

货币政策不确定性、产权异质性与制造业企业投资效率

汪 虹

(安徽大学 经济学院,合肥 230601)

摘 要:金融危机凸显了货币政策的重要性,然而复杂的经济形势提升了货币政策的不确定性,进而影响企业的投资行为。文章利用2007—2018年中国A股制造业上市企业季度财务数据,基于“投资-投资机会”敏感度和投资残差模型进行实证研究,结果表明:货币政策不确定性与企业投资效率之间的关系会受到产权异质性的影响;国有企业的投资不足问题在货币政策不确定性上升时期虽有所加剧,但其投资过度问题的明显改善使得企业投资敏感度上升和投资残差下降;非国有企业的投资效率没有受到货币政策不确定性影响。

关键词:货币政策不确定性;投资效率;投资残差;产权异质性

中图分类号:F822 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2021)07-0158-04

0 引言

宏观政策在复杂的经济形势下面临较大的调控压力,政策的频繁变动和新政策工具的推出会促使政策不确定性上升,进而对实体经济产生影响。现有研究对于政策不确定性如何影响企业投资效率存在分歧:Durnev(2010)^[1]的研究认为选举产生的政策不确定性导致资本配置效率低下;饶品贵等(2017)^[2]则发现经济政策不确定性上升会提高企业投资效率。以上文献都是从整体政策不确定性角度出发,并基于不同的实证背景得出截然相反的结论,然而目前鲜有研究关注货币政策引发的不确定性如何影响企业投资效率。货币政策作为政府调控宏观经济的重要工具,旨在通过调整货币供给和货币价格来实现物价稳定、经济增长等目标。中央银行的各项报告和举措一直是市场关注的焦点,然而不管央行的沟通有多清晰和有效,货币政策不确定性依旧存在,这是因为未来经济形势无法充分预期^[3]。

本文研究货币政策不确定性对制造业企业投资效率的影响,并进一步讨论上述影响在不同产权性质下是否存在差异。一方面,从不确定性角度拓展货币政策与企业投资行为的互动研究。不确定性是货币政策的一项重要特征,然而对于货币政策不确定性如何影响企业投资效率,相关研究还比较匮乏。本文对已有研究形成补充,提供一个新的研究视角。另一方面,探讨货币政策不确定性与企业投资效率的关系是否受到产权异质性影响,为我国政府行政干预的经济效应提供实证依据。本文的研究思路和结论有助于理解货币政策不确定性对微观企业行为的作用机制,为采取举措引导经济发展提供新的思路。

1 研究假设

1.1 货币政策不确定性与企业投资效率

实际经济领域存在着各种摩擦,企业的经营行为并非遵循完美市场下的均衡路径。在货币政策不确定性上升时期,银行的风险承担水平下降^[4],为了控制坏账率高带来的经营风险,银行的贷款决策趋于谨慎。此外,企业的盈利预测难度变大,信息获取成本上升,因而会导致更高的流动性溢价^[5]。鉴于银行难以对所有借款企业的信誉状况进行有效的甄别,多数情况下只好采取同等对待方式。信誉好的企业同样会面临较高的违约溢价,企业可能会因为偏高的融资成本而不得不放弃优质投资项目,企业投资效率下降。

依据实物期权理论,企业投资往往是完全或部分不可逆的,当不确定性水平上升时,等待期权会更有价值。企业为了获取更多有关投资项目的未来前景信息,会选择推迟投资以减少决策判断误差,最终使得投资项目更加符合预期,企业投资效率上升。基于上述分析,本文提出:

假设1a:货币政策不确定性会提高企业投资效率。

假设1b:货币政策不确定性会降低企业投资效率。

1.2 产权异质性条件下货币政策不确定性与企业投资效率的关系

国有企业在信贷市场中具有信息识别优势和预算软约束优势,往往更容易受到商业银行的信贷青睐^[6]。在货币政策不确定性上升时期,商业银行为了控制贷款风险,更倾向于将有限的信贷资源输入国有企业。当非国有企业同时面临内部资源紧缺和外部融资约束时,其可以选择的投资项目受到限制,容易造成投资不足问题。

基金项目:安徽省哲学社会科学规划重点项目(AHSKZ2019D026)

作者简介:汪 虹(1985—),女,安徽安庆人,博士研究生,研究方向:金融统计。

国有企业在享有政治资源的同时也承担着相应的政治职责。国有企业为了迎合政府的目标导向,容易导致投资过度问题^[7]。Chen等(2011)^[8]将政府所有权或政治关系认定为可能影响企业投资行为的另一种市场摩擦。政策不确定性上升时期伴随着政府对国有企业的干预减少,市场本身的调节机制将发挥更多作用,反而有助于提升国有企业的投资效率^[2,9]。基于上述分析,本文提出:

假设2:相较于国有企业,非国有企业的投资不足问题在货币政策不确定性上升时期会加剧。

假设3:相较于非国有企业,国有企业的投资过度问题在货币政策不确定性上升时期会缓解。

2 研究设计

2.1 计量模型

本文借鉴饶品贵等(2017)^[2]的做法,使用“投资-投资机会”敏感度和投资残差模型来检验货币政策不确定性与企业投资效率的关系。模型(1)用来检验投资对投资机会的敏感度是否受到货币政策不确定性的影响。其中, i 和 t 分别代表第 i 个企业和第 t 个季度;被解释变量 $INVEST_{i,t}$ 代表企业 i 在第 t 季度的投资水平;主要解释变量 MPU 代表货币政策不确定性, TQ 代表托宾 Q 值; $MPU \times TQ$ 代表货币政策不确定性和托宾 Q 的交互项; X 代表其他控制变量,包括:总资产收益率(ROA)、经营现金流(CF)、GDP同比增长率($GDPg$)、股价波动率($wVol$)。 α_i 为个体效应, QRT_t 为季度虚拟变量, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

$$INVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MPU_{t-1} + \beta_2 TQ_{i,t-1} + \beta_3 MPU_{t-1} \times TQ_{i,t-1} + \sum \eta X + \alpha_i + QRT_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

第二种计量方式是采用Richardson(2006)^[10]的预期投资模型来计算投资效率,该模型的回归拟合值表示企业的正常预期投资,模型残差表示偏离正常投资的部分。最终构建三个非效率投资变量:以残差的绝对值来衡量总投资残差(ABS),残差为正值的测量部分表示投资过度($OVER$),残差为负值的测量部分取绝对值后表示投资不足($UNDER$)。模型(2)为预期投资模型:

$$INVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TQ_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cash_{i,t-1} + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Age_{i,t-1} + \beta_6 Ret_{i,t-1} + \beta_7 INVEFF_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中的解释变量 TQ 、 Lev 、 $Cash$ 、 $Size$ 、 Age 、 Ret 分别表示托宾 Q 值、资产负债率、现金持有(总资产标准化)、企业规模、上市年数、股价回报率,均采用滞后一期处理,该模型控制了个体和季度时间效应。将模型(2)回归得到的残差进行相应处理后作为因变量建立模型(3):

$$INVEFF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MPU_{t-1} + \beta_2 Cash_{i,t-1} + \beta_3 wVol_{i,t-1} + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 GDPg_{i,t-1} + \alpha_i + QRT_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中的因变量 $INVEFF$ 表示投资残差,实证分析中会分别使用总投资残差(ABS)、投资过度($OVER$)

和投资不足($UNDER$)代入进行回归,解释变量包括 MPU 、总资产收益率(ROA)、现金持有($Cash$)、企业规模($Size$)、GDP同比增长率($GDPg$)。

2.2 变量选取与数据来源

2.2.1 变量定义及说明

本文的关键解释变量货币政策不确定性(MPU)采用上海同业拆借市场七天报价利率的标准差来衡量^[11]。考虑到上市公司财务报表的公布周期是季度,因而本文需要构建货币政策不确定性的季度指标,具体计算方法如下:

首先计算每个交易日的报价利率标准差,再计算每个日历月内利率标准差的算数平均值作为月度指标,最后再借鉴Gulen和Ion(2016)^[12]的算法将月度指标转换为季度指标,计算公式为 $MPU_t = (3MPU_m + 2MPU_{m-1} + MPU_{m-2})/6$,其中 MPU_m 为日历季度中最后一个月的货币政策不确定性指标。文中所有模型所涉及的企业层面变量和其他宏观经济变量的定义与计算方法见表1。

表1 其他主要变量定义及说明

| 符号 | 变量名称 | 变量定义 |
|--------|--------------|---|
| ABS | 总投资残差 | 预期投资模型残差绝对值 |
| OVER | 投资过度 | 预期投资模型残差正值部分 |
| UNDER | 投资不足 | 预期投资模型残差负值部分的绝对值 |
| INVEST | 企业投资水平 | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产 |
| TQ | 托宾Q | (股票流通市值+每股净资产*非流通股+总负债)/总资产 |
| ROA | 总资产收益率 | 息税前利润/总资产 |
| CF | 经营性现金流 | 经营活动现金流量净额/总资产 |
| GDPg | GDP同比增长率 | 由两个时期不变价国内生产总值计算得到 |
| wVol | 区间内股票周收益率标准差 | $[(\sum(\text{周收益率}-\text{平均周收益率})^2)/(N-1)]^{0.5}$, N 为区间内星期数 |
| Lev | 资产负债率 | 总负债/总资产 |
| Cash | 现金持有 | 现金持有量/总资产 |
| Age | 上市时间 | 上市天数/365 |
| Size | 企业规模 | 总资产的自然对数 |
| Ret | 区间平均周收益率年化值 | $(1+\text{区间平均周收益率})^{52}-1$ |

注:(1)周收益率= $\ln(\text{周收盘价}/\text{周开盘价})$;(2)选取不变价GDP同比增长率,剔除价格波动对GDP计算的影响。

2.2.2 数据来源

本文选取2007年第1季度至2018年第4季度A股制造业上市企业季度数据作为研究样本。之所以将样本起始期选为2007年,是为了使企业的财务数据与货币政策不确定性指标的衡量时间跨度相匹配。依照本文研究特点和为了增强样本间的可比性,本文对初始样本做了以下处理:(1)保留2007年以前在A股上市的公司样本;(2)剔除关键变量数据缺失的样本;(3)为了避免极端异常值的影响,企业层面的连续变量数据均采用双边1%的缩尾处理。

下页表2为各变量的描述性统计。其中,总投资残差(ABS)的最大值为0.192,最小值为0,表明企业之间的投资效率存在很大差异。投资过度($OVER$)的均值为0.017,投资不足($UNDER$)的均值取绝对值后为0.012,这意味着相较于投资不足,企业投资过度的问题更加严重。投资过

度(*OVER*)的样本量为12202,投资不足(*UNDER*)的样本量为16914,这意味着相较于投资过度,投资不足的问题更加普遍。

表2 变量描述性统计

| | 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|
| 企业财务数据 | ABS | 29116 | 0.014 | 0.015 | 0.000 | 0.192 |
| | OVER | 12202 | 0.017 | 0.018 | 0.000 | 0.193 |
| | UNDER | 16914 | -0.012 | 0.012 | -0.131 | 0.000 |
| | INVEST | 29116 | 0.031 | 0.035 | 0.000 | 0.199 |
| | TQ | 29116 | 1.957 | 1.260 | 0.574 | 7.671 |
| | ROA | 29116 | 0.024 | 0.040 | -0.078 | 0.168 |
| | CF | 29116 | 0.019 | 0.063 | -0.165 | 0.203 |
| | wVol | 29116 | 0.062 | 0.032 | 0.000 | 0.201 |
| | Lev | 29116 | 0.500 | 0.192 | 0.045 | 0.926 |
| | Cash | 29116 | 0.154 | 0.106 | 0.013 | 0.683 |
| | Age | 29116 | 13.396 | 5.081 | 0.005 | 27.800 |
| | Size | 29116 | 12.951 | 1.222 | 10.467 | 16.678 |
| | Ret | 29116 | 1.524 | 5.750 | -0.960 | 27.63 |
| 宏观经济数据 | MPU | 29116 | 0.059 | 0.032 | 0.014 | 0.154 |
| | GDPg | 29116 | 0.088 | 0.024 | 0.064 | 0.150 |

数据来源:企业财务数据和GDP增长数据均来自Wind数据库。

表3给出了将样本按照产权性质分组后各代表性变量的描述性统计,并利用t检验来判断两组样本均值差异的显著性。可以看到,非国有企业的总投资残差(*ABS*)要显著高于国有企业,表明非国有企业的投资效率相对较低,这主要是由于非国有企业的投资不足问题更加严重,具体表现为非国有企业的投资不足(*UNDER*)均值要显著低于国有企业。同时,非国有企业的投资支出(*INVEST*)以及投资机会(*TQ*)的均值要显著高于国有企业,这表明尽管非国有企业的投资活动相较于国有企业更加活跃,但同时也浪费了较多的投资机会。在其他财务指标方面,非国有企业的总资产收益率(*ROA*)以及现金持有(*Cash*)的均值表现都显著高于国有企业,但非国有企业的资产负债率(*Lev*)均值要显著低于国有企业,这表明非国有企业的盈利能力和流动性管理能力相较于国有企业更加优秀,但国有企业具有外部信贷资源优势。

表3 分组变量描述性统计

| 变量 | 非国有企业 | | | 国有企业 | | | t检验 |
|--------|-------|---------|--------|-------|--------|--------|------------|
| | 样本量 | 均值 | 标准差 | 样本量 | 均值 | 标准差 | |
| ABS | 11823 | 0.0146 | 0.0153 | 17293 | 0.0141 | 0.0146 | 3.1732*** |
| OVER | 5012 | 0.0173 | 0.0181 | 7190 | 0.0169 | 0.0175 | 1.179 |
| UNDER | 6811 | -0.0127 | 0.0125 | 10103 | -0.012 | 0.0117 | -3.3193*** |
| INVEST | 11823 | 0.0314 | 0.035 | 17293 | 0.0303 | 0.0352 | 2.6945*** |
| TQ | 11823 | 2.173 | 1.394 | 17293 | 1.809 | 1.135 | 23.7938*** |
| ROA | 11823 | 0.0299 | 0.0418 | 17293 | 0.0208 | 0.0378 | 18.9708*** |
| Lev | 11823 | 0.4653 | 0.186 | 17293 | 0.5233 | 0.1926 | -26.012*** |
| Cash | 11823 | 0.1605 | 0.1046 | 17293 | 0.1505 | 0.1072 | 7.9987*** |

注:***表示通过显著性水平为1%的统计检验。

3 实证检验

3.1 货币政策不确定性对“投资-投资机会”敏感度的影响

表4显示了模型(1)的回归分析结果。可以看到:在全样本回归和国有企业分组回归中,模型(1)关注的货币

政策不确定性与托宾Q值交互项($MPU \times TQ$)系数均显著为正,但在非国有企业分组中该交互项系数不显著。因而,模型(1)的实证结果表明货币政策不确定性会提高企业投资对投资机会的敏感度,并且这一影响仅适用于国有企业。非国有企业的投资对投资机会的敏感度没有受到货币政策不确定性的影响,对这一结果的可能解释是:非国有企业市场化意识更强,一直对外部环境的变化保持敏感性,并且样本中非国有企业的现金持有水平较高,具有较好的应对短期流动性冲击的能力,在货币政策不确定性上升时期其投资行为对外部现金流变化不敏感。

表4 货币政策不确定性与“投资-投资机会”敏感度

| 变量 | INVEST | | |
|-----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 全样本 (1) | 国有企业 (2) | 非国有企业 (3) |
| MPU | -0.074*** (-10.10) | -0.079*** (-8.29) | -0.069*** (-5.93) |
| TQ | 0.001*** (3.57) | 0.002*** (2.63) | 0.002*** (3.30) |
| MPU \times TQ | 0.015** (2.44) | 0.018** (2.45) | 0.011 (1.17) |
| ROA | 0.113*** (10.66) | 0.110*** (7.70) | 0.106*** (6.93) |
| CF | -0.064*** (-10.93) | -0.064*** (-8.69) | -0.065*** (-6.99) |
| wVol | -0.046*** (-6.18) | -0.061*** (-6.56) | -0.031** (-2.70) |
| GDPg | 0.072*** (3.74) | 0.052** (2.15) | 0.107*** (3.41) |
| 常数项 | 0.038*** (16.08) | 0.043*** (14.36) | 0.029*** (7.18) |
| 个体效应 | 有 | 有 | 有 |
| 季度虚拟变量 | 有 | 有 | 有 |
| 样本量 | 29116 | 17293 | 11823 |
| R ² | 0.061 | 0.076 | 0.047 |

注:***、**、*分别表示能够通过显著性水平为1%、5%、10%的统计检验。所有回归方程包含个体回归效应,并控制季度虚拟变量。下同。

3.2 货币政策不确定性对企业投资残差的影响

表5显示了模型(3)的全样本回归结果。

表5 货币政策不确定性对企业投资残差的影响

| 变量 | ABS (1) | OVER (2) | UNDER (3) |
|----------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| MPU | -0.009*** (-2.69) | -0.016*** (-2.72) | 0.006** (2.10) |
| ROA | 0.057*** (12.81) | 0.028*** (4.66) | -0.072*** (-14.27) |
| Cash | 0.008*** (4.24) | 0.009*** (2.70) | -0.007*** (-4.67) |
| Size | -0.001* (-1.81) | -0.001** (-2.18) | 0.000 (0.90) |
| GDPg | -0.005 (-0.60) | 0.007 (0.50) | 0.009* (1.80) |
| 常数项 | 0.026*** (5.21) | 0.038*** (4.46) | -0.019*** (-4.34) |
| 个体效应 | 有 | 有 | 有 |
| 季度虚拟变量 | 有 | 有 | 有 |
| 样本量 | 29116 | 12202 | 16914 |
| R ² | 0.054 | 0.041 | 0.079 |

列(1)和列(2)显示,当因变量分别为总投资残差

(*ABS*)和投资过度(*OVER*)时,MPU的系数在1%的水平上均显著为负,表明货币政策不确定性降低了企业的总投资残差,减少了企业的投资过度行为。列(3)显示,当因变量为投资不足(*UNDER*)时,MPU的系数在5%的水平上显著为正,这意味着货币政策不确定性加剧了企业的投资不足问题。表6显示了模型(3)的分组回归结果。可以看到,国有企业的分组回归结论与全样本回归结论基本一致。在非国有企业分组回归中,无论采取哪一种非效率投资变量作为因变量,MPU的系数都不显著,这表明非国有企业的投资残差不受货币政策不确定性影响。

表6 货币政策不确定性对企业投资残差的分组回归

| 变量 | ABS | | OVER | | UNDER | |
|------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 非国有 (1) | 国有 (2) | 非国有 (3) | 国有 (4) | 非国有 (5) | 国有企业 (6) |
| MPU | -0.002 (-0.33) | -0.013*** (-3.20) | -0.014 (-1.41) | -0.015** (-2.07) | -0.003 (-0.77) | 0.012*** (3.56) |
| ROA | 0.064*** (10.29) | 0.053*** (8.30) | 0.035*** (4.14) | 0.027*** (3.19) | -0.078*** (-10.67) | -0.069*** (-9.91) |
| Cash | 0.004* (1.67) | 0.010*** (3.82) | 0.005 (0.97) | 0.012** (2.44) | -0.005** (-2.19) | -0.008*** (-4.10) |
| Size | -0.000 (-0.79) | -0.001* (-1.78) | -0.001 (-0.73) | -0.003*** (-2.69) | 0.000 (0.75) | -0.000 (-0.31) |
| GDP _g | 0.002 (0.14) | -0.007 (-0.72) | 0.022 (0.91) | -0.003 (-0.18) | 0.011 (0.96) | 0.006 (0.66) |
| 控制变量 | 0.021*** (3.18) | 0.032*** (3.85) | 0.028** (2.37) | 0.057*** (4.07) | -0.019*** (-2.90) | -0.013** (-2.23) |
| 个体效应 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 季节虚拟变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 样本量 | 11823 | 17293 | 5012 | 7190 | 6811 | 10103 |
| R ² | 0.050 | 0.056 | 0.040 | 0.043 | 0.074 | 0.081 |

综合模型(1)和模型(3)的总体回归和分组回归结果,可以发现:货币政策不确定性提升了企业的投资效率,具体表现为企业投资水平对投资机会的敏感度提高以及投资总残差的下降,假设1a得到验证。将样本按照产权性质分组进行回归后的结果显示:货币政策不确定性与企业投资效率之间的关系会受到产权异质性的影响;国有企业的投资不足问题在货币政策不确定性上升时期虽有所加剧,但其投资过度问题的明显改善使得企业投资敏感度上升和投资残差下降;非国有企业的投资效率没有受到货币政策不确定性影响。此外,样本中企业以国有企业为主(占比约为59.4%),因而全样本的回归结论与国有企业分组回归结论基本一致。实证结果证实了假设3,假设2无法得到验证。

4 结论

本文以2007—2018年中国A股制造业上市企业的季度数据为样本,实证检验了货币政策不确定性对企业投资效率的影响。研究发现,货币政策不确定性提升了国有企业投资对投资机会的敏感度,降低了国有企业的总投资残差。将投资残差进一步划分为投资过度和投资不足,研究

发现货币政策不确定性改善了国有企业的投资过度问题,却加剧了国有企业的投资不足问题。货币政策不确定性对非国有企业的投资效率没有影响。

尽管具有预算软约束优势的国有企业因资金短缺而被动放弃投资项目的几率相对较小,但国有企业的投资不足问题在货币政策不确定性上升时期却更趋于严重。这可能是由于货币政策不确定性的上升往往伴随着复杂的经济形势,国有企业的投资行为在政府行政干预减少的情况下会更加谨慎。相比之下,非国有企业的投资效率没有受到货币政策不确定性的影响,这可能是由于非国有企业的经营环境更加激烈和市场化,对外部因素一直保持高度敏感。此外,上市企业相较于非上市企业拥有更多的融资渠道,如配股、增发和可转债等,因而非国有上市企业面临的金融摩擦问题相对较小,在货币政策不确定性上升时期,其因外部融资约束而被动放弃好的投资项目的可能性较低。

参考文献:

- [1]Durnev A. The Real Effects of Political Uncertainty: Elections and Investment Sensitivity to Stock Prices [J].Social Science Electronic Publishing,2010.
- [2]饶品贵,岳衡,姜国华.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].世界经济,2017,40(2).
- [3]Kurov A, Stan R. Monetary Policy Uncertainty and the Market Reaction to Macroeconomic News [J].Journal of Banking and Finance, 2018,(86).
- [4]马续涛,沈悦.不确定性冲击、银行风险承担与经济波动[J].当代经济科学,2016,38(6).
- [5]Popp A, Zhang F. The Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: The Role of the Financial Channel [J].Journal of Economic Dynamics and Control,2016,(69).
- [6]王婷,李成.货币政策调控为何陷入“稳增长”与“抑泡沫”的两难困境——基于国有与非国有企业产权异质性视角的分析[J].经济学家,2017,(10).
- [7]孙晓华,李明珊.国有企业的过度投资及其效率损失[J].中国工业经济,2016,(10).
- [8]Chen S, Sun Z, Tang S, et al. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence From China [J].Journal of Corporate Finance, 2011,17(2).
- [9]Deng L, Jiang P, Li S, et al. Government Intervention and Firm Investment [J].Journal of Corporate Finance,2017,(63).
- [10]Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J].Review of Accounting Studies,2006,(11).
- [11]徐亚平,汪虹.货币政策不确定性、金融摩擦与企业投资[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),2020,44(3).
- [12]Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J].Review of Financial Studies,2016,29(3).

(责任编辑/方 思)