场化虽然可以提高国有企

业（预算软约束企业）和私营企业（预算约束企业）两部门内部的资源配置效率，但同时会加剧部门之间的资源错配。事实上，无论是货币政策还是“利率市场化”改革均是试图通过影响企业部门的信贷需求进而传导至实体经济，而预算软约束企业通常对利率不敏感，因此在部分企业尚存在预算软约束问题的现实背景下，对信贷供给方进行调控的宏观政策可能会具有更强的政策效力。

基于此，本文的核心工作是厘清我国企业预算软约束问题导致宏观杠杆率高企、全要素生产率下降的内在形成机制，并在此基础上对我国当前实施的宏观审慎、信贷和供给侧结构性改革政策的作用机理和政策效果进行仿真模拟研究。在研究方法上，早期相关研究多采用静态模型和计量手段，随着动态随机一般均衡模型在研究经济变量相互作用的内生机制和宏观政策有效性的优势凸显，逐渐成为当前的主流研究方法。但在 DSGE 模型的构建过程中，应该充分考虑到中国经济体制与发达国家存在较大差异性的事实，平移以发达国家经济问题为研究背景的成熟理论框架来研究中国问题的做法是不可取的，也不利于对我国政策实践的进一步探讨。由此可见，构建能够刻画中国现实经济背景的宏观模型是准确揭示政策传导路径和调控效果，进而保证政策探索的应用价值的重要前提。随着中国经济对世界经济影响力的日益提升，越来越多的学者开始构建具有“中国特色”的宏观模型对中国经济问题展开研究。Chang 等（2017）和郭豫媚等（2016）通过构建包含国有企业和民营企业的两部门 DSGE 模型分析了中国最优货币政策选择问题。中国人民银行营业管理部课题组（2017）也在包含企业异质性的动态随机一般均衡模型框架下分析了供给侧结构性改革的经济效应。以往研究多基于 Bernanke 等（1999）金融加速器机制进行模型构建，然而，侯成琪和刘颖（2015）通过比较 Bernanke 等（1999）金融加速器机制和 Kiyotaki 和 Moore（1997）抵押约束机制对中国经济数据的解释能力发现，后者从贷款者资金可获得性角度引入金融摩擦，更适合描述中国信贷市场特征。鉴于此，本文引入抵押约束机制来描述我国企业存在的预算软约束问题并以此为基础进行模型构建，这对揭示企业异质性产生的宏观扭曲效应以及仿真研究宏观调控政策作用机理和政策效果均具有重要理论价值。

本文通过提取我国企业部门核心异质性特征，基于能够更好描述我国信贷市场特征的抵押约束机制构建了包含异质性企业的动态随机一般均衡模型，阐释了我国企业间存在的预算

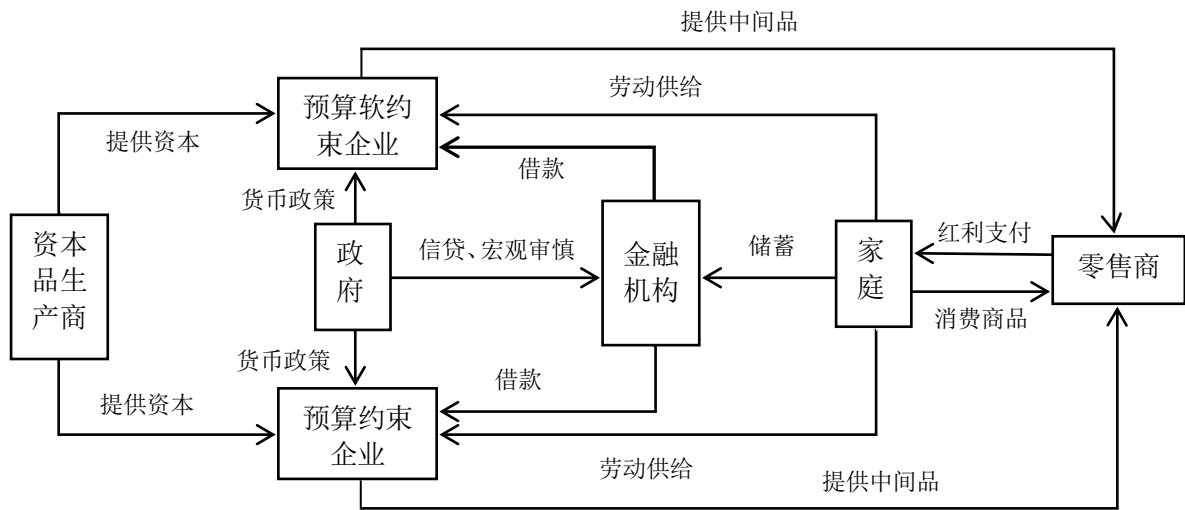
约束和生产率差异导致资源和生产要素错配、宏观杠杆率高企和全要素生产率下降的内生作用机制，进一步模拟演绎了对贷款价值比进行动态监管的宏观审慎政策和信贷政策在缓解资源错配方面的实际效果，采用反事实分析方法探索了供给侧结构性改革的经济效应和福利效应。本文可能存在的创新之处：构建了能够刻画中国现实经济背景的宏观结构模型并以此为基础进行宏观经济政策的仿真研究，为推进供给侧结构性改革和经济高质量发展提供理论依据。本文余下内容结构安排如下：第二部分进行了模型构建与核心机制分析；第三部分为参数校准估计；第四部分在不同情境下进行数值模拟实验分析；第五部分实现了政策仿真和反事实分析；最后给出本文的主要结论和政策启示。

## 二、模型构建与核心机制分析

### （一）模型构建

模型纳入了我国企业异质性特征，由于我国信贷市场长期存在宏观层面的信贷规模控制和微观层面的信贷配给（侯成琪和刘颖，2015），具有显著的数量传导特征，因此与郭豫媚等（2016），中国人民银行营业管理部课题组（2017）等研究不同，本文引入 Kiyotaki 和 Moore（1997）抵押约束机制来刻画企业与金融机构之间的债务契约关系。通过对企业家信贷约束条件的差异化设定来描述预算软约束和预算约束企业家在信贷市场中融资能力的差异，该机制存在的现实原因来自政府部门对承担战略性或社会性政策负担的部分低效企业融资提供显性或隐性担保，使得此类企业具有更强的信贷获取能力，成为“预算软约束企业”。预算约束差异直接扭曲了企业部门的外部融资溢价，生产率差异进一步导致信贷资源在企业间的低效率配置，影响经济体生产要素配置效率和企业的生产行为，从而引发宏观杠杆率高企、全要素生产效率下降等经济问题。

模型中经济主体包括：代表性家庭、预算软约束企业家、预算约束企业家、金融机构、零售商、资本品生产商和政府部门。代表性家庭通过向企业提供劳动获取工资报酬，从金融机构获得上一期储蓄的利息收入，同时还从零售商手中获得红利支付，其中一部分用于当期消费，剩余部分存入金融中介。金融中介负责经济体的资金融通，从家庭部门吸收存款并将其贷给企业部门，与企业之间形成债务契约关系。企业部门包括预算软约束企业和预算约束企业两部门，他们从金融中介获取贷款，从资本品生产商购买资本品，从家庭部门雇佣劳



动力进行中间品生产。零售商负责对同质的中间产品进行差异化生产并具有定价权，因此零售品市场具有垄断竞争性质。资本品生产商利用上一期剩余资本品以及当期投资进行资本品生产。政府部门根据宏观经济运行情况制定货币政策、信贷政策和宏观审慎政策进行宏观调控以维护实体经济和金融市场同时稳定。上述经济主体之间的内在关系如图 1 所示。

图 1 模型框架图

### 1. 代表性家庭

代表性家庭每一期的效用源于最终物品消费 ( $C_t$ ) 和劳动供给 ( $L_t$ )，其中消费产生正效用，劳动供给则带来负效用，其目标函数具体如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t - \chi L_t^{1+\eta} / (1+\eta) \right] \quad (1)$$

其中， $\beta$  为代表性家庭主观贴现因子， $\eta$  为劳动供给 Frisch 弹性倒数， $\chi$  为劳动供给偏好参数。代表性家庭在最大化终生效用过程中面临如下预算约束方程：

$$C_t + B_t = B_{t-1}R_{t-1}/\pi_t + W_tL_t + F_t \quad (2)$$

其中,  $B_t$  和  $F_t$  分别为  $t$  期代表性家庭的实际储蓄和零售商的红利支付;  $R_t$  和  $W_t$  分别为储蓄的名义收益率和实际工资率;  $\pi_t$  为通货膨胀率。通过求解代表性家庭的最优化问题可以获得如下—阶条件:

$$(C_t)^{-1} = \lambda_t \quad (3)$$

$$\lambda_t W_t = \chi L_t^\eta \quad (4)$$

$$E_t(R_t/\pi_{t+1}) = E_t[\lambda_t/(\beta\lambda_{t+1})] \quad (5)$$

方程 (3) 中  $\lambda_t$  为代表性家庭消费的边际效用, 方程 (4) 为家庭部门的劳动供给方程, 方程 (3) 和方程 (5) 构成家庭消费的跨期欧拉方程, 即当期一单位支出用于消费产生的边际效用收益和用于下一期消费产生的效用贴现到当期无差别。

## 2. 企业家与金融机构

企业家从资本品生产商购置资本, 从家庭部门雇佣劳动力进行同质中间品的生产, 此外, 企业家  $j$  存在预算约束差别,  $j \in \{s, p\}$ ,  $j = s$  代表预算软约束企业,  $j = p$  代表预算约束企业。

中间品生产函数:

$$Y_{j,t} = A_{j,t} K_{j,t-1}^\alpha L_{j,t}^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中,  $\alpha$  为资本产出弹性系数,  $K_{j,t-1}$  为企业家  $j \in \{s, p\}$  在  $t-1$  期末持有,  $t$  期投入生产的资本品,  $L_{j,t}$  为  $t$  期从家庭部门雇佣的劳动力,  $A_{j,t}$  表示企业生产率, 这里假设预算约束企业生产率的稳态高于预算软约束企业的生产率稳态水平, 即  $\bar{A}_p > \bar{A}_s$ 。生产率对数服从 AR(1) 随机过程:

$$\ln A_{j,t} = (1 - \rho_{j,a}) \ln \bar{A}_j + \rho_{j,a} \ln A_{j,t-1} + \varepsilon_{ja,t} \quad (7)$$

$\bar{A}_j$  表示  $A_{j,t}$  的稳态水平,  $\rho_{j,a}$  为惯性参数,  $\varepsilon_{ja,t}$  代表技术冲击, 服从正态分布。企业家通过决策资本和劳动投入使得生产成本最小, 求解最优化问题可以获得资本需求方程 (8) 和劳动需求方程 (9):

$$r_{j,t}^k = \alpha P_{j,t} Y_{j,t} / K_{j,t-1} \quad (8)$$

$$W_t = (1 - \alpha) P_{j,t} Y_{j,t} / L_{j,t} \quad (9)$$

其中,  $r_{j,t}^k$  为企业  $j \in \{s, p\}$  生产过程资本产生的边际回报,  $P_{j,t}$  为企业  $j \in \{s, p\}$  生产中间品的相对价格。两部门中间品进行 CES 加总得到经济体的中间品总量:

$$Y_t = \left[ \omega Y_{s,t}^{(\rho-1)/\rho} + (1-\omega) Y_{p,t}^{(\rho-1)/\rho} \right]^{\rho/(\rho-1)} \quad (10)$$

其中, 参数  $\rho > 0$  表示预算软约束企业与预算约束企业产品之间的替代弹性,  $\omega \in (0,1)$  表示预算软约束企业产出在总产出中的占比。中间品加总过程遵循成本最小化原则, 意味着:

$$Y_{s,t} = \omega^\rho \left( P_{s,t} / P_{w,t} \right)^{-\rho} Y_t \quad (11)$$

$$Y_{p,t} = (1-\omega)^\rho \left( P_{p,t} / P_{w,t} \right)^{-\rho} Y_t \quad (12)$$

其中,  $P_{w,t}$  表示加总中间品的相对价格。方程 (11) 代表预算软约束企业中间品的需求方程, 方程 (12) 代表预算约束企业的中间品需求方程。中间品具有同质性, 保证了该市场具有完全竞争性质, 因此在零利润的条件下, 可以获得加总中间品的相对价格指数:

$$P_{w,t} = \left( \omega^\rho P_{s,t}^{1-\rho} + (1-\omega)^\rho P_{p,t}^{1-\rho} \right)^{1/(1-\rho)} \quad (13)$$

企业家  $j \in \{s, p\}$  在进行资金配置过程中追求终生效用最大化:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_j^t \ln C_{j,t}^e \quad (14)$$

预算约束方程:

$$C_{j,t}^e + Q_t K_{j,t} + R_{t-1} B_{j,t-1} / \pi_t = r_{j,t}^k K_{j,t-1} + Q_t (1-\delta) K_{j,t-1} + B_{j,t} \quad (15)$$

信贷约束方程:

$$B_{j,t} \leq m_j E_t (Q_{t+1} K_{j,t} \pi_{t+1}) / R_t \quad (16)$$

其中,  $C_{j,t}^e$  和  $B_{j,t}$  分别代表企业家  $j \in \{s, p\}$  的实际消费水平和贷款量,  $Q_t$  为资本品实际价格,  $\beta_j$  为企业家  $j \in \{s, p\}$  的主观贴现因子, 该值越大说明经济主体更偏好于未来消费, 进一步假设  $\beta_j < \beta$ , 即相对于代表性家庭, 企业家  $j \in \{s, p\}$  更偏好当期消费, 因此成为经济体贷款者。可以证明, 该条件将保证当经济处于稳态及其附近时, 企业家  $j \in \{s, p\}$  的信贷约束方程 (16) 具有约束力, 即总能取等号, 此时  $m_j$  为企业家  $j \in \{s, p\}$  的贷款价值比, 该指标衡量了企业家融资能力, 其数值越大说明企业家的信贷获取能力越强。根据本文关于企业家  $j \in \{s, p\}$  异质性假设  $m_s > m_p$ , 即预算软约束企业家较预算约束企业家具有更强的信贷获取能力。通过求解上述企业家  $j \in \{s, p\}$  最优化问题可以获得一阶条件:

$$\mu_{j,t}^e = 1 / C_{j,t}^e \quad (17)$$

$$\mu_{j,t}^e Q_t = \beta_j E_t \left[ \mu_{j,t+1}^e (r_{j,t+1}^k + Q_{t+1} (1-\delta)) \right] + \mu_{j,t}^b m_j E_t (Q_{t+1} \pi_{t+1}) / R_t \quad (18)$$

$$\mu_{j,t}^b = \mu_{j,t}^e - E_t \left( \beta_j \mu_{j,t+1}^e R_t / \pi_{t+1} \right) \quad (19)$$

其中,  $\mu_{j,t}^e$ ,  $\mu_{j,t}^b$  分别代表企业家  $j \in \{s, p\}$  消费和获得贷款的边际效用。结合方程 (17)

和方程 (18) 可以获得企业家  $j \in \{s, p\}$  的资本投资需求方程:

$$Q_t = \beta_j E_t \frac{C_{j,t}^e}{C_{j,t+1}^e} \left[ r_{j,t+1}^k + Q_{t+1}(1-\delta) \right] + \frac{\mu_{j,t}^b}{\mu_{j,t}^e} m_j E_t \left( \frac{Q_{t+1} \pi_{t+1}}{R_t} \right) \quad (20)$$

其中,  $\mu_{j,t}^b / \mu_{j,t}^e$  表示企业家  $j \in \{s, p\}$  持有贷款的影子价值, Liu 等 (2013) 指出只要企业家的信贷约束具有约束力, 贷款的影子价值总为正值。根据方程 (20), 企业家获取一单位资本品需要放弃消费  $Q_t$  单位最终品, 因此  $Q_t$  代表投资资本品的边际成本, 但企业家同时可以获得三部分收益: 资本在生产过程中产生的边际产品、资本品价格波动产生的重置收益和作为抵押品产生的流动性溢价。当企业家不具有信贷约束 ( $m_j = 0$ ) 时, 资本品价格预期仅通过影响资本重置价值对资本品当期价格产生影响, 而一旦引入抵押约束机制 ( $m_j \neq 0$ ), 将增加资本品的抵押价值渠道, 即资本品价格上涨通过提升企业资产总价值使得企业家获得更大规模贷款, 从而提高资产抵押价值。此外, 从企业家资本投资需求方程可以发现, 抵押约束机制的存在还增加了资本品价格预期对资本品当期价格的影响权重, 进而通过改变资本投资回报率影响企业家投资决策。综上可见, 抵押约束机制放大了资产价格波动幅度, 相应地将影响企业家最优跨期决策, 从而对实体经济产生影响, 后文将对此效应进行详细的理论阐释。

### 3. 零售商

零售商  $i \in [0, 1]$  从中间品生产商手中购置同质中间品并对其进行差异化生产以获得零售品  $Y_t(i)$ , 再由最终品生产商将其打包加总成最终品, 生产函数具体如下:

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(i)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (21)$$

根据最小化生产原理可以获得最终品生产过程中对零售品的需求方程 (22) 和最终品价格指数方程 (23) 分别为:

$$Y_t(i) = \left[ P_t(i) / P_t \right]^{-\varepsilon} Y_t \quad (22)$$

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (23)$$

其中,  $P_t(i)$  为零售品  $i$  的价格, 参数  $\varepsilon$  表示零售品间替代弹性。这里假设零售商进行价格调整是有成本的, 参照 Chang 等 (2017), 调整成本函数设定如下:

$$\frac{\Omega_p}{2} \left[ \frac{P_t(i)}{\pi P_{t-1}(i)} - 1 \right]^2 C_t \quad (24)$$

其中,  $\Omega_p$  代表调整成本参数,  $\pi$  代表通货膨胀率稳态值。零售商在零售品的需求函数和最终品价格指数约束下对零售品的相对价格进行设定以最大化利润现金流:



$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} A_{t+k} \left\{ \left[ \frac{P_{t+k}(i)}{P_{t+k}} - P_{w,t+k} \right] Y_{t+k}(i) - \frac{\Omega_p}{2} \left[ \frac{P_{t+k}(i)}{\pi P_{t+k-1}(i)} - 1 \right]^2 C_{t+k} \right\} \quad (25)$$

其中,  $A_{t+k} = \beta^k \lambda_{t+k} / \lambda_t$  表示  $t+k$  期到  $t$  期的实际随机贴现因子。由于本文关注对称均衡解, 因此假设均衡时所有零售商进行相同的价格调整, 此时有  $P_t(i) = P_t$  成立, 进一步通过求解上述最优化问题可以获得:

$$P_{w,t} = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon} + \frac{\Omega_p}{\varepsilon} \frac{1}{Y_t} \left[ \left( \frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_t}{\pi} C_t - \frac{\beta A_{t+1}}{A_t} E_t \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\pi} C_{t+1} \right] \quad (26)$$

#### 4. 资本品生产商

资本品生产商消耗部分最终品和剩余资本品进行新资本品的生产, 其中投资变动存在二次调整成本, 参照 Christiano 等 (2010), Liu 等 (2013) 关于投资调整成本的设定形式, 资本积累方程:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \left[ 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] I_t \quad (27)$$

其中,  $\delta$  为资本折旧率,  $\kappa$  为投资调整成本参数。资本品生产商决策投资量使得利润最大化, 优化问题具体为:

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} A_{t+k} \left\{ Q_{t+k} \left[ 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \frac{I_{t+k}}{I_{t+k-1}} - 1 \right)^2 \right] - 1 \right\} I_{t+k} \quad (28)$$

进一步可获得一阶条件:

$$1 = Q_t \left[ 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 - \kappa \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \frac{\beta Q_{t+1} A_{t+1}}{A_t} \kappa \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} - 1 \right) \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \quad (29)$$

#### 5. 政府部门

这里假设政府部门承担制定宏观经济政策的职能, 对宏观经济波动做出反应, 运用货币政策、信贷政策和宏观审慎政策对金融市场和实体经济进行调控, 以维护金融市场和实体经济同时稳定。为了突出信贷政策和宏观审慎政策对宏观经济的调控效果, 将在后文中对其进行重点讨论, 在基础模型中政府部门仅负责制定货币政策, 政策实施遵循经典的泰勒规则:

$$\frac{R_t}{R} = \left( \frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \left( \frac{Y_t}{Y} \right)^{\rho_y} \exp(\varepsilon_{r,t}) \quad (30)$$

其中  $R$ ,  $\pi$  和  $Y$  分别代表名义利率、通货膨胀率和产出的稳态水平,  $\rho_\pi$  和  $\rho_y$  分别代表名义利率对通货膨胀和产出缺口的反应系数,  $\varepsilon_{r,t}$  代表货币政策冲击, 服从均值为 0, 标准差

为  $\sigma_r$  的正态分布。

## 6. 出清条件

上述模型中包含了最终品市场、信贷市场、资本市场和劳动力市场，以上市场在每一期均满足出清条件以保证经济体处于一般均衡状态。此外，为了探索宏观杠杆率和全要素生产率在经济运行过程中变化情况，根据其经济内涵进行定义。具体如下：

最终品市场出清方程：

$$Y_t = C_t + C_{s,t}^e + C_{p,t}^e + I_t + \frac{\Omega_p}{2} \left( \frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 C_t \quad (31)$$

信贷市场出清方程：

$$B_t = B_{s,t} + B_{p,t} \quad (32)$$

资本市场出清方程：

$$K_t = K_{s,t} + K_{p,t} \quad (33)$$

劳动市场出清方程：

$$L_t = L_{s,t} + L_{p,t} \quad (34)$$

经济体宏观杠杆率和全要素生产率的定义方程：

$$Lev_t = B_t / Y_t \quad (35)$$

$$APL_t = Y_t / \left( K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha} \right) \quad (36)$$

### (二) 预算软约束下抵押约束机制的非对称“金融加速器”效应

结合方程 (18) 和方程 (19)，能够获得企业家  $j \in \{s, p\}$  资本投资的预期收益方程：

$$E_t \left( R_{j,t+1}^k \right) = E_t \left\{ \frac{r_{j,t+1}^k + Q_{t+1}(1-\delta) - m_j Q_{t+1}}{Q_t - m_j Q_{t+1} \pi_{t+1} / R_t} \right\} \quad (37)$$

由方程 (37) 可以看出，当  $m_j = 0$  时，抵押约束机制不起作用，资本投资的预期收益仅由资本的边际产品和资本价格波动决定；而当  $m_j \neq 0$  时，信贷约束条件对资本投资的预期收益产生影响，企业家的贷款价值比越大导致资本投资的预期收益越小。预算软约束问题导致预算软约束企业部门的资本投资预期回报率低于预算约束企业部门，即  $R_{s,t+1}^k < R_{p,t+1}^k$ ，当经济处于稳态及其附近时，软约束企业部门的资本存量大于约束企业部门，导致资本要素的低效配置，但预算软约束企业同时也吸收了更多劳动力。

进一步对方程 (37) 进行整理可以获得信贷约束机制下金融加速器的核心方程：

$$E_t \left( \frac{R_{j,t+1}^k}{R_t / \pi_{t+1}} \right) = E_t \left\{ \frac{r_{j,t+1}^k + Q_{t+1}(1-\delta) - m_j Q_{t+1}}{R_t Q_t / \pi_{t+1} - m_j Q_{t+1}} \right\} \quad (38)$$

当经济达到均衡时，方程（38）左侧衡量了企业部门的外部融资溢价，可以看出，外部融资溢价与企业资产状况和融资能力相关：贷款价值比越大，企业融资能力越强，融资溢价越小，企业的融资成本越低，反之则越大；资产价格上涨提高企业总资产价值，降低企业外部融资溢价，进而降低融资成本，反之企业外部融资成本则上升。在抵押约束机制作用下，当经济中发生提高企业融资能力的外部冲击时，企业融资溢价下降，促进企业进行债务扩张并扩大投资和生产规模；而当经济发生引起企业融资能力下降的外部冲击时，企业融资溢价上升，信贷规模收缩，缩减投资和生产规模。可见，与 Bernanke 等（1999）“金融加速器”机制类似，抵押约束机制在发生外部冲击时也放大了经济周期，形成金融加速器效应。特别地，当企业部门存在预算约束和生产率异质性时，预算软约束企业的实际融资溢价天然低于预算约束企业，具有信贷资源获取的绝对优势，信贷市场的顺周期性会促使预算软约束企业的债务规模过度扩张，挤占了预算约束企业的可贷资金源，形成非对称的信贷资源配置机制，进而通过影响预算软约束企业和预算约束企业生产投资行为产生非对称的“金融加速器”效应。

不难发现，在微观层面，预算软约束扭曲了企业部门的真实融资溢价，破坏了信贷市场竞争机制，导致预算软约束企业过度信贷扩张，引发杠杆高企、产能过剩等问题，预算约束企业则面临“融资难、融资贵”问题。对于宏观层面而言，抵押约束机制在异质性企业部门间产生非对称“金融加速器”作用效果，一方面，债务规模过快膨胀，信贷资源的低效配置导致未形成与之相匹配的产出水平，经济体宏观杠杆率攀升；另一方面，预算软约束问题导致预算软约束企业部门的资本过度积累，阻碍了生产要素释放生产力，生产要素的低效配置拉低经济体的全要素生产率水平。

### 三、参数校准与估计

本文采取校准估计和 Bayes 估计两种方法分别对模型中具有明确一阶矩含义的参数和剩余参数取值进行确定。理由如下：其一，本文所构建的 DSGE 模型中包含企业异质性，增加

了内生变量个数，相应地扩大了待估参数维度，而现实经济可观测数据较少且样本区间较短，若对全部参数进行估计存在模型可识别问题，此外模型构建是以刻画中国经济结构特征为出发点，基于经典文献利用校准的方法对取值稳健且具有明确一阶矩含义的参数值进行设定更有利于贴近中国经济事实，同时也便于宏观经济政策的仿真研究；其二，通过贝叶斯估计确定的参数值可以反应现实数据特征，因此本文利用此方法对不具有一阶矩含义的剩余参数以及影响内生变量动态关系的结构参数值进行估计。事实上，综合利用上述两种方法来确定模型中结构参数值的做法已被近期相关研究广泛采纳（童中文等，2017；李天宇等，2017；孟宪春等，2017）。

### （一）结构参数校准及与现实经济结构匹配

此部分需要校准的参数有  $\{\bar{A}_s, \bar{A}_p, \rho, \omega, \varepsilon, \delta, \beta, \beta_s, \beta_p, \alpha, m_s, m_p\}$ 。预算软约束企业生产率稳态水平  $\bar{A}_s$  和预算约束企业生产率稳态水平  $\bar{A}_p$  分别取值为 1.0 和 1.42，用来刻画现实经济中预算软约束企业通常是低效运营的实际情况；预算软约束企业与预算约束企业的中间品替代弹性  $\rho$  设定为 3.0，符合 Chang 等（2016）界定的该参数大于 1.0 的取值范围；零售品替代弹性  $\varepsilon$  设定为 10.0，此时模型中垄断竞争加成的稳态水平相应为 1.10；预算软约束企业产出份额  $\omega$  校准为 0.45，以上参数取值的设定主要参照了 Chang 等（2017）对于相关参数的校准情况，主要因为该研究是在国有企业和私营企业并存的两部门理论模型框架下探究存款准备金率政策产生的宏观效应，刻画了与本文相似的异质性企业的市场环境，此外，其在设定相关参数取值时与中国宏观经济数据特征进行了匹配。根据收入法核算的 GDP 分项统计，可以获得 2000~2017 年固定资产折旧额占 GDP 比重的年均值约为 14.18%，本文将资本折旧率  $\delta$  校准为 0.05，此时资本的年度折旧率为 20.0%，尽管该值略高于固定资产折旧率实际值，但能够使模型中资本形成率稳态值更符合我国宏观经济数据特征。关于资本产出弹性  $\alpha$  的取值，童中文等（2017），Chang 等（2017）设定为 0.50，李天宇等（2017）设定为 0.44，可见近期研究对该参数的取值位于 0.40~0.50，本文将其设定为 0.50。代表性家庭的主观贴现因子  $\beta$  是模型中名义利率稳态值的倒数，为了与现实数据匹配，通常将其校准为 0.99（康立和龚六堂，2014；李天宇等，2017）。参照 Iacoviello（2005），预算软约束企业家的主观贴现因子  $\beta_s$  和预算约束企业家的主观贴现因子  $\beta_p$  的取值均设定为 0.95，这也符合文中关于两参数取值范围的假定。根据纪敏等（2017）提供的数据，截至 2016 年 11 月，我国民营企业的资产负债率约为 51.10%，因此本文将预算约束企业的贷款价值比  $m_p$  设定为 0.50，而预算软约束企业的贷款价值比  $m_s$  高于此水平，取值为 0.75。表 1 给出了上述结构参数的取值情况。

表 1 结构参数校准值

$\bar{A}_s$	$\bar{A}_p$	$\rho$	$\omega$	$\varepsilon$	$\delta$	$\beta$	$\beta_s$	$\beta_p$	$\alpha$	$m_s$	$m_p$
1	1.42	3	0.45	10	0.05	0.99	0.95	0.95	0.5	0.75	0.5

在上述结构参数的校准取值下, 可以获得本文模型刻画的经济系统中主要经济变量: 居民消费产出比  $C/Y$ 、私人部门投资产出比  $I/Y$ 、预算软约束企业杠杆率  $B_s/K_s$ 、预算约束企业杠杆率  $B_p/K_p$ 、预算软约束企业资本形成份额  $K_s/(K_s + K_p)$  和名义基准利率  $R$  的稳态值分别为 43.30%、29.70%、74.20%、49.50%、54.80% 和 0.01。由国家统计局公布的 2017 年支出法核算的生产总值及其分项数据可以计算得到居民消费率 (居民消费额/支出法生产总值) 样本近似值约为 39.10%、私人部门资本形成率 (资本形成率 - 政府投资/支出法生产总值) 的样本近似值约为 33.90%; Wind 数据库提供 2017 年全国国有企业杠杆率 (资产负债率) 的经验值为 66.80%, 纪敏等 (2017) 给出我国私营企业杠杆率的实际值约为 51.10%; 本文利用 Chang 等 (2017) 给出的中国宏观经济数据集测算了国有企业资本形成额占国有与非国有企业资本形成总额比重约为 51.70%; 根据 2010~2015 年季度的央行一年定期基准利率年均水平约为 0.008, 考虑到商业银行在实际定价时具有一定上浮空间, 因此本文获得的名义利率稳态值大于 0.008 比较合理。通过比较理论稳态值和基于我国宏观数据获得的样本近似值可以发现, 本文模型中核心经济指标均与实际值比较接近, 这在一定程度上说明本文模型较好地刻画了中国现实经济的结构特征。

表 2 模型稳态值与实际值比较

变量	经济含义	模型求解	实际值
$C/Y$	居民消费产出比	43.30%	39.10%
$I/Y$	私人部门投资产出比	29.70%	33.90%
$B_s/K_s$	预算软约束企业杠杆率	74.20%	66.80%
$B_p/K_p$	预算约束企业杠杆率	49.50%	51.10%
$K_s/(K_s + K_p)$	预算软约束企业资本形成份额	54.80%	51.70%
$R$	名义基准利率	0.01	>0.008

## (二) 参数的 Bayes 估计

本文模型中共包含了 4 个外生冲击, 分别为预算软约束企业部门技术进步冲击、预算约束企业部门技术进步冲击、货币政策冲击和信贷冲击。根据贝叶斯估计规则, 选取总产出、

通货膨胀、居民消费和投资作为观测变量，相应地分别选取样本期间为 1992 年第一季度至 2017 年第四季度的国内生产总值、CPI、居民消费总额和固定资产投资作为度量数据，其中居民消费总额数据是利用社会消费品零售总额和居民消费占总消费比重计算得到<sup>①</sup>。参照 Pfeifer (2014)，进一步对上述样本数据进行如下处理：首先，利用以 2001 年 1 月为定基的 CPI 数据将国内生产总值、居民消费总额和固定资产投资转化为实际变量，同时利用 CPI 数据计算得到环比通货膨胀数据；其次，采用 X12 方法对相应指标进行季节调整以剔除季节因素对数据造成的波动；最后，对上述经过平减和季节调整的实际变量数据进行取对数差分<sup>②</sup>后去均值处理，对通货膨胀进行取对数去均值处理，以与本文模型系统中对应经济变量相匹配。此部分待估参数的先验均值设定主要参照了 Chang 等 (2017)，高然和龚六堂 (2017)，李天宇等 (2017) 关于对应参数的取值，估计结果如表 3 所示，根据估计过程中输出的 MCMC 多变量收敛性诊断结果显示，度量指标均值、方差和三阶矩均收敛至常数，在一定程度上说明本文估计结果整体的有效性。

表 3 参数的 Bayes 估计结果

参数	含义	分布函数	后验分布		
			均值	10%	90%
$\chi$	劳动供给的效用权重	Gamma[1.0,0.1]	1.0052	0.8448	1.1664
$\eta$	劳动供给Frisch弹性倒数	Gamma[2.0,0.1]	1.9281	1.7603	2.114
$\kappa$	投资调整成本参数	Gamma[1.0,0.1]	0.8305	0.6998	0.9577
$\Omega_p$	价格调整成本参数	Gamma[22.0,0.1]	21.987	21.778	22.166
$\rho_{sa}$	软约束企业技术冲击一阶自相关系数	Beta[0.8,0.1]	0.8332	0.7241	0.9304
$\rho_{pa}$	约束企业技术冲击一阶自相关系数	Beta[0.8,0.1]	0.9824	0.9663	0.9982
$\rho_b$	信贷冲击一阶自相关系数	Beta[0.8,0.1]	0.7573	0.6848	0.8262
$\rho_\pi$	名义利率对通胀的反应系数	Normal[1.8,0.5]	2.4146	2.3188	2.5108
$\rho_y$	名义利率对产出的反应系数	Normal[0.125,0.1]	0.0857	0.0104	0.1583
$\sigma_{sa}$	软约束企业技术冲击标准差	inv	0.0159	0.0138	0.0181
$\sigma_{pa}$	约束企业技术冲击标准差	inv	0.1678	0.1439	0.1884
$\sigma_b$	信贷约束冲击标准差	inv	0.112	0.0921	0.1352
$\sigma_r$	货币政策冲击标准差	inv	0.077	0.0657	0.0888

#### 四、数值模拟分析

在模型的均衡求解和参数校准基础上，利用 Matlab 软件 Dynare4.4.3 工具箱对上述模型

所描述的经济系统进行数值模拟，以仿真存在异质性企业的经济环境面对外生冲击时的动态反应。本文分别模拟演绎了宽松货币政策冲击和信贷扩张冲击下主要经济变量的动态响应，分别如图2和图3所示，通过脉冲响应分析可以进一步探索货币政策和信贷政策的传导路径，为后文构建削弱预算软约束产生的经济扭曲效应的宏观调控政策奠定基础。

### （一）货币政策冲击的传导路径分析

图2展示了0.1单位标准差的宽松货币政策冲击下预算软约束企业(s)和预算约束企业(p)的产出、信贷规模、杠杆率<sup>③</sup>以及经济体宏观杠杆率和全要素生产率的脉冲响应。

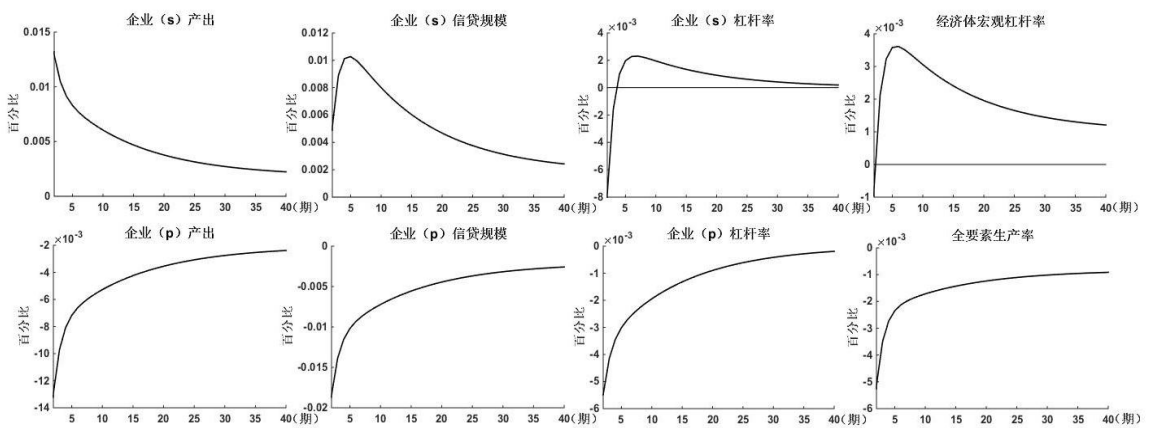


图2 货币政策冲击下脉冲响应图

由图2可以看出：

对于预算软约束企业而言，当经济体发生宽松货币政策冲击时，基准利率下调，企业的融资成本下降激发信贷扩张，金融机构将根据企业的风险收益情况进行资金配置，由于预算软约束企业凭借政府部门隐性担保的政策保证成为金融机构优先选择的贷款对象，导致大量贷款流向此类企业，因此该部门的信贷规模正向偏离稳态。信贷扩张带来产出水平上升，但由于预算软约束企业低效运营，导致信贷增速高于产出增速，最终表现为杠杆率的高企。

对于预算约束企业而言，由于信贷资源中的大部分被预算软约束企业占据，使得可获得的贷款规模缩小，资金出现供不应求，加之此类企业多为中小企业，破产风险较高，最终抬高企业的融资溢价，不具有信贷资源获取优势，信贷规模下降，产出随之缩减。在信贷市场金融加速器效应下，信贷规模收缩大于产出规模的下降，导致此类企业杠杆率负向偏离稳态水平。

对于经济总体而言，预算软约束问题扭曲了信贷市场定价机制，导致资源错配，又因为预算软约束企业具有生产低效的特点，降低总产出，推升宏观杠杆率，加剧系统性风险的积累，同时降低全要素生产率，不利于经济长期发展。具体而言，在公平的市场环境中，金融机构会根据企业资产状况进行资金分配，资金价格由竞争市场供求关系决定，而在模拟经济中，外部的政策环境导致异质性企业的实际融资溢价出现差异，破坏了信贷市场的竞争性，也扭曲了资金价格的确定。预算软约束企业在政府部门提供的信用担保下，以较低的融资成本获得信贷并进行扩大生产，在金融加速器作用下，生产规模和信贷规模相互促进，易形成产能过剩问题，另一方面，高效的预算约束企业由于缺乏足够资金支持，导致产出低于稳态水平，整个信贷市场资源未得到有效配置，使得经济体的债务总规模过度膨胀却未形成相应的产出，宏观杠杆率高企，加剧了经济体系统性风险积累，也降低了全要素生产率。Bleck 和 Liu (2018) 在包含两部门的一般均衡模型框架下也获得相似结论，即当向经济注入超额流动性时，融资摩擦阻力小的部门吸收了主要部分，从而挤占融资摩擦阻力较大的部门。在现实经济中，预算软约束企业占据了大量信贷资源，一方面挤占高效的中小民营企业资金源，加剧了中小企业“融资难、融资贵”问题；另一方面，其中一部分资金投向房地产等金融行业，助推资金“脱实向虚”，剩余部分资金即使流向实体投资，由于自身生产率较低，最终拉低社会全要素生产率，同时抬高经济体的宏观杠杆率。

## (二) 信贷冲击的传导路径分析

图 3 展示了 0.1 单位标准差的信贷扩张冲击下预算软约束企业 (s) 和预算约束企业 (p) 的产出、信贷规模、杠杆率以及经济体宏观杠杆率和全要素生产率的脉冲响应。

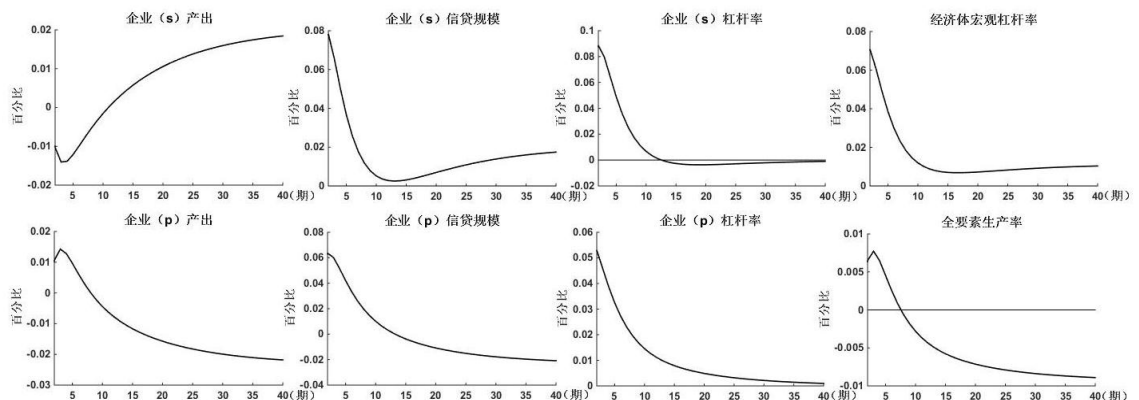


图 3 信贷政策冲击下脉冲响应图



由图 3 可以看出：

对于预算软约束企业而言，当经济体发生短暂的信贷扩张冲击时，一方面，放松了企业的信贷约束，可贷资金增加，但同时降低了信贷产生的边际效用，贷款的影子价值下降，进而导致资本的边际收益下滑；另一方面，软约束问题进一步使得资本投资的预期回报率较低，因此软约束企业在冲击发生初期并不会增加实体投资（这与上文中均衡分析的结论是一致的），部门产出低于稳态水平，这将导致部门的杠杆率上升。而后随着冲击强度的减弱，信贷规模也快速下降至稳态水平，此后软约束企业家在政府的隐性担保下仍然可以继续进行信贷扩张，但此时需要生产投资作为支撑，因此产出上升，部门的杠杆率下降。

对于预算约束企业而言，短暂的信贷扩张冲击同样放松了信贷约束，降低资本的边际收益，但由于预算约束企业部门资本投资的预期回报率较高，理性的企业家将会在冲击当期扩大生产规模，因此产出高出稳态水平，信贷扩张冲击导致的贷款规模快速膨胀，短期内部门杠杆率也是上升的。而后随着冲击强度减弱，贷款规模快速收缩，产出水平随之下滑。当信贷规模降至稳态水平后，由于预算约束企业的信贷资金被预算软约束企业挤占，企业部门的信贷规模持续下降，又因为该部门具有较高的生产率，产出水平会以更大幅度下滑，因此部门杠杆率整体呈下降趋势，但长期维持在稳态水平之上。

对于经济整体而言，信贷扩张冲击下，在次优环境中，预算软约束企业同样挤占预算约束企业的信贷资源，导致资源错配，长期降低全要素生产率。具体而言，信贷扩张冲击同时增加了两类企业的可贷资金，直接导致经济整体的信贷规模膨胀，尽管预算约束企业生产规模随着信贷资金供给增加而上升，宏观杠杆率仍然是上升的，但预算约束的高效企业扩大生产过程提高了经济体的全要素生产率。随着冲击强度的减弱，两类企业的信贷规模逐渐回归稳态水平，但由于企业之间预算约束差异的存在，软约束企业继续挤占预算约束企业的信贷资源，资源的低效配置使得全要素生产率经历短期上升后快速下降，由于预算约束企业缺乏资金，生产规模大幅收缩，使得经济体总产出下降，宏观杠杆率在经历了冲击效应消失引起的下降后呈上涨趋势。可以看出，信贷扩张冲击通过定向增加信贷供给，使得预算约束企业在短期也能获取资金进行扩大生产，起到缓解预算约束差异产生的信贷资源错配问题，提高全要素生产率。

综上所述,无论是宽松货币政策冲击还是扩张的信贷冲击,都会对经济体的信贷规模产生影响,不同之处在于,宽松货币政策冲击导致信贷需求增加,而信贷扩张冲击导致信贷供给增加,这在包含异质性企业的经济环境中将产生不同的经济效应。具体而言,当两类企业的信贷需求同时增加时,在信贷资源获取上,软约束企业对约束企业形成完全挤占<sup>④</sup>,导致资源严重错配,高宏观杠杆率和全要素生产率下降并存;当对两类企业的信贷供给同时增加时,预算约束企业对资金的需求在短期得到满足,加之这部分企业具有较高的生产率,保证了部分资源被高效利用,提高了全要素生产率,然而由于两类企业之间尚存在预算约束和生产率的差异,长期依然会导致信贷资源错配,全要素生产率下降,宏观杠杆率高企。但上述结论对宏观经济调控政策的制定具有一定启示意义:从信贷供给方进行调控可以缓解经济体存在的预算软约束问题,至少短期内是奏效的。

## 五、政策仿真与反事实分析

上文数值模拟实验结果显示,预算软约束问题造成信贷扭曲,信贷约束机制在异质性企业环境中产生非对称“金融加速器”效应,导致经济体宏观杠杆率高企、全要素生产率下降。此部分旨在探索可以缓解经济扭曲因素的宏观调控策略,实现降低宏观杠杆率和提升全要素生产率的政策目标。首先,基于上文获得的政策启示,此部分将详细分析作用于信贷供给方(金融机构)的信贷政策和宏观审慎政策的经济效应;其次,利用反事实分析方法探究结构性改革的实际效应。

### (一) 宏观审慎政策规则确立与政策效果仿真

2008年全球金融危机发生以后,各国中央银行开始高度重视宏观审慎监管的作用,并纷纷搭建宏观审慎政策框架。2016年起,我国中央银行正式建立起宏观审慎评估体系(MPA),十九大报告中也明确提出健全“货币政策+宏观审慎政策双支柱的调控框架”,可见宏观审慎政策在我国宏观经济调控中的重要地位已经被明确。宏观审慎政策的核心思想是利用审慎工具通过逆周期调控抑制信贷市场的顺周期行为以防范系统性风险。

通过对基础模型的均衡分析发现,信贷约束机制在产生金融加速器效应的过程中,贷款

价值比和资本资产价格发挥了关键作用,二者的变动将影响信贷市场金融加速器效应的强度。在基础模型中,贷款价值比作为外生变量被引入,这里将其内生,以仿真监管部门对金融机构信贷业务的贷款价值比进行动态监管。进一步,选取资本资产价格作为信号源确立宏观审慎政策规则,具体如下:

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} - (1 - \rho_m)(\rho_q q_t) \quad (39)$$

其中,  $\hat{m}_t$  是动态贷款价值比相对稳态水平的对数偏离,作为宏观审慎政策工具,  $\rho_m$  和  $\rho_q$  分别为平滑系数和政策工具对资本资产价格的反应系数,这里分别取值为 0.9 和 5.0<sup>⑤</sup>,此时宏观审慎政策工具对资本品价格的反应系数为 0.5。根据政策规则可以看出,当资产价格高涨时,贷款价值比收紧,企业部门信贷规模将收缩;反之则放松监管,企业部门可贷资金增多。

将上述对贷款价值比进行动态监管的宏观审慎政策规则引入到基础模型中,通过对比未实施宏观审慎政策和实施宏观审慎监管的政策环境下企业部门和经济体在发生外生冲击时的动态响应,来仿真现实经济中“控杠杆”的宏观审慎政策的实际效果。图 4 展示了信贷扩张冲击下主要变量的脉冲响应。

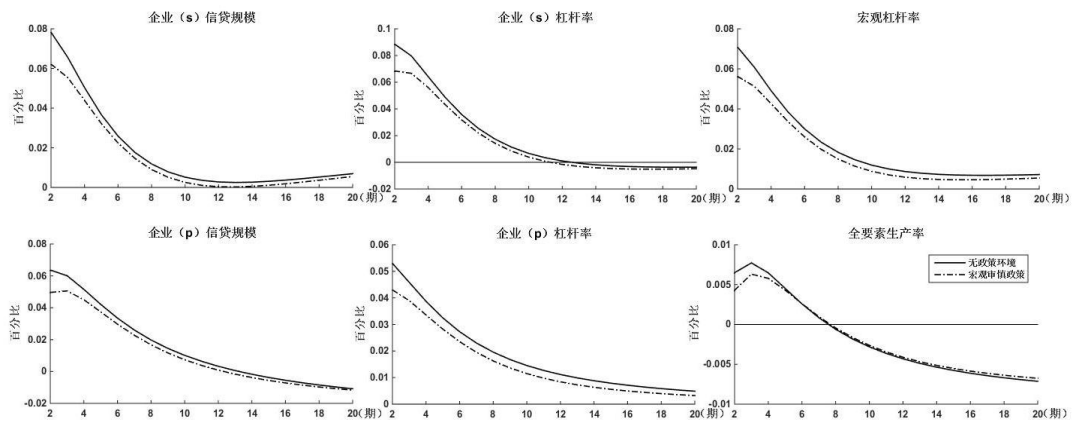


图 4 宏观审慎政策环境中信贷扩张冲击下的脉冲响应图

由图 4 可以看出:

对金融机构的贷款价值比进行动态监管的宏观审慎政策在短期能够发挥“降杠杆”的作用,但是以牺牲全要素生产率为代价,由于该政策无法从根本上缓解经济扭曲效应,因此长期“降杠杆”的政策效果消失。相比未实施监管措施情况,宏观审慎政策通过对信贷市场加杠杆行为的逆周期调控短期内同时降低了两类企业的信贷规模,进而降低企业的杠杆率,最终

使得经济体的宏观杠杆率下降，但由于预算约束企业本来就存在“融资难、融资贵”问题，去杠杆的政策进一步加强了其获取信贷资源的难度，不利于激发高效企业生产积极性，因此全要素生产率有所下降。另一方面，由于监管政策不具有结构调整效应，因此并未削弱市场环境存在的扭曲因素，所以政策不具有长期效应，在长期杠杆率水平恢复至未实施政策情况对应的水平。

## （二）信贷政策规则确立与政策效果仿真

根据中国人民银行官网对信贷政策的解读，我国信贷政策调控对象是金融机构的信贷总量和投向，具体作用是通过调整信贷总量和投向以优化信贷资源的配置并促进经济结构调整。基于我国现实的信贷政策实践，本文分别在预算软约束企业和预算约束企业部门的信贷约束方程引入信贷政策工具：

$$B_{j,t} \leq \tau_t^\lambda m_{j,t} E_t (Q_{t+1} K_{j,t} \pi_{t+1}) / R_t \quad (40)$$

其中， $\tau_t$  为信贷政策工具变量。 $\lambda$  为结构参数，当作用于预算软约束企业时，取值为 1，而当作用于预算约束企业时，取值为 -1，这体现出信贷政策对信贷投向的引导，以缓解预算软约束问题。信贷政策工具按照如下政策规则进行调整：

$$\hat{\tau}_t = \rho_\tau \hat{\tau}_{t-1} - (1 - \rho_\tau)(\rho_b \Delta b_t) \quad (41)$$

$\hat{\tau}_t$  为信贷政策工具变量的对数稳态偏离。 $\rho_\tau$  和  $\rho_b$  分别为政策惯性参数和对信贷增速的响应系数，分别取值为 0.9 和 2.0。本文在信贷政策规则确立过程中选取信贷增速  $\Delta b_t$  作为政策信号源，主要因为信贷增速指标可以直接反映出信贷规模的变化情况，也是信贷政策调整最关注的市场信息。根据政策规则，当信贷增速上升时，政策实施部门将会限制对预算软约束企业的贷款量，而鼓励金融机构将资金贷给预算约束企业；反之，将减弱对信贷的引导。

进一步模拟信贷扩张冲击下未实施政策和实施信贷政策两种经济环境中经济系统的动态响应，具体如图 5 所示。

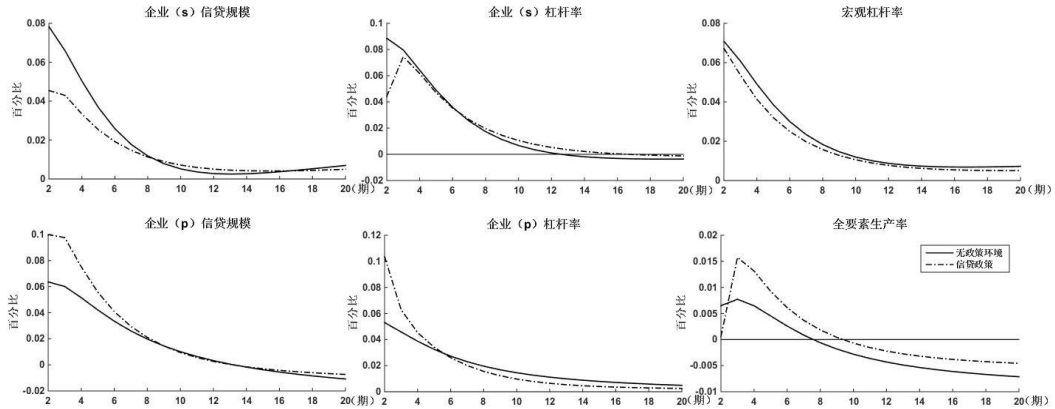


图5 信贷政策环境中信贷扩张冲击下的脉冲响应图

由图5可以看出：

对金融机构信贷总量和投向进行引导的信贷政策具有结构调整的职能，可以引导信贷资金从低效的预算软约束企业流向高效的预算约束企业，提高经济体全要素生产率，并抑制宏观杠杆率高企，但“降杠杆”的政策效果并不明显。具体而言，在信贷扩张时，政府部门将收紧对预算软约束企业（s）放贷的条件，而鼓励金融机构增加对预算约束企业（p）的信贷资源供给，因此初期企业（p）的信贷规模显著增加，由于企业生产具有一定周期，所以短期企业（p）部门的杠杆率上升，由于此类企业具有生产效率优势，长期部门的杠杆率是下降的。尽管企业（s）的信贷规模有所下降，但由于其生产效率较低，产出下降并不显著，因此部门的杠杆率变化并不明显。对于经济整体而言，由于企业（p）的信贷约束问题被缓解，使得部分资源被高效配置，提高了经济体的全要素生产率，与此同时宏观杠杆率也有所下降，抑制了系统性风险的积聚，保证经济不发生系统性风险的底线，并进一步促进经济高效发展。

### （三）反事实分析与福利效应分析

#### 1. 反事实分析

基于本文模型的稳态系统，采取反事实分析方法来探索消除企业部门之间的“预算软约束”问题对经济体宏观杠杆率和全要素生产率稳态收敛的影响。

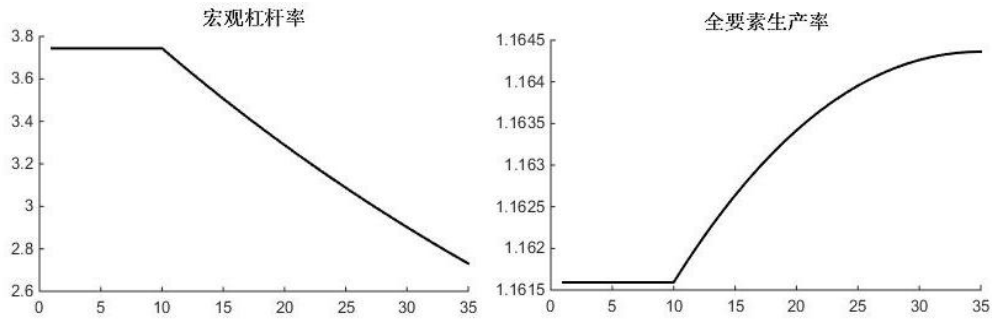


图6 去除预算约束扭曲后宏观杠杆率和全要素生产率稳态收敛

图6中前10期为企业部门尚存在预算约束差异 ( $m_s = 0.75, m_p = 0.5$ ), 10期以后假设经济体的预算约束差异逐渐消失 ( $m_s = m_p = 0.5$ ), 这里假设预算约束企业的在信贷市场的约束条件不变。可以看出, 当企业部门在信贷市场融资壁垒差异被消除后, 全要素生产率提升1.73%, 说明经济体的信贷资源配置更加优化, 加强了市场对信贷资源的配置作用, 使其流向资本回报率更高的部门, 提高了资本的生产力, 宏观杠杆率下降27.07%<sup>⑥</sup>, 有利于经济长期稳定健康发展。概言之, 欲真正意义上实现去杠杆以促进企业健康发展, 引导资源有效配置, 提升全要素生产率, 关键在于深化结构性改革, 从制度上逐渐去除对预算软约束企业的政策负担和庇护, 增强其竞争能力, 营造更公平的信贷市场环境, 充分发挥市场定价能力, 这对提高政策有效传导也具有重要意义。

## 2. 福利效应分析

以福利损失作为标准对政策效果进行评价的研究范式被学者们广泛采纳 (Woodford, 2003; Galí 2015; 李天宇等, 2017; 陈国进等, 2018)。Woodford (2003) 证明代表消费者效用稳态偏离的二阶泰勒近似可以表示为产出缺口和通货膨胀波动加权和的简约形式, 并将其称为社会福利损失函数。具体如下:

$$W = \zeta_{\pi} \text{VAR}(\hat{\pi}_t) + \zeta_y \text{VAR}(y_t) \quad (42)$$

在简单标准的新凯恩斯主义 DSGE 框架下, 通货膨胀和产出缺口波动的权重  $\zeta_{\pi}$  和  $\zeta_y$  为模型中结构参数的显性函数 (Galí 2015)。然而在本文模型中, 除了包含价格粘性产生的摩擦, 还存在信贷市场摩擦和预算软约束问题产生的“结构扭曲”, 一方面, 权重  $\zeta_{\pi}$  和  $\zeta_y$  无法由模型中结构参数显性表示, 另一方面, 信贷市场波动也将造成经济体的福利损失。为了综合反映经济整体状况还应考虑信贷市场中核心变量的波动情况, 本文将福利损失 (有别于“社会福利损失”) 函数定义为:

$$W = \alpha_{\pi} \text{VAR}(\hat{\pi}_t) + \alpha_y \text{VAR}(y_t) + \alpha_b \text{VAR}(b_t) \quad (43)$$

其中,  $\hat{\pi}_t$ ,  $y_t$  和  $b_t$  分别为通货膨胀、产出和信贷总量对其稳态的对数偏离,  $VAR(\hat{\pi}_t)$ ,  $VAR(y_t)$  和  $VAR(b_t)$  分别表示相应变量的方差, 衡量经济变量的波动情况,  $\alpha_\pi$ ,  $\alpha_y$  和  $\alpha_b$  是对应变量波动的权重。表 4 展示了“消除企业间预算约束和生产率差异”的经济环境(简称“环境 1”)与存在预算软约束的次优环境(简称“环境 2”)中核心经济变量的波动情况。

表 4 福利损失情况

	产出	通货膨胀	信贷	福利损失 <sup>⑦</sup>
环境1	0.0042	0.0181	0.0153	0.0376
环境2	0.3289	0.0427	0.0262	0.3978

从表 4 中可以发现, 消除“结构扭曲”后虽然显著减少了经济整体的福利损失, 但却增加了就业波动, 这对我国结构性改革具有重要的政策启示意义。上文分析已揭示出预算软约束问题造成信贷资源低效配置, 最终不仅推升经济体的宏观杠杆率, 加剧系统性风险, 而且还导致全要素生产率下降, 不利于经济长期发展和经济质量的提高, 这是经济体结构扭曲产生的经济成本。进一步, 由表 4 中的数值结果显示, 预算软约束问题还增加了产出、通货膨胀和信贷总量波动, 给经济体造成较大的福利损失。假设政府部门通过结构性改革消除了当前市场中存在的“结构性扭曲”, 能够显著地平抑产出、通胀和信贷总量波动, 进而改善福利损失。通过比较两种环境中劳动的波动情况(环境 1 中劳动方差: 0.0141; 环境 2 中劳动方差: 0.0067)发现, 尽管结构性改革减少了总体福利损失, 但却增加了就业波动, 主要因为预算软约束企业在扩大生产过程中为社会提供了大量就业岗位, 这对稳定就业是具有积极意义的。上述结果对我国当前供给侧结构性改革具有一定的政策启示: 在“铲除僵尸企业”、降低企业杠杆率、加速企业改革过程中须做好人才结构的转型, 避免出现劳动力市场出现失业率上升的现象。

## 六、主要结论与政策建议

预算软约束导致资金价格扭曲、信贷资源低效配置，既抬高了宏观杠杆率，也阻碍了全要素生产率的提升，不利于经济向高质量发展转型。因此，本文首先构建包含异质性企业的动态随机一般均衡模型对其内在机理进行均衡分析，而后通过数值模拟分析揭示了企业部门间预算约束和生产率差异产生的宏观扭曲效应并进一步探索政策调控方向，最后对我国当前正在实施的宏观调控政策规则确立和政策效果进行仿真研究，同时对结构性改革的实际效应进行反事实分析。研究发现：

第一，预算软约束问题扭曲了企业部门真实融资溢价，破坏了信贷市场定价机制，造成信贷资源和生产要素错配，导致宏观杠杆率高企和全要素生产率下降。在现实经济中，预算软约束和生产低效是部分国有企业存在的主要问题（Liu 等，2017），由于此类国有企业通常承担较多社会责任，导致自身低效运营，在信贷市场不具有竞争力，需要在政府部门的隐性担保下才能获取资金，这将扭曲了信贷市场的竞争机制，微观层面导致国有企业高杠杆经营，加剧中小民营企业“融资难、融资贵”问题，宏观层面使得资源、生产要素低效配置，推升宏观杠杆率、阻碍全要素生产率提高，不利于经济长期稳定发展。因此，转变企业经营和管理模式、提升资源和生产要素使用效率、提高企业市场竞争力、摆脱对预算软约束的依赖是国有企业改革的重要内容，亦是降低宏观杠杆率、提高全要素生产率、促进经济高质量发展的核心工作。

第二，对贷款价值比进行动态监管的逆周期调控的宏观审慎政策短期内能够起到抑制杠杆率上升的作用，但是以牺牲全要素生产率为代价，由于其不具有结构调整效应，长期起不到去杠杆的作用，也无法缓解预算约束扭曲带来的全要素生产率下降。对金融机构的信贷总量和投向进行调控的信贷政策具有结构调整职能，可以引导信贷资金从低效的预算软约束企业流向高效的预算约束企业，提高经济体全要素生产率并降低宏观杠杆率，但由于两类企业部门的杠杆率反向变动相互抵消，使得信贷政策的“降杠杆”作用不明显。由此可见，宏观审慎政策与信贷政策具有优势互补特点，在现实的宏观经济调控中，综合使用这两类政策在短期可以弱化预算软约束问题，起到防控系统性风险的作用，也为深化结构性改革赢取时间。

第三，深入供给侧结构性改革，逐渐消除预算软约束问题，突出市场在资源配置中的决定作用，不仅可以实现降低宏观杠杆率、提升全要素生产率的政策目的，还将显著的改善福



利效应，因此，通过竞争优化资源配置，是推动中国经济从高速增长转向高质量增长发展的关键。尽管预算软约束问题造成经济结构性扭曲，但软约束企业吸纳了经济体中大部分闲散劳动力，发挥了稳定就业波动的作用，而在消除预算软约束的过程中有可能增加就业的波动，故在企业改革过程中要做好人才结构的转型与匹配，避免劳动力市场出现失业率大幅上升的现象。

#### 注释：

①文中所用的原始数据均来自中经网统计数据库。

②事实上，对数据进行“去趋势”处理的方法是众多的，但在估计 DSEG 模型最常用的几种去趋势处理方法：单边 HP 滤波（One-Sided HP-filter）、HP 滤波（HP-filter）、B-K 滤波（Baxter-King filter）和一阶差分滤波（First-difference filter）中，HP 滤波和 B-K 滤波提取数据波动成分的理论基础与 DSGE 模型求解过程不匹配，且 HP 滤波方法在数据处理过程中还会损失大量数据信息、产生虚假动态关系，无法反应数据真实生成过程和结构特征（Hamilton, 2018），考虑到本文参数估计的主要目的是确定参数取值为后续模拟仿真研究构建实验系统，更为关注数据的结构信息，因此选取了对数据进行最轻微处理的差分方法进行去趋势。进一步，作者比较了单边 HP 滤波和差分滤波两种常用方法对应的参数估计和脉冲响应模拟结果，发现结果相差不大且不影响相关研究结论，在一定程度上说明本文参数估计和研究结论是比较稳健的。

③这里的杠杆率为企业的债务总额与产出比值。

④事实上，现实经济中宽松货币政策冲击可能会促使预算软约束企业和约束企业同时加杠杆，只是相较于约束企业软约束企业加杠杆幅度更大。这是因为本文模型更加偏重于理论机制的探讨，为了突出本文研究问题背后的核心机制，建模时忽略了一些不影响核心机制的内生变量，导致非核心机制在拟合实际经济上存在一定差距，这是建立宏观模型研究现实经济问题过程中难以避免的。

⑤需要说明的是反应系数的大小衡量了政策的强度，但并不影响政策的传导路径，也不会影响政策的实际效果，只是会影响效果的强弱，因此本文不对系数的取值做过多讨论，采

取校准赋值的方式。

⑥这里无论是全要素生产率的升幅 1.73% 还是宏观杠杆率的降幅 27.07% 均与本文的参数校准具有直接关系, 因此不具有实际意义, 但能够在一定程度上反应出改革带来的效果, 为实践提供参考。

⑦此处的福利损失为产出、通货膨胀和信贷总量波动的等权重加和, 根据福利损失的数值结果可以看出次优环境中上述三个核心变量的波动幅度均大于改革后对应变量的波动幅度, 无论各自权重取何值福利损失都是增加的, 不影响本文相关研究结论, 因此这里不对福利损失权重取值进行过多的讨论。此外, 作者分别计算了不同权重组合下两种环境的福利损失情况, 结果显示预算软约束的次优环境总是增加福利损失, 佐证了上述观点。

#### 参考文献:

- (1) 陈国进、杨翱、赵向琴:《不同资本账户开放程度下的中国财政货币政策效果分析》,《数量经济技术经济研究》, 2018 年第 3 期。
- (2) 盛明泉、张敏、马黎珺、李昊:《国有产权、预算软约束与资本结构动态调整》,《管理世界》, 2012 年第 3 期。
- (3) 高然、龚六堂:《土地财政、房地产需求冲击与经济波动》,《金融研究》, 2017 年第 4 期。
- (4) 郭豫媚、郭俊杰、肖争艳:《利率双轨制下中国最优货币政策研究》,《经济学动态》, 2016 年第 3 期。
- (5) 侯成琪、刘颖:《外部融资溢价机制与抵押约束机制——基于 DSGE 模型的比较研究》,《经济评论》, 2015 年第 4 期。
- (6) 纪敏、严宝玉、李宏瑾:《杠杆率结构、水平和金融稳定--理论分析框架和中国经验》,《金融研究》, 2017 年第 2 期。
- (7) 纪洋、谭语嫣、黄益平:《金融双轨制与利率市场化》[J],《经济研究》, 2016 年第 6 期。

- (8) 康立、龚六堂：《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导：基于多部门 DSGE 模型分析》，《经济研究》，2014 年第 5 期。
- (9) 李天宇、张屹山、张鹤：《中国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的 BGG—DSGE 模型》，《管理世界》，2017 年第 10 期。
- (10) 林毅夫、李志赟：《政策性负担、道德风险与预算软约束》，《经济研究》，2004 年第 2 期。
- (11) 孟宪春、张屹山、李天宇：《住房信贷与房产税调控政策的传导机制与协调效应分析》，《经济科学》，2017 年第 3 期。
- (12) 童中文、范从来、朱辰、张炜：《金融审慎监管与货币政策的协同效应——考虑金融系统性风险防范》，《金融研究》，2017 年第 3 期。
- (13) 中国人民银行营业管理部课题组、周学东、李宏瑾、李康、苏乃芳：《预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效应研究》，《经济研究》，2017 年第 10 期。
- (14) 钟伟、宛圆渊：《预算软约束和金融危机理论的微观建构》，《经济研究》，2001 年第 8 期。
- (15) Bernanke, B.S., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, *Handbook of macroeconomics*, Vol.1, pp.1341~1393.
- (16) Bleck, A. and X. Liu, 2018, “Credit Expansion and Credit Misallocation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 94, pp.27~40.
- (17) Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner and T. Zha, 2016, “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy” *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 30(1), pp.1~84.
- (18) Chang, C., Z. Liu, M. Spiegel and J. Zhang, 2017, “Reserve Requirement and Optimal Chinese Stabilization Policy”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper (No. 2016-10).
- (19) Christiano, L.J., M. Trabandt and K. Walentin, 2010, “DSGE Models for Monetary Policy Analysis”, NBER Working Paper (No. 16074).

- (20) Gal í J., 2015, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*, Princeton University Press.
- (21) Hamilton, J.D., 2018, “Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 100(5): 831~843.
- (22) Iacoviello M. “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle.” *The American economic review*, 2005, Vol. 95(3), pp.739~764.
- (23) Kiyotaki, N. and J. Moore, 1997, “Credit Cycles”, *Journal of political economy*, Vol.105(2), pp.211~248.
- (24) Liu, Z., P. Wang and T. Zha, 2013, “Land-price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations”, *Econometrica*, Vol. 81(3), pp.1147~1184.
- (25) Liu, Z., P. Wang and Z. Xu, 2017, “Interest-rate Liberalization and Capital Misallocations”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper.
- (26) Pfeifer, J., 2014, “A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models”, *Research series*, pp.1~150.
- (27) Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

# Soft Budget Constraint, Macro Leverage and Total Factor Productivity

*Meng Xianchun, Zhang Yishan, Zhang He and Feng Ye*

**Abstract:** In this paper, under the background of the fact that there are differences in budget constraints and production efficiency in some enterprises of China, we build a dynamic random stochastic general equilibrium model containing heterogeneous firms based on the collateral constraint mechanism. Through the numerical simulation of the model, we analyze the transmission mechanism and effectiveness of the macro policies currently implemented in China, and find that: Firstly, the collateral constraint mechanism under the soft budget constraint will produce an asymmetric “financial accelerator” effect among heterogeneous enterprises, resulting in misallocation of credit resources and production factors, rising macro leverage and decline in total factor productivity. However, companies with soft budget constraints can absorb idle labor in the economy and reduce employment fluctuations. Secondly, the credit policy has a structural adjustment function, which can increase total factor productivity in the short term, but the effect of reducing macro leverage is not obvious. Although the “de-leverage” macro-prudential policy can play a role in reducing the leverage ratio in the short term, it will be at the cost of a decline in total factor productivity. Since this policy failed to weaken the influence of soft budget constraints, the long-term decline in leverage cannot be achieved. Thirdly, deepening supply-side structural reforms and gradually eliminating budget soft constraints can achieve policy objectives of significantly reducing macro leverage and improving total factor productivity. In the process of enterprise reform, the transformation and matching of labor structure must be done in order to avoid rising unemployment in the labor market.

**Keywords:** Soft Budget Constraint, Macro Leverage, Total Factor Productivity, DSGE

# 增值税影响企业利润和营业收入的实证研究\*

岳树民

(中国人民大学财政金融政策研究中心)

陈博天

(中国人民大学财政金融学院)

**提要：**本文利用“营改增”政策所具有的“自然实验”性质，选取 2010 年、2011 年、2014 年、2015 年全国的上市企业的面板数据，运用双重差分模型，从企业财务的角度来实证检验增值税对企业利润的挤出效应。研究发现，增值税对企业利润存在挤出效应，企业没能把税负全部转嫁，仍然负担了部分增值税；增值税虽然不计入利润表，但仍可以影响企业的营业收入；增值税能够影响企业的销售价格，进而对企业利润产生挤出效应。我国实行增值税以来，企业交易过程中普遍用含税价进行结算，在事实上税款成为价格的组成部分，在价格既定的情况下企业明显感受到税款对利润的挤压，税负感明显。在无法真正实现价税分离的情况下，我国增值税政策的制定需要考虑这一因素的影响。

**关键词：**增值税；企业利润；企业定价能力

## 一、引言

近年来，增值税负担问题是各界关注的一个热点问题。我国也将增值税系列改革作为减轻企业负担、拉动经济增长的重要政策措施之一。从原理上讲，增值税属于价外税，税款最终由消费者负担，与企业的成本利润无关。也就是说企业作为增值税的纳税人没有承担税负。

---

\*本文为国家社会科学基金专项项目“财税治理现代化问题研究”（批准号：17VZL012）支持研究成果。

但是现实中为什么企业认为其承担了税负，企业是否承担了增值税税负，如何承担的税负，就是一个需要研究的问题。

随着“营改增”的推进，有学者选择具有自然实验性质的“营改增”试点企业，来研究增值税对微观企业的影响。研究发现，我国企业的税负好像并没有出现大幅度的下降，甚至部分行业还出现税负上升的现象，这一点越来越多地受到学术界的重视。倪红福（2016）利用投入产出表模拟了“营改增”的价格效应，测算结果显示，所有行业的税负总体上有所下降，但是劳动密集型服务业的税负上升。范子英（2017）则考虑到“营改增”在地区间和行业间逐步推行的特点，选用三重差分法，发现试点企业整体税负没有出现显著下降。实践中，企业或多或少都会存在不完全税负转嫁的现象。乔睿蕾（2017）则用企业议价能力来衡量税负转嫁程度，检验了“营改增”和税负转嫁程度的交互作用对企业现金持有状况的影响。童锦治（2015）采用*DID*考察了企业议价能力对企业税负和企业绩效的影响，实证结果显示“营改增”后，议价能力越大的企业，名义税负增幅也越大，但是企业绩效指标并没有降低。

从现有的文献看，学术界主要从以下两个角度对增值税进行研究：一是对宏观经济的影响，如增值税对总需求和总供给（申广军，2016）、居民福利（平新乔，2009）、价格水平（倪红福，2016）、收入分配（杨玉萍，2017）、就业水平（陈焯，2010）和专业化分工（陈钊，2016）的影响，部分学者还测算了间接税负担（聂海峰，2010；汪昊，2017）和增值税有效税率（陈晓光，2013；蒋为，2016）；二是对微观企业的影响，如增值税对企业绩效（聂辉华，2009）、企业流转税税负（童锦治，2015；曹越，2016）、企业投资（许伟，2016；刘怡，2017）、企业现金流（乔睿蕾，2017）的影响。但是，从企业财务角度研究增值税影响企业利润的文献较少，仅有的文献也并未量化增值税变动对企业绩效的影响，也就难以定量评估增值税对企业利润的影响。

增值税具有易转嫁的特性，从企业财务角度分析，增值税与企业利润究竟呈现什么关系，增值税是否成为企业负担从而挤出了企业利润？这正是本文准备回答的问题。本文利用“营改增”政策所具有的“自然实验”性质，选取 2010 年、2011 年、2014 年、2015 年全国的上市企业的面板数据，运用双重差分模型，从企业财务的角度来实证检验增值税对企业利润的挤出效应。

本文可能的贡献主要表现在以下两个方面。一方面, 增值税是影响企业经营的重要因素, 但是既有的文献大多基于 1994 年分税制增值税与营业税并存的税收制度, 无法识别覆盖服务行业之后的增值税对企业利润的影响, 通过实证研究增值税影响企业利润的挤出效应, 能够弥补现有研究的不足。另一方面, 本文尝试从企业财务的角度进行研究, 这样就能够揭示增值税影响企业利润的微观渠道。

## 二、研究设计

### (一) 研究假设

从企业财务角度来看, 增值税作为价外税, 其与营业税最大的区别在于是否计入利润表收入。“营改增”之前, 计入利润表的营业收入是包括营业税的“含税收入”; “营改增”之后, 计入利润表的营业收入是不包括增值税销项税额的“不含税收入”。因此, 由于财务制度的转变, 在企业销售收入短期不变的情况下, “营改增”带来的一个最直接的影响就是计入利润表的营业收入减少。根据以上机理, 增值税作为价外税, 税款是价格的附加, 并不影响企业的经营决策、产品定价以及企业利润。本文据此提出假设:

假设 1: 增值税作为流转税, 并非企业的实际负担, 故“营改增”对企业利润率和盈利能力没有显著影响, 增值税没有挤出企业利润。

假设 2: 增值税作为价外税, 不计入利润表, 故“营改增”对企业营业收入没有显著影响。

### (二) 模型设定

“营改增”为研究增值税效应提供了一个契机, 考虑到税收政策的遗漏变量和测量误差等内生性问题, 本文选择双重差分模型(以下简称 DID)。借鉴聂辉华(2009)的面板双重差分模型, 本文模型如下:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat * Year + \beta_2 Size + \beta_3 Age + \beta_4 Lev + \beta_5 Soe + \alpha_i + \alpha_t + \mu_{i,t}$$

其中,  $y_{i,t}$  表示因变量,  $Treat * Year$  表示两个虚拟变量的交叉项系数, 其系数  $\beta_1$  是“营改增”的双重差分效应。需要说明的是, 由于“营改增”分省份和分行业陆续推行, 因此, 选择



有效的实验时间尤为关键。

如表 1 所示,第一批试点开始于 2012 年 1 月 1 日,试点省份只有上海市,试点行业为“1+6”行业,有效实验开始时间为 2012 年;第二批试点开始于 2012 年 8 月 1 日,试点省份增加了八个省份,有效实验开始时间为 2013 年;第三批试点开始于 2013 年 8 月 1 日,试点省份扩展到全国,有效实验开始时间为 2014 年;第四批试点开始于 2014 年 1 月 1 日,有效实验开始时间为 2014 年;第五批试点开始于 2014 年 6 月 1 日,试点行业只增加了“电信业”,有效实验开始时间为 2015 年。可以发现,如果有效实验开始时间选择 2012 年,那么只有上海市的企业满足 DID 的要求;如果选择 2013 年,只有九个省份的企业满足要求;如果选择 2014 年,只需剔除“电信业”,全国的企业都满足要求。显然,选择 2015 年会浪费 2014 年的样本,选择 2016 年之后的年份则因没有控制组无法满足 DID 的要求。

为了满足 DID 的要求,同时保证尽可能多的样本,本文的处理组与控制组按如下方法划分:我们选择 2010 年、2011 年、2014 年、2015 年全国的上市企业,将除去“电信业”之外的“营改增”试点行业(“1+6”行业、“广播影视服务业”、“铁路运输业和邮政业”)的上市企业作为处理组,将非试点行业的上市企业作为控制组。

因此,本文通过分别对比 2010 年、2011 年、2014 年、2015 年全国“营改增”试点企业 and 非试点企业的经营状况,来考察增值税对于企业利润的挤出效应。值得说明的是,由于“营改增”之后,制造业从“营改增”试点服务业购入的服务可以作为进项抵扣,这在一定程度上降低了制造业企业的税负从而影响了制造业(范子英 2017),因此,我们在稳健性检验中选择从样本中剔除制造业,以保证实证结果。

表 1 “营改增”的试点批次、省份、起始时间与行业

试点批次	试点省份	试点起始时间	“营改增”试点行业
第一批	上海	2012 年 1 月 1 日	“1+6”行业
	北京、天津、	2012 年 8 月 1 日	(其中,“1”是指交通运输业,包括陆路运
第二批	江苏、安徽、	到 2012 年 12 月	输、水路运输、航空运输、管道运输服务;
	浙江、福建、	1 日陆续推行	“6”是指现代服务业中的 6 个行业,包括研

	湖北、广东		发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、有形动产租赁、鉴证咨询服务)
第三批	全国	2013 年 8 月 1 日	增加“广播影视服务业”
第四批	全国	2014 年 1 月 1 日	增加“交通运输业中的铁路运输和邮政业”
第五批	全国	2014 年 6 月 1 日	增加“电信业”
第六批	全国	2016 年 5 月 1 日	增加“建筑业、房地产业、金融业、生活服务业”

### (三) 变量选取及数据来源

#### 1. 因变量

(1) 企业利润指标。本文选取企业的销售毛利率 ( $\pi_1$ )、销售净利率 ( $\pi_2$ ) 作为企业利润的衡量指标, 同时, 在稳健性检验中, 本文也选取了企业的总资产收益率 ( $Ro_a$ )、净资产收益率 ( $Ro_e$ ) 作为企业盈利能力的衡量指标。

如果“营改增”对企业利润没有显著影响, 这就证明了增值税不会对企业利润产生直接影响。此时, 企业可以通过交易活动中的价格变动将增值税全部转嫁, 比如提高售价和压低成本。如果“营改增”对企业利润有显著的影响, 这就证明了虽然增值税具有税负可转嫁的特征, 但是企业只是将增值税部分转嫁, 未能完全转嫁的增值税由企业负担, 增值税对企业利润产生了挤出效应, 比如售价不能提高到预期价格, 或者成本不能压低到预期进价。

(2) 企业定价能力指标。理论上, 由于“营改增”之前计入利润表的营业收入包括营业税, “营改增”之后计入利润表的营业收入不包含增值税。因此, 本文选取企业的营业收入 ( $Inc$ ) 来反映企业的定价能力, 单位为亿元。同时, 考虑到营业税作为流转税, 也具有易转嫁的特性, 在稳健性检验中, 本文采用企业利润表上的营业收入与营业税金及附加的差值, 来测度企业不含流转税的营业收入。

如果“营改增”对营业收入的影响显著为负, 这就证明了“营改增”后企业不能提高售价到预期价格, 这意味着在企业销售收入短期不变的情况下计入利润表的营业收入将减少。如果“营改增”对营业收入没有显著影响, 这就证明了“营改增”后企业通过提高售价将增值税转嫁

给最终消费者。

## 2. 自变量

*Treat*表示企业是否属于“营改增”试点行业，若属于则为处理组，*Treat* = 1；若不属于则为控制组，*Treat* = 0。*Year*表示样本年份是否为2014年或2015年，若是2014年或2015年，*Year* = 1；若是2010年或2011年，*Year* = 0。根据现有经验研究的做法，如表2所示，本文选择企业年龄（*Age*）、企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）作为控制变量。

表2 变量选取和变量描述

变量性质	变量	符号	变量描述
因变量	销售毛利率	$\pi 1$	企业毛利润占销售收入的比重
	销售净利率	$\pi 2$	企业净利润占销售收入的比重
	总资产收益率	<i>Roa</i>	企业净利润占资产总额的比重
	净资产收益率	<i>Roe</i>	企业净利润占净资产的比重
	营业收入	<i>Inc</i>	企业营业收入（单位为亿元）
	营业成本	<i>Cost</i>	企业营业成本（单位为亿元）
自变量	“营改增”政策变量	<i>Treat</i>	“营改增”试点企业为1，非试点企业为0
	“营改增”时间变量	<i>Year</i>	2014或2015年为1，2010或2011年为0
控制变量	企业年龄	<i>Age</i>	样本年份减去企业注册年份的差额
	企业规模	<i>Size</i>	企业年末资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业年末负债总额占年末资产总额的比重

本文选取2010年、2011年、2014年、2015年全国的2360家上市企业的面板数据作为研究样本，并剔除了以下几类企业：（1）删除金融类上市公司；（2）删除数据资料有缺失的公司；（3）删除账面总资产为负的公司；（4）删除“电信业”的公司。本文数据均来源于Wind

数据库。变量描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	符号	单位	样本数	均值	最小值	最大值	标准差
销售毛利率	$\pi_1$	1	9440	0.284	-0.520	0.983	0.176
销售净利率	$\pi_2$	1	9440	0.075	-56.548	35.979	0.983
总资产收益率	$Roa$	1	9440	0.078	-0.723	1.233	0.084
净资产收益率	$Roe$	1	9440	0.094	-31.062	4.485	0.379
营业收入	$Inc$	亿元	9440	85.07	0.0014	28259.14	683.16
营业成本	$Cost$	亿元	9440	69.02	0.0020	24290.17	551.80
企业年龄	$Age$	年	9440	12.91	1	55	5.08
企业规模	$Size$	亿元	9440	117.94	0.18	24053.76	629.82
资产负债率	$Lev$	1	9440	0.437	0.007	1.081	0.215

### 三、“营改增”对企业利润率和盈利能力的影响

本文选取 2010-2015 年全国上市企业的面板数据进行回归分析。首先，本文考察了“营改增”对企业利润率和企业盈利能力的影响，检验了增值税对企业利润的挤出效应；其次，本文考察了“营改增”对企业营业收入的影响，从企业财务的角度分析增值税影响企业利润的微观渠道。

表 4 是“营改增”影响企业利润率和盈利能力的具体估计结果，其中，第（1）、（2）列是“营改增”对销售毛利率的回归结果，第（3）、（4）列是“营改增”对销售净利率的回归结果，第（5）、（6）列分别是“营改增”对  $Roa$ 、 $Roe$  的回归结果。表 4 第（1）列结果显示，“营改增”交叉项的系数为负，且在 1% 水平上显著，这意味着“营改增”降低了销售毛利率。在此基础上，引入影响企业利润率的控制变量，从第（2）列结果可以看出，“营改增”交叉项的系数仍然为负，且在 1% 水平上显著。这与我们前文的假设 1 不一致，“营改增”显著降低了销售毛利率，增值

税对企业利润存在挤出效应。表 4 第 (3) 列和第 (4) 列结果显示,“营改增”交叉项的系数依然为负,但效果都不显著,“营改增”对销售净利率力没有显著影响。虽然“营改增”对销售净利率的影响不显著,但考虑到“营改增”对销售毛利率的影响显著为负,这也从侧面反映了增值税对企业利润产生的效果不一。

作为稳健性检验。第 (5) 列结果显示,“营改增”交叉项的系数均为负,且在 1% 的水平上显著,这意味着“营改增”对 *Roa* 的影响显著为负,增值税降低了企业的盈利能力;但是,第 (6) 列的结果显示“营改增”对 *Roe* 的影响不显著,这说明增值税对企业盈利能力产生的效果也不相同。

表 4 “营改增”影响企业利润率和盈利能力的回归结果

变量	符号	企业利润率				企业盈利能力	
		销售毛利率 ( $\pi_1$ )		销售净利率 ( $\pi_2$ )		Roa	Roe
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”DID 变量	<i>Treat*Year</i>	-0.0243*** (0.0049)	-0.0232*** (0.0049)	-0.0126 (0.0650)	-0.018 (0.0649)	-0.0113*** (0.0043)	0.00218 (0.0249)
“营改增”政策变量	<i>Treat</i>	0.121*** (0.0113)	0.104*** (0.0104)	0.0977** (0.0488)	0.0743 (0.0488)	0.0190*** (0.0044)	0.0196 (0.0186)
“营改增”时间变量	<i>Year</i>	-0.0135*** (0.0016)	0.0122*** (0.0019)	-0.0408** (0.0207)	-0.0703*** (0.0214)	-0.0399*** (0.0015)	-0.0961*** (0.0082)
企业年龄	<i>Age</i>		-0.00194*** (0.0006)		-0.000938 (0.0022)	-0.00176*** (0.0002)	-0.00277*** (0.0008)
企业规模	<i>Size</i>		-0.00135 (0.0016)		0.0486*** (0.0091)	-0.00677*** (0.0009)	0.0103*** (0.0035)
资产负债率	<i>Lev</i>		-0.153*** (0.0073)		-0.484*** (0.0568)	-0.0382*** (0.0049)	-0.174*** (0.0216)

常数	<i>Constant</i>	0.280*** (0.0036)	0.402*** (0.0342)	0.0863*** (0.0155)	-0.733*** (0.1870)	0.283*** (0.0179)	0.0258 (0.0712)
观测值	<i>Observations</i>	9440	9440	9440	9440	9440	9440

范子英（2017）论证了制造业不适宜作为“营改增”试点企业的控制组，因此，本文从样本中剔除制造业，如表5所示。其中，第（7）、（8）列是“营改增”对销售毛利率的回归结果，第（9）、（10）列是“营改增”对销售净利率的回归结果，第（11）、（12）列分别是“营改增”对*Roa*、*Roe*的回归结果。可以发现，表5的回归结果与表4一致。

表5 “营改增”影响企业利润率和盈利能力的回归结果（剔除制造业）

变量	符号	企业利润率				企业盈利能力	
		销售毛利率 ( $\pi_1$ )		销售净利率 ( $\pi_2$ )		<i>Roa</i>	<i>Roe</i>
		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
“营改增” DID变量	<i>Treat*Year</i>	-0.0194*** (0.0067)	-0.0212*** (0.0068)	-0.0422 (0.1300)	-0.0597 (0.1300)	-0.0309*** (0.0046)	-0.0212 (0.0152)
“营改增” 政策变量	<i>Treat</i>	0.126*** (0.0139)	0.102*** (0.0141)	0.137 (0.0969)	0.0644 (0.1030)	0.0359*** (0.0048)	0.0360*** (0.0123)
“营改增” 时间变量	<i>Year</i>	-0.0184*** (0.0040)	-0.0174*** (0.0045)	-0.0112 (0.0769)	-0.0561 (0.0786)	-0.0196*** (0.0029)	-0.0671*** (0.0092)
企业年龄	<i>Age</i>		0.000747 (0.0012)		-0.00102 (0.0069)	-0.00166*** (0.0004)	-0.00241*** (0.0008)
企业规模	<i>Size</i>		0.00265 (0.0031)		0.0857*** (0.0277)	-0.00776*** (0.0013)	0.00154 (0.0033)

资产负债率	<i>Lev</i>	-0.159***			-0.748***	-0.0223***	-0.000386
		(0.0166)			(0.1870)	(0.0086)	(0.0224)
常数	<i>Constant</i>	0.275***	0.291***	0.0467	-1.414**	0.281***	0.129*
		(0.0082)	(0.0684)	(0.0573)	(0.5770)	(0.0284)	(0.0691)
观测值	<i>Observations</i>	2736	2736	2736	2736	2736	2736

综合“营改增”对企业利润率和企业盈利能力的影响，我们可以验证假设 1 不成立，增值税虽然作为易转嫁的流转税，但是“营改增”显著降低了企业的利润率和盈利能力，增值税对企业利润存在挤出效应，企业没能把税负全部转嫁，仍然负担部分增值税。

#### 四、“营改增”对企业营业收入的影响

表 6 是“营改增”影响企业营业收入的回归结果，其中，第（13）、（15）列是全国上市企业的回归结果，第（14）、（16）列剔除了制造业样本。

第（13）、（14）列的被解释变量是企业的营业收入 (*Inc*)，不包括增值税，但是包括营业税。第（13）列的结果显示，“营改增”交叉项的系数为负，且在 5% 的水平上显著，表明“营改增”显著降低了营业收入，这就证明了“营改增”后企业没能提高售价到预期价格，企业不能将增值税完全转嫁给下游厂商或者最终消费者承担。作为稳健性检验，第（14）列的系数不仅与第（13）列的符号一致，并且在 1% 的水平下显著。

第（15）、（16）列的被解释变量是企业不含流转税的营业收入，既不包括增值税，也不包括营业税。考虑到营业税也具有易转嫁的特性，比较企业不含流转税的营业收入更能好地说明企业在流转税体系下定价能力的变动。从表 6 可以看到，“营改增”交叉项的系数同样为负，与第（13）、（14）列的对应的系数及显著水平一致，进一步保证了结果的稳健性。

表 6 “营改增”影响企业营业收入的回归结果

变量	符号	企业营业收入 (Inc)			
		(13)	(14)	(15)	(16)
“营改增”DID 变量	Treat*Year	-21.77** (9.7200)	-51.21*** (9.9930)	-21.27** (9.5610)	-50.20*** (9.7640)
“营改增”政策 变量	Treat	-31.6 (44.0400)	-77.89** (32.4200)	-27.9 (40.5400)	-73.01** (31.6000)
“营改增”时间 变量	Year	-1.021 (3.9040)	18.87*** (6.8130)	-2.493 (3.8270)	17.71*** (6.6480)
企业年龄	Age	-5.643** (2.6010)	-17.81*** (2.8970)	-5.519** (2.3930)	-17.69*** (2.8290)
企业规模	Size	41.92*** (3.7740)	54.07*** (5.2330)	43.54*** (3.7010)	54.58*** (5.1640)
资产负债率	Lev	25.84* (15.4300)	3.197 (26.0800)	26.92* (15.1600)	6.905 (25.4600)
常数	Constant	-763.8*** (87.6000)	-824.6*** (121.1000)	-803.7*** (84.9800)	-842.9*** (119.5000)
观测值	Observations	9440	2736	9372	2712

上述分析表明，由于企业财务制度的转变，在销售收入短期不变的情况下，“营改增”显著降低了营业收入以及不含流转税的营业收入。这也就是说，“营改增”后企业不能提高售价到预期价格，没能通过交易活动中的价格变动将增值税全部转嫁给最终消费者，从而导致计入利润表的营业收入的减少，进而压缩了企业的利润空间，挤出了企业利润。因此假设 2 不成立，作为价外税的增值税虽然不计入利润表，但是仍然可以显著地影响企业的营业收入。



## 五、结论及建议

本文选取2010年、2011年、2014年、2015年全国的上市企业的面板数据,运用双重差分法,实证检验了“营改增”与企业利润和企业营业收入的关系。研究发现,第一,“营改增”显著降低了试点企业的销售毛利率、*Roa*和营业收入和营业成本。第二,增值税对企业利润存在挤出效应,企业没能把税负全部转嫁,仍然负担部分增值税。第三,增值税虽然不计入利润表,但仍可以影响企业的营业收入。第四,增值税同时影响企业的销售价格,从而对企业利润产生挤出影响,这是增值税影响企业利润的一个微观渠道。

从价外税的原理看,增值税即使存在转嫁困难挤压销售方利润的情况,税款也都是由购买方承担的,销售者并没有承担税款,企业之所以强烈地感受到税负的存在,首先在于增值税从在我国正式实施之日起就异化为了“价内税”。从实践中看,企业在交易活动中并不是在价格之外附加税款来结算,而是一律按照含税价进行结算,事实上将税款变成了价格的组成部分。在“价内税”情形下,企业不能将税负完全转嫁,必然自己承担相应的税负。其次,在市场交易价格受到严格约束,再加之买方市场对价格的压迫,税款挤出利润的现象明显;在购销业务中甚至出现购销双方谈判分摊增值税税款的情形,企业对税负的存在有了更强的感受。第三,在市场景气度较低的情况下,进项税抵扣困难,使得企业资金“流动性”受阻,加之各种因素导致的无法抵扣进项税,购销双重税负压力存在,加剧了企业经营难的困境,进一步增强了企业的税负沉重感。因此,尽管从财务处理上增值税与企业的成本利润无关,但事实上存在的税款对企业利润和营业收入的挤压,使企业强烈地感受到了税负的存在和自身事实上承担了税款。

在现实中无法通过纠偏机制使企业交易结算回归价外税机制,做到真正的价税分离,从而使企业购销双方对增值税有正确理解认识和操作的情况下,实践中,一方面需要完善增值税抵扣政策、办法和机制,使企业的正常购进能够实现正常抵扣;另一方面税收政策的制定需要充分考虑事实上成为“价内税”的增值税对企业利润、营业收入的影响机制及其对企业行为选择的影响,真正减轻企业的负担。

**参考文献:**

- [1]曹越,李晶.“营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据[J].财贸经济,2016(11):62-76.
- [2]陈晓光.增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示[J].中国社会科学,2013(08):67-84+205-206.
- [3]陈烨,张欣,寇恩惠,刘明.增值税转型对就业负面影响的CGE模拟分析[J].经济研究,2010,45(09):29-42.
- [4]范子英,彭飞.“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J].经济研究,2017,52(02):82-95.
- [5]蒋为.增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J].世界经济,2016,39(05):54-77.
- [6]刘怡,侯思捷,耿纯.增值税还是企业所得税促进了固定资产投资——基于东北三省税收政策的研究[J].财贸经济,2017,38(06):5-16+114.
- [7]倪红福,龚六堂,王茜萌.“营改增”的价格效应和收入分配效应[J].中国工业经济,2016(12):23-39.
- [8]聂海峰,刘怡.城镇居民的间接税负担:基于投入产出表的估算[J].经济研究,2010,45(07):31-42.
- [9]聂辉华,方明月,李涛.增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J].管理世界,2009(05):17-24+35.
- [10]平新乔,梁爽,郝朝艳,张海洋,毛亮.增值税与营业税的福利效应研究[J].经济研究,2009,44(09):66-80.
- [11]乔睿蕾,陈良华.税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验[J].中国工业经济,2017(06):117-135.
- [12]申广军,陈斌开,杨汝岱.减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究[J].经济研究,2016,51(11):70-82.
- [13]童锦治,苏国灿,魏志华.“营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J].财贸经济,2015(11):14-26.

[14] 汪昊, 娄峰. 中国间接税归宿: 作用机制与税负测算 [J]. 世界经济, 2017, 40(09): 123-146.

[15] 许伟, 陈斌开. 税收激励和企业投资——基于 2004~2009 年增值税转型的自然实验 [J]. 管理世界, 2016(05): 9-17.

[16] 杨玉萍, 郭小东. 营改增如何影响居民间接税负担和收入再分配 [J]. 财贸经济, 2017, 38(08): 5-19+97.