

不确定性、信用利差与宏观经济

张鑫

(山东大学经济研究院,山东济南250100)

摘要:基于公司层面的经验数据,将发行债券上市公司的股票价格波动信息与债券价格波动信息分别作为经济不确定性与信用利差的表征变量,利用面板数据模型研究经济不确定性对信用利差及宏观经济的影响。结果显示,经济不确定性提高,导致企业资产负债表恶化,融资能力受限,信用利差上升。研究发现:企业资产的波动性及非流动性,通过企业违约率的提高及资产质押率的降低,显著影响了企业的债务融资能力;与股票市场相同,基于债券市场的价格信号,对宏观经济也具备较强的预测作用。研究结果说明,除了实物期权效应和观望效应,金融摩擦也是不确定性影响宏观经济的重要作用机制。

关键词:不确定性;信用利差;企业投资;宏观经济

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)02-0097-08

一、引言和文献回顾

金融危机以来,世界经济复苏态势分化,发达经济体呈现温和增长,新兴经济体增长动能减弱。全球经济面临流动性收缩、贸易争端和新兴经济体金融动荡等多重考验,经济不确定性加大。近年来,关于经济不确定性影响金融市场、经济波动的理论和实证研究不断增多。早期研究将实物期权作为不确定性向实体经济的传递渠道。Bernanke说明了在不可撤销投资中,不确定性在实物期权渠道中的作用;在高度不确定性环境中,实物期权价值提高,企业将会推迟存在沉没成本的不可撤销投资,实体经济投资率下降^[1]。Bloom发现不确定性使生产者投资和雇佣决策出现观望效应,高不确定性促使产出快速下降、反弹和超调,加大了产出的波动^[2]。

金融摩擦作为不确定性影响宏观经济的传导机制,在近年理论和实证研究中越来越受到重视。Gilchrist和Zakrajsek基于股票收益率预测残差标准差度量不确定性,发现不确定性影响企业投资决策,但当同时考虑不确定性和信用利差时,不确定性不再是企业投资决策的显著影响因素;同时,独立于不确定性水平,信用利差对企业投资一直存在较强的影响^[3]。研究表明,不确定性是通过信用利差渠道影响企业投资决策的,金融摩擦才是不确定性影响宏观经济的主要作用机制,这对不确定性的实物期权效应和观望效应等理论提出了挑战。

作为金融摩擦的表征变量之一,基于信息不对称的信用利差波动,成为不确定性影响宏观经济金融摩擦作用机制的一个重要方面。首先,不确定性影响信用利差。不确定性引致企业经营风险,在非

收稿日期:2018-09-18

作者简介:张鑫(1985—),男,山东莱芜人,山东大学经济研究院博士生。

完全竞争条件下,企业违约的概率升高,融资成本上升,信用利差扩大。在资金供给端,金融市场的不确定性导致金融机构等市场主体风险偏好变化、资产价格波动,引致信用利差波动。其次,金融摩擦条件下,信用利差波动反映金融机构信贷供给的变化,对宏观经济具有较强的预测作用。Mian 等研究发现,家庭债务长时间的大幅度增长往往与抵押贷款和无风险利率之间的信用利差相关度较低,信贷供给驱动的家庭债务增长带来宏观经济衰退^[4]。

国内相关文献中,梁权熙等利用广义自回归条件异方差模型度量宏观经济景气领先指数、居民消费价格指数、工业增加值增长率 3 个指标的条件方差,作为宏观经济不确定性的度量指标,考察不同融资约束条件下宏观经济不确定性对企业现金持有行为的影响^[5]。王义中和宋敏通过利用广义自回归条件异方差模型度量中国季度实际 GDP 变化率的条件方差,作为宏观经济不确定性的度量指标,研究不确定性通过企业资金需求渠道影响投资决策的作用机制^[6]。上述文献利用各自不同的不确定性度量指标,探索了不确定性对我国企业投资决策的影响,但基于信用利差角度研究不确定性对企业投资和实体经济的影响的文献相对缺乏。同时,多数文献基于宏观数据,少数文献基于上市公司季度披露数据,数据频度较低。本文基于公司层面的经验数据,将发行债券上市公司的股票价格波动信息与债券价格波动信息分别作为经济不确定性与信用利差的表征变量,研究经济不确定性对信用利差及宏观经济的影响。

二、理论分析与研究假设

(一)经济不确定性影响信用利差

Bloom 研究发现,不确定性提高了破产损失和信用风险溢价,信用利差提高,债务融资成本上升^[2]。Christiano 等利用委托代理理论解释不确定性引起的金融摩擦影响信用利差,由于债务存在违约风险,企业资产波动利于股东但有损于债券投资者,因此当企业面临不确定性时,债券价格下降,信用利差提高以补偿债券投资者面临的风险溢价^[7]。Gilchrist 和 Zakrajsek 利用资本的流动性价值冲击解释不确定性对信用利差的影响。当企业流动性价值受到逆向冲击,资产负债表恶化,资本资产抵押价值降低,企业负债融资能力削弱,企业转向内部融资,风险溢价上升^[3]。Caldara 和 Herbst 认为,货币政策的不确定性对信用利差具有直接和显著的影响,成为导致美国经济波动的主要原因^[8]。由此提出假设 1:

假设 1:经济不确定性提高,导致企业资产负债表恶化,融资能力受限,信用利差上升。

(二)经济不确定性、信用利差影响企业投资

Tobin 定义 Q 为企业市场价值相对重置价值的比值,当 Q 值大于 1 时,企业扩大投资^[9]。Q 理论将资产价格与企业投资联系起来。根据经典资本资产定价理论,资产价格由资产未来现金流与折现因子决定。折现因子包括无风险收益率与风险溢价,风险溢价反映了金融市场信用利差。因此,部分学者将研究重心转向信用利差对企业投资的作用机制。其中,有学者从经济波动中“金融加速器”的角度分析,强调非金融企业部门的信贷抵押品在危机中价格波动的迭代影响:生产函数负的冲击削弱了企业现金流和资产负债表,提高了企业外部融资难度和信用风险溢价,信用利差提高,企业降低资本支出、减少投资,从而进一步弱化企业资产负债表,形成恶性循环。“金融加速器”理论是从借贷者的资产负债表变化角度,考察影响企业外部融资的机制。

金融危机后,信用利差对企业投资的影响研究,开始重视有关金融摩擦这一方向。金融摩擦强调通过融资供给方面影响信用利差。融资供给影响信用利差主要有 3 条渠道:银行信贷渠道、银行资本和杠杆渠道、流动性渠道。对于信贷渠道,银行提供期限转换和流动性支持的职能,货币政策、监管政策变化,技术或偏好冲击,均能影响银行的信贷供给,从而通过影响企业资金的可获得性影响企业资本积累;对于银行资本和杠杆渠道、流动性渠道,He 和 Krishnamurthy 指出,当金融机构资本受限,或者金融市场资金流动性和风险偏好波动,均会带来资产价格波动,信用利差上升^[10]。可见,这 3 条渠道均可以通过企业融资可获得性影响企业投资决策。

因此,如果假设 1 成立,经济不确定性引起金融市场的不稳定。由于存在信息不对称等金融摩擦,金融市场不稳定进一步通过“金融加速器”和金融摩擦作用机制影响企业融资需求和供给,间接通过影响金融市场信用利差,降低企业投资。由此提出假设 2:

假设 2:由于存在信息不对称等金融摩擦,经济不确定性上升,金融市场信用利差提升,从而导致企业投资降低。

(三)不确定性及信用利差对宏观经济的预测作用

Tobin 提出 Q 理论后,有学者开始质疑通过股票市场构建 Q 值的有效性。如,Philippon 提出通过债券市场价格来度量 Q 值,其有效性优于传统的股票市值方法。并且进一步发现通过债券市场计算的 Q 值为公司债与国债信用利差的函数,系数取决于风险中性违约率,从而通过这种方法建立了信用利差和投资的关系^[11]。Gilchrist 和 Zakrajšek 也发现基于债券合同的内在不对称性,公司债券价格相较股票价格更能反映宏观经济的下行风险。由于信用风险存在左尾风险,在实际经济周期研究框架中,极端风险概率的提升能引起投资的大幅下滑,风险溢价和资本成本显著提升^[12]。由此提出假设 3:

假设 3:相较股票市场,基于债券市场的价格信号,对宏观经济也具备较强的预测作用。

同时,如果假设 1 和 2 成立,金融摩擦通过影响信贷供给放大了不确定性对企业投资的冲击。资本使用成本的上升导致企业削减资本支出,从而成为不确定性影响经济产出重要的数量渠道^[12]。由此,假设 1 和 2 成为假设 3 的传递机制之一。

三、数据和变量

(一)样本债券的选择

本文债券样本选择须满足以下条件:(1)属于银行间债券市场交易的中期票据和沪深交易所交易的公司债券;(2)发债主体为上市公司;(3)浮动利率债券无法计算信用利差,选取固定利息债券,计息方式为单利,每年付息 1 次;(4)赎回条款影响信用利差且方向不确定,剔除可赎回债券;(5)抵押和担保债券不能准确反映发行主体的信用信息,剔除有资产抵押或担保的债券;(6)为避免债券剩余期限较短受流动性等因素影响,选取截至 2017 年底剩余期限大于 1 年的债券。经筛选,本文选取债券发行期为截至 2014 年底,在 2015 年初至 2017 年底区间交易的中期票据和公司债样本,共 53 只债券,732 个交易日、38796 个债券到期收益率数据。其中,53 只债券共对应 41 家上市公司发行主体,债券到期收益率为中债估值收益率,数据来源于万德数据库。

(二)信用利差的度量

债券信用利差一般用债券到期收益率减去相同期限的无风险收益率表示。国内研究多用国债收益率代表无风险收益率,但考虑到我国公司债按 20% 缴纳利息税,国债免税,为剔除税收对信用利差的影响,本文无风险收益率采用国开债收益率数据。Kwan 以到期日为基准,通过计算与公司债最接近的前后两只国债的插值,使插值国债与公司债到期日相同^[13]。冯宗宪等也采用插值法构造相同期限的国债^[14]。但公司债到期日匹配并不等于现金流匹配,更精确的匹配应以债券久期为标准而非到期日^[15]。因此,本文利用与样本公司债券久期匹配的国开债插值匹配方法来计算样本债券的信用利差面板数据: $CS_{it_d}[k]$ 。其中, k 为对应样本债券, i 为样本债券对应发行主体上市公司, t_d 以月为频度, d 为每个月度内的交易日。同时,借鉴 Gilchrist 等的做法将信用利差面板数据按月内交易日 d 和债券 k 取算术平均,得到信用利差月度时间序列(GZ credit spread)。

$$CS_i^{GZ} = \frac{1}{N} \sum_k \sum_d CS_{it_d}[k] \quad (1)$$

图 1 为不同方法度量的信用利差比较,可以看出,2016 年 10 月份之前,GZ 信用利差走势和期限利差走势相仿^①;2016 年 10 月份之后,GZ 信用利差与票据国债信用利差、同期限不同评级公司债利差走势相近,相关系数分别高达 0.75、0.52,期限利差与信用利差走势相悖,相关系数为 -0.68。究其

原因,2016 年下半年之前,我国债券市场普遍存在刚性兑付的问题,债券信用利差并不能完全反映企业的信用风险,受流动性影响较大,故而与期限利差相关性较高;2016 年下半年开始,金融去杠杆成为监管部门的重点任务之一。在此期间,债券信用利差不断扩大,更加真实反映企业信用风险。可见,GZ 信用利差较为准确地刻画了信用利差主导影响因子的变化。

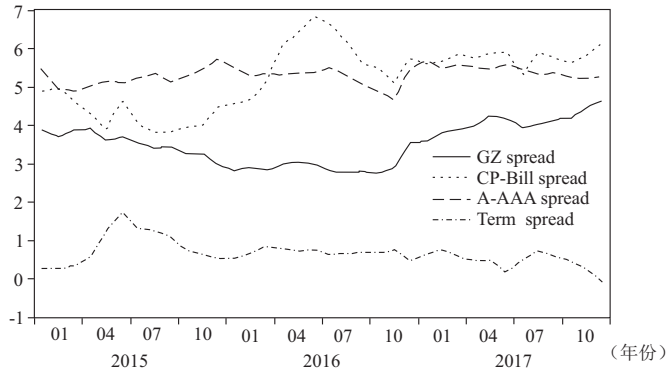


图 1 信用利差各度量方法比较^②

(三)不确定性的度量

对于不确定性,国内文献多采用宏观经济增长率的移动标准差或广义自回归条件异方差来度量,如韩国高和胡文明^[16]。但是,经济增长数据属于低频数据,敏感性不高,而金融市场中,股票市场具备高流动性和高敏感性的特性。Bloom 证实时间序列上的股票波动率指数与各种形式的截面离差测度的不确定性高度相关,股票市场能较好测度不确定性^[2]。Gilchrist 等利用 Fama-French 三因子模型加总动量因子的四因子模型,预测股票超额收益,然后利用回归得到的残差标准差来测度不确定性^[3]。这种利用基于股票市场的经典资产定价模型来度量不确定性的方法可以较为准确地反映不确定性波动的外生性,优于其他与经济周期波动具有内在关联性的方法。本文将借鉴此度量方法。

赵胜民等研究发现,与美国股市的经验相反,三因子模型相较增加了赢利能力和投资水平因子的五因子模型,更适合我国。我国股市市值效应和价值效应明显,而赢利能力和投资水平两因子解释组合超额回报并不明显^[17]。因此,本文利用 Fama-French 三因子模型回归得到的残差标准差来度量不确定性。选取沪深 300 为市场组合并采用 2 * 3 分组法分组:将沪深 300 指数对应上市公司按市值大小平均分成 2 组,小市值组 S 和大市值组 B;按账面市值比大小以 30%、40%、30%的比例分为 3 组,高账面市值比 H、中账面市值比 M 和低账面市值比 L;并且每年按最新数据更新分组。计算市值因子 $SMB = [(SH + SM + SL) - (BH + BM + BL)] / 3$ 和价值因子 $HML = [(SH + BH) - (SL + BL)] / 2$, 并做 Fama-French 三因子模型回归:

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_{i,1} (r_m - r_f) + \beta_{i,2} SMB + \beta_{i,3} HML + \mu_{itd} \quad (2)$$

式(2)中, r_i 为样本债券对应的 41 家上市公司日涨跌幅, r_f 为无风险收益率, r_m 为沪深 300 日涨跌幅。由于上市公司按季度披露财务数据,因此对回归残差 $\hat{\mu}_{itd}$ 求季度的标准差:

$$unc_{it} = \sqrt{\frac{1}{D_t} \left[\sum_{d=1}^{D_t} (\hat{\mu}_{itd} - \tilde{\mu}_{it})^2 \right]} \quad (3)$$

式(3)中, $\tilde{\mu}_{it}$ 为 Fama-French 三因子回归残差的季度平均值, $\tilde{\mu}_{it} = D_t^{-1} \sum_{d=1}^{D_t} \hat{\mu}_{itd}$, unc_{it} 为上市公司 i 在 t 季度对应的度量不确定性的面板数据。

四、不确定性和信用利差的关系

Merton 认为公司债为看跌期权空头和无风险债券的组合,其信用风险取决于公司资产价值波动率和杠杆率^[18]。然而实证研究发现,债券违约损失仅能解释信用利差的一部分。随后学者将公司债超额收益影响因子扩展到税收、流动性风险、跳跃风险、市场系统性风险。本文借鉴经典债券定价模

型的做法,控制变量加入了发行主体上市公司层面的变量 $firm$ 和债券层面变量 $bond$ 。上市公司层面变量包括:上市公司股票市场表现季度涨跌幅($return$)、上市公司总资产(ass)、收入增长率($income$)、总资产收益率(roa)和杠杆变量资产负债率(lev);债券层面变量包括:债券剩余期限($residual$)、债券久期($duration$)、债券发行规模($bondsize$)、债券票面利率($bondrate$)和债券期限($bondterm$)。另外,由于我国债券市场刚性兑付的现象,信用利差受期限利差影响较大,因此加入收益率曲线的斜率期限利差变量 $term$,同时控制了个体变量 ρ_i 。回归方程如下:

$$CS_{it}[k] = \alpha + \beta_1 unc_{it}[k] + \beta_2 term_{it}[k] + \beta_3 firm_{it}[k] + \beta_4 bond_{it}[k] + \rho_i + \epsilon_{it}[k] \quad (4)$$

式(4)中, k 为样本债券, i 为样本债券对应上市公司, t 为季度数据。信用利差、不确定性、总资产、债券发行规模、票面利率、债券期限、剩余期限、久期、期限利差变量取对数形式。为防止虚假回归,本文对相关变量采用不同单位根检验的 Fisher.ADF 检验和相同单位根检验的 LLC 检验,发现各变量均平稳。在此条件下,对模型回归,结果如下:

表 1 不确定性对信用利差的影响^①

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|
| unc | 0.1247 *** (11.3276) | 0.1240 *** (10.8238) | 0.0917 *** (9.2495) |
| term | -0.1778 *** (-21.7945) | -0.1394 *** (-12.3313) | -0.1512 *** (-15.1009) |
| return | | 0.0001(0.2622) | 0.0001(0.2543) |
| ass | | 0.0104(0.4238) | -0.0010(-0.1745) |
| income | | 0.0004 * (1.8537) | 0.0004 * (1.7661) |
| roa | | -0.0058 ** (-2.1335) | -0.0022(-0.9837) |
| lev | | -0.0160(-0.5883) | -0.0045(-0.3265) |
| residual | | 1.0294 *** (4.1733) | 1.3590 *** (6.1050) |
| duration | | -1.2333 *** (-4.6102) | -1.5293 *** (-6.2318) |
| bondsize | | | 0.0002(0.0390) |
| bondrate | | | -0.1979 *** (-4.4263) |
| bondterm | | | 0.1017 *** (3.5172) |
| 调整后的 R 方 | 0.4300 | 0.4441 | 0.4519 |

注:未显示常数项结果;括号内为 t 统计值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下表同。

由表 1 的回归结果可知,信用利差对不确定性的弹性系数在 0.09~0.13 区间内,在 1%水平上显著为正,说明经济不确定性程度越高,信用利差越大,有效支持了假设 1。同时,作为控制变量的随时间变化的宏观因素,收益率曲线的斜率期限利差在 1%水平上显著为负,说明期限利差越大,信用利差越小。这可能是因为我国信用利差同时受市场流动性水平的影响较大,当市场流动性水平较高时,期限利差扩大是因为市场短端利率变低,债券市场资金供给较多,金融机构市场风险偏好较高,从而信用利差变低。当控制了上市公司层面和剩余期限、债券久期变量后,我们发现上市公司收入增长率和总资产收益率弹性系数在 5%水平上显著,但系数绝对值较小。同时,信用利差对上市公司杠杆率的弹性系数并不显著。这可能与我国债券市场一直存在的刚性兑付有关,信用利差对上市公司利润表和资产负债表敏感性钝化。相反,在完全控制债券层面变量后,债券期限、剩余期限、票面利率的显著性水平表现较好,说明债券市场的流动性指标对债券信用利差具备较好的解释力。在三个回归模型下,信用利差对不确定性的弹性系数一直在 1%水平上显著为正,说明回归结果具有稳定性。

五、不确定性、信用利差和宏观经济的关系

(一)不确定性、信用利差与企业投资的关系

经济运行过程中,经济不确定性对信用利差产生影响,那么企业投资对不确定性与信用利差敏感吗?借鉴王义中等、倪婷婷和王跃堂等文献中有关企业投资的实证研究^{[19][20]},建立如下模型:

$$inv_{it} = \beta_1 inv_{i,t-1} + \beta_2 unc_{it} + \beta_3 cs_{it} + \beta_4 unccs_{it} + \beta_5 control_{it} + \rho_i + \omega_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, inv 为样本债券对应的上市公司投资变量面板数据,用上市公司季度财务报表中投资活动现金流出表征,并用总资产标准化; unc 为经济不确定性面板数据; cs 为信用利差面板数据;

uncs 为不确定性和信用利差的交叉项。控制变量(control)方面,选取上市公司总资产(ass)、托宾 Q 值、固定资产周转率(fixed)、资产负债率(lev)、企业经营活动产生的现金流净额比营业收入(cash-flow)、营业收入同比增长率(income)、企业管理费用比营业收入(mangement)等变量,以及控制了个体变量 ρ_i 和时间变量 ω_t 。同时,为控制内生性影响及检验结果的稳健性,回归过程中加入了因变量投资(inv)的滞后项作为比较分析。

数据源自万德数据库。其中,总资产、托宾 q 值、资产负债率、管理费用变量取对数值。为防止虚假回归,本文对相应变量采用不同单位根检验的 Fisher,ADF 检验和相同单位根检验的 LLC 检验,发现各变量均平稳的条件下,对模型回归,结果如表 2 所示。

表 2 不确定性、信用利差对企业投资的影响^④

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) |
|---------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| inv(-1) | | | 0.0743 *** (3.1390) |
| unc | -0.0191 *** (-3.4667) | 0.0543 * (1.9646) | -0.0853 *** (-3.6453) |
| cs | | 0.3212 *** (3.5789) | -0.0147 ** (-2.0929) |
| uncs | | -0.0504 ** (-2.2489) | 0.0638 *** (3.7093) |
| ass | -0.0003 (-0.2039) | 0.0466 ** (2.2517) | 0.3254 *** (15.0873) |
| q(-1) | 0.0842 *** (7.7438) | 0.0359 (1.3777) | 0.1188 *** (13.3632) |
| fixed | -0.0004 * (-1.9022) | 0.0001 (0.4670) | 0.0021 *** (3.4863) |
| lev | -0.0443 *** (-4.4158) | 0.0148 (0.3896) | 0.0214 (0.9710) |
| cashflow | 0.0201 ** (2.1560) | 0.0049 (0.6190) | 0.0220 *** (5.9823) |
| income | -0.0029 (-0.4940) | -0.0031 (-0.6302) | 0.0035 (0.7301) |
| mangement | -0.0113 *** (-3.9517) | -0.0035 (-0.7389) | -0.0073 *** (-3.4021) |
| 调整后的 R 方值/ J 统计量对应 P 值 | 0.3431 | 0.7222 | 0.5233 |

由模型 1 的结果可知,不确定性的回归系数在 1% 水平上显著为负,即当经济不确定性增大,企业减少投资支出。同时,托宾 Q 值的相关系数显著为正,说明资本市场溢价对企业投资具有一定的正向促进作用;企业杠杆资产负债率、管理费用支出的相关系数显著为负,说明企业流动性约束,以及财务和管理费用等成本支出,对企业投资的负面效应较为显著。

模型 2 中加入信用利差、不确定性和信用利差的交叉项后,不确定性回归系数的显著性水平降低。相反,信用利差、不确定性和信用利差的交叉项回归系数较为显著。可见,信用利差为经济不确定性对企业投资决策施加影响的传递机制。另外,在模型 3 的动态面板回归中,本文采用了广义矩估计法进行估计,实证结果仍然证实不确定性、信用利差的回归系数是显著的。总体来看,经济不确定性越高,金融市场信用利差提升,带来企业投资降低。研究假设 2 得到验证。

(二)不确定性、信用利差对宏观经济的预测作用

为评估宏观层面上,信用利差与宏观经济变量的关系,本节引入固定资产投资完成额的单变量预测回归方程:

$$\nabla^h Y_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \nabla Y_{t-i} + \gamma_1 \text{term}_t + \gamma_2 \text{rf}_t + \gamma_3 \text{cs}_t + \epsilon_{t+h}, \nabla^h Y_{t+h} = \frac{c}{h+1} \ln\left(\frac{Y_{t+h}}{Y_{t-1}}\right) \quad (6)$$

式(6)中, $h \geq 0$ 为预测期数,c 为依据数据频度而定的度量常数^⑤。term 变量为期限利差,代表利率期限结构的斜率因子,用 10 年期国债到期收益率减 3 个月期国债到期收益率表示;rf 变量为实际利率,用 1 年期国债到期收益率减居民消费价格指数表示;CS 为信用利差,分别选取 GZ 信用利差、CP-Bill 信用利差代入预测方程进行比较分析。样本区间为 2015 年 1 月至 2017 年 12 月,数据频度为月,数据来源于万德数据库。宏观变量 Y 取固定资产投资完成额,预测期数为 3 个月。

$$\nabla^3 Y_{t+3} = \frac{1200}{3+1} (\ln Y_{t+3} + \ln Y_{t-1}) = 300 \sum_{i=0}^3 (\Delta \ln Y_{t+i}) \quad (7)$$

式(7)中, $\Delta \ln Y_{t+i}$ 取固定资产投资完成额的季调环比数据。预测回归方程滞后项根据 AIC 信息准则比较得出。回归结果如表 3 所示。

表 3

信用利差对固定资产投资完成额的预测作用^⑥

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) |
|------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|----------------------|
| ∇Y_{t-1} | 0.0242(0.2151) | -0.0803(-2.0035) | 0.1385(1.0791) | 0.0248(0.2248) | 0.1400(1.1907) |
| ∇Y_{t-2} | 0.1778(1.5195) | -0.0637(-1.7299) | 0.0682(0.4955) | 0.1517(1.3110) | 0.0661(0.5236) |
| ∇Y_{t-3} | 0.1378(1.1882) | 0.2936*** (6.5745) | 0.0931(0.6662) | 0.1056(0.9155) | 0.1482(1.1745) |
| ∇Y_{t-4} | 0.3390*** (2.8389) | -0.5455*** (-15.5480) | 0.2721* (1.9510) | 0.3534*** (3.0178) | 0.1557(1.2208) |
| ∇Y_{t-5} | 0.2849** (2.6965) | -0.1545*** (-4.7628) | 0.2017(1.6316) | 0.2715** (2.6187) | 0.1506(1.3129) |
| term | 1.7495*** (4.5584) | -0.7268*** (-7.7673) | 1.3051** (2.5167) | 1.4356*** (3.3453) | 1.3748*** (3.0873) |
| rf | -0.1469(-0.5729) | 0.3360*** (9.9393) | 0.6217*** (3.1773) | -0.0977(-0.3867) | 0.5294*** (2.8706) |
| GZ CS | 1.6466*** (4.4386) | -1.6234*** (-17.2478) | | 1.4371*** (3.7006) | |
| unc | | | 0.6245** (2.5011) | 0.3321(1.5054) | |
| CP-Bill CS | | | | | -0.6391*** (-3.5206) |
| 调整后的 R 方 | 0.9093 | 0.9857 | 0.8726 | 0.9133 | 0.8924 |

由表 3 中模型(1)的结果可知,信用利差的回归系数在 1%水平上显著,但系数为正。究其原因,一个可能的解释是,我国 2015 年股票市场的牛市环境所致。Bloom 论述了不确定性的“增长期权”效应,即如果不确定性提高了产出的潜在收益规模,则不确定性可能会鼓励企业投资^[2]。例如,美国科技股泡沫时期不确定性的“增长期权”效应。企业成立网站最差的后果是网站建设成本损失,但是如果最终成功,则获利颇丰。由于建设网站需要时间,则可以看作为投资一个关于互联网成功的“看涨期权”。

我国 2015 年股票市场处于牛市环境,其中,创业板指数在上半年和下半年均有较高的涨幅。基于“增长期权”效应的假设,不确定性是有可能促进企业投资的。相反,我国 2016 年下半年启动金融去杠杆,股市波动性减弱,金融市场收紧、信用利差扩大,为本文研究提供了较好的“自然实验”场景。表 3 中的模型(2)为金融去杠杆区间(2016 年 12 月至 2017 年 12 月)内的预测方程回归结果。结果证实,信用利差的回归系数变为 1%水平上显著为负,与假设 3 相符。模型 5 作为比较分析,由票据国债利差作为 GZ 信用利差的替代变量,回归结果在 1%水平上显著为负,说明结果是稳健的。同时,根据模型 3 和 4 的回归结果,在同时引入信用利差后,不确定性回归系数不再显著。相反,信用利差的回归系数则较为显著。本回归结果在宏观层面上验证了假设 2。

六、结论与政策建议

基于公司层面的经验数据,研究经济不确定性对信用利差及宏观经济的影响,实证研究后发现,不确定性影响企业投资。同时,由于金融市场参与者之间存在着信息不对称等非完美市场因素,由信用利差表征的金融摩擦,成为经济不确定性对企业投资等宏观经济变量影响的重要作用机制。这说明,同于股票市场,基于债券市场的价格信号,对宏观经济也具备较强的预测作用。基于发行债券上市公司股票价格波动信息的不确定性变量,通过信用利差因素对企业投资的影响作用显著为负,说明企业资本资产的波动性及非流动性,通过企业违约成本率的提高及资产质押率的降低,显著影响了企业的债券融资能力。最后,本文研究结果说明,除了实物期权效应和观望效应,金融摩擦也是不确定性影响宏观经济的重要作用机制。

本文的政策建议有:第一,本文发现基于股票价格波动信息的不确定性变量与基于债券市场的信用利差变量对宏观经济具备较好的信号作用,充分说明资本市场关联度高、对市场预期影响较大,资本市场对稳经济、稳金融、稳预期发挥着关键作用,建议主管部门加强资本市场基本制度建设,完善资本市场法律体系,确保资本市场长期稳定、健康发展。第二,我国股票市场运行长期体现“牛短熊长”的趋势性特征,波动性大,降低了企业投资决策效率。建议主管部门提高政策制定的连贯性与透明度,减少政府对市场的行政干预及政策变动带来的不确定性,为企业营造良好的经营环境。同时,加强上市公司信息披露管理,有效减少信息不对称带来的金融摩擦。第三,我国债券市场长期存在刚性兑付,债券定价未能充分体现企业的违约风险,债券市场不能确定合理的风险溢价水平,不能有效发挥资产价格在资源配置中的作用。建议政府部门从债券市场长期稳定、健康的角度出发,减少对企业

债券违约的风险兜底及隐形担保,以更市场化的方式维护债券市场投融资主体行为准则,允许市场建立出清机制,形成优胜劣汰、风险收益匹配的有效机制,实现资源优化配置。

注释:

①2015年6月股灾,政府救市导致期限利差短暂上升。

②CP-Bill spread为中债1个月中短期票据到期收益率减1个月国债到期收益率;A-AAA spread为5年期A级公司债到期收益率减5年期AAA级公司债到期收益率;Term spread为10年国债到期收益率减3个月国债到期收益率。

③模型1为控制了随时间变化的宏观因素期限利差变量、非观测效应项,没有控制上市公司和债券层面变量的个体固定效应模型回归结果;模型2为控制了上市公司层面变量和剩余期限、债券久期变量后,使用个体固定效应模型回归结果;模型3为控制了全部上市公司和债券层面变量后的混合回归模型结果。

④模型1为控制了随时间变化的宏观变量等因素后,不确定性对企业投资的回归结果;模型2为存在不确定性和信用利差交互项后,使用个体和时间固定效应模型回归结果;模型3为添加投资滞后项后,使用广义矩估计法的回归结果。模型1和模型2最后一行为调整后的R方值;模型3最后一行为GMM估计所得J统计量对应的P值。

⑤当数据频度为季度时,c取值400;当数据频度为月度时,c取值为1200。

⑥模型1为全样本区间(2011年5月至2017年12月),预测方程回归结果;模型2为金融去杠杆区间(2016年12月至2017年12月)内,预测方程回归结果;模型3为全样本区间内,用不确定性变量替换信用利差后的回归结果;模型4为全样本区间内,不确定性变量和信用利差变量均存在时的回归结果;模型5为全样本区间内,用CP-Bill利差替代GZ利差后的回归结果。

参考文献:

- [1] Bernanke, B. S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98(1): 85—106.
- [2] Bloom, N. Fluctuations in Uncertainty[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(2): 153—176.
- [3] Gilchrist, S., Zakrajšek, E. Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(4): 1692—1720.
- [4] Mian, A., Sufi, A., Verner, E. Household Debt and Business Cycles Worldwide[Z]. Nber Working Papers, 2017.
- [5] 梁权熙, 田存志, 詹学斯. 宏观经济不确定性、融资约束与企业现金持有行为——来自中国上市公司的经验证据[J]. *南方经济*, 2012, (4): 3—16.
- [6] 王义中, 宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J]. *经济研究*, 2014, (2): 4—17.
- [7] Christiano, L. J., Motto, R., Rostagno, M. Risk Shocks[J]. *American Economic Review*, 2013, 104(1): 27—65.
- [8] Caldara, D., Herbst, E. Monetary Policy, Real Activity, and Credit Spreads: Evidence from Bayesian Proxy Svars[J]. *Social Science Research Network*, 2016, (49): 1—51.
- [9] Tobin, J. A. General Equilibrium Approach to Monetary Theory[J]. *Journal of Money Credit & Banking*, 1969, 1(1): 15—29.
- [10] He, Z., Krishnamurthy, A. Intermediary Asset Pricing[J]. *The American Economic Review*, 2013, 103(2): 732—770.
- [11] Philippon, T. The Bond Market's Q[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3): 1011—1056.
- [12] Sim, J., Zakrajšek, E., Gilchrist, S. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics[Z]. Nber Working Papers, 2014.
- [13] Kwan, S. H. Firm-Specific Information and the Correlation between Individual Stocks and Bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 40(1): 63—80.
- [14] 冯宗宪, 郭建伟, 孙克. 企业债的信用价差及其动态过程研究[J]. *金融研究*, 2009, (3): 54—71.
- [15] 高强, 邹恒甫. 企业债券与公司债券的信息有效性实证研究[J]. *金融研究*, 2010, (7): 99—117.
- [16] 韩国高, 胡文明. 宏观经济不确定性、企业家信心与固定资产投资——基于我国省际动态面板数据的系统GMM方法[J]. *财经科学*, 2016, (3): 79—89.
- [17] 赵胜民, 闫红蕾, 张凯. Fama-French五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国A股市场的经验证据[J]. *南开经济研究*, 2016, (2): 41—59.
- [18] Merton, R. C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates[J]. *Journal of Finance*, 1974, 29(2): 449—470.
- [19] 王义中, 陈丽芳, 宋敏. 中国信贷供给周期的实际效果: 基于公司层面的经验证据[J]. *经济研究*, 2015, (1): 52—66.
- [20] 倪婷婷, 王跃堂. 增值税转型、集团控制与企业投资[J]. *金融研究*, 2016, (1): 160—175.

(责任编辑:肖加元)