

· 中国经济转型与发展研究 ·

经济政策不确定性、国有投资 与民间投资增长背离

李鹏飞

(中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100836)

摘要: 本文通过面板回归模型估计,发现经济政策不确定性对民间投资增长的显著抑制效应是导致国有投资与民间投资增长背离的重要因素。经济政策不确定性对民间投资的负面影响具有多维特征,既有直接的实物期权效应,也有因金融摩擦而形成的金融加速器效应和债务—通缩效应,后两种效应对经济政策不确定性的民间投资抑制效应产生了明显放大作用,从而进一步强化了国有投资与民间投资增长背离趋势。面板门限模型的估计结果显示:金融摩擦的放大作用具有非线性特征:当金融摩擦程度较低时,民间投资主体面临较平等的融资环境,金融摩擦不会显著放大经济政策不确定性的民间投资抑制效应;当金融摩擦程度较高时,民间投资主体的投融资成本高于其他类型投资主体,金融摩擦会加剧经济政策不确定性对民间投资的负面影响。

关键词: 经济政策不确定性; 国有投资; 民间投资; 面板门限模型

基金项目: 中国社会科学院创新工程项目(SKGJCX2016);国家自然科学基金青年项目(71203232);中国社会科学院京津冀协同发展智库项目(201702)

一、问题提出

近年来,国有及国有控股投资与民间投资的增长趋势出现了持续背离现象。2012年以来,民间固定资产投资增速一直处在下降通道,4年降低21.6个百分点;但国有及国有控股固定资产投资增速相对稳定,并且在2016年快速增长。已有研究表明,非国有企业的全要素生产率更高,其投资的回报率也更高(Hsieh & Klenow, 2009)。因此,促进国有投资和民间投资平衡、稳定增长,是以供给侧结构性改革为主线推动发展方式转型的重要保障。

促进国有投资与民间投资平衡、稳定增长,关键是要准确把握导致两者增长背离的关键因素及作用机制。现有相关文献主要关注周期性因素、结构性因素和制度性因素对近年来民间投资增速大幅下降产生的影响。不过,近些年来中国经济政策不确定性水平上升及其剧烈波动,可能对国有投资和民间投资增长背离产生了不可忽视的影响。根据Baker等(2016)发布的经济政策不确定性指数,2008年以来,中国经济政策不确定性水平仅低于欧盟,要高于美国和日本。事实上,Wang等(2014)发现,当政策不确定性程度上升时,中国的上市公司会减少投资,但资产收益率更高、更多使用内部融资的上市公司和非国有上市公司的投资,受政策不确定性的影响相对较低,而市场化程度更高地区的上市公司的投资,对政策的不确定性又更加敏感。李凤羽、杨墨竹

(2015)发现 经济政策不确定性对非国有上市公司投资的抑制效果更明显。

在此背景下 促进国有投资与民间投资平衡、稳定增长 需要高度关注的问题是 中国的经济政策不确定性是不是导致国有投资和民间投资增长背离的重要因素? 这种影响是否存在行业差异? 有哪些因素与经济政策不确定性产生了“共振”对国有投资和民间投资增长背离产生了更大的影响? 实际上 如果忽视了经济政策不确定性对固定资产投资特别是民间投资可能造成的负面效应 也许就难以做好促进国有投资与民间投资平衡、稳定增长的“顶层设计” 进而会影响到供给侧结构性改革的深入推进。本文利用中国行业层面 2012 年 3 月至 2016 年 12 月的面板数据 将研究主题聚焦于探究中国经济政策的不确定性是否对国有投资和民间投资增长背离产生了显著影响 并力图从中国信贷体系中的利率双轨制这一现实出发 探讨金融摩擦是否进一步加剧了经济政策不确定性的负面影响 从而强化了国有投资与民间投资增长背离趋势。

二、经济政策不确定性对国有投资与民间投资增长背离的影响

1. 经济政策不确定性对固定资产投资的影响与机理分析

首先 从总体上看 当经济政策不确定性水平上升时 投资项目的未来现金流的不确定性会提高 这实际上降低了投资的预期收益率 从而会对固定资产投资增长产生抑制作用。现代投资理论认为 不确定性会通过实物期权效应使投资下降。原因在于 由于投资具有不可逆性 面对不确定性冲击 企业会选择推迟投资 直到不确定性水平降低 (Bernanke, 1983; Bloom et al., 2007)。具体到经济政策不确定性对投资的影响, Fernández-Villaverde 等 (2015) 以美国 1970 年第 1 季度至 2014 年第 2 季度的数据为基础 运用向量自回归模型 (VAR) 估计了财政政策不确定性冲击对主要宏观经济指标的影响。与总产出、消费、工作时间、实际工资、名义利率等其他宏观经济指标相比 投资受财政政策不确定性冲击的影响更大。美国财政政策不确定性发生 2 个标准差的冲击时 投资的下降幅度会超过 2%。Gulen & Ion (2016) 利用 1987 年 1 月至 2013 年 12 月美国企业的季度数据分析了经济政策不确定性对投资的影响。他们发现 经济政策不确定性水平上升 1 倍 会使美国企业下一季度的投资下降 24.1%。

其次 分行业看 受行业技术经济特征的影响, “重资产”行业的投资受经济政策不确定性的影响更大。根据不确定条件下的投资理论 在行业层面 投资不可逆程度越高的行业 其投资增长就越容易受到不确定性的影响。Driver 等 (2004) 利用英国工业联合会 1978 年第 1 季度至 1999 年第 1 季度 38 个制造业行业的面板数据 就不确定性对投资的影响所做的分析表明 医药及日用化工业、建筑钢铁制造业、农业机械制造业等资本密集型行业的投资与不确定性显著负相关 而纺织消费品制造业、制鞋业等劳动力密集型行业的投资受不确定性的影响就较低。Kim & Kung (2017) 从资产再配置角度 以 1989 年第 1 季度至 2010 年第 4 季度美国 91 526 个企业样本数据为基础分析了经济不确定性对企业投资的影响。他们发现 与批发业、仓储业等资产再配置性高的行业相比 石油开采业、铁路运输业、水运业、航空运输业、半导体及电子元件制造业等资产再配置性低的行业的投资 更容易受到经济不确定性的负面影响。Gulen & Ion (2016) 对美国企业投资的研究也表明 经济政策不确定性对不同行业投资的影响程度是有差异的。其中 投资不可逆程度更高的行业和对政府支出依赖度更高的行业 受经济政策不确定性的影响更大。

中国进入重化工业发展阶段后 地方政府出于 GDP 竞赛的考虑 以各种优惠政策吸引了大量资本尤其是民间资本进入重化工产业。在这些“重资产”行业 投资的不可逆程度较高 因此 中国经济政策的不确定性水平上升 很可能会通过实物期权效应对固定资产投资特别是民间投

资产产生显著的负面影响。同时,在行业层面,与“轻资产”行业相比,非金属矿物制品业等“重资产”行业的投资增长受经济政策不确定性的影响更大。

因此,在理论上,中国经济政策不确定性水平上升,会对固定资产投资增长形成显著的抑制效应,并且,投资不可逆程度越高的行业,其投资增长受经济政策不确定性的负面影响就越大。

2. 计量模型、变量界定和数据来源

为验证上述理论推测,本文设定以下基本计量模型:

$$Sinv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Epu_{it} + \alpha_2 Epu_{it} \times Irr_{it} + \alpha_3 Irr_{it} + \eta Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Pinv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Epu_{it} + \alpha_2 Epu_{it} \times Irr_{it} + \alpha_3 Irr_{it} + \eta Z + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中,被解释变量 $Sinv_{it}$ 和 $Pinv_{it}$ 分别是用于度量中国的行业 i 在时期 t 的国有及国有控股固定资产投资、民间固定资产投资增速的指标。考虑到自变量的数据可获得性,本文以 15 个工业大类行业为分析对象,样本期间为 2012 年 3 月至 2016 年 12 月。 Epu_{it} 是用来衡量时期 t 的经济政策不确定性的代理指标,它不会随行业的变化而改变,这是本文的核心解释变量。我们以美国芝加哥大学和斯坦福大学共同发布的中国经济政策不确定性月度指数为基础,将其对数化后,作为 Epu_{it} 的取值。 Irr_{it} 是度量行业 i 在时期 t 的投资不可逆程度的指标。借鉴 Farinas & Ruano (2005) 以及 Gulen & Ion (2016) 的处理方法,并结合数据的可得性,本文以 $(1 - \text{行业 } i \text{ 在 } t \text{ 期的累计流动资产平均余额} / \text{行业 } i \text{ 在 } t \text{ 期的累计资产总额})$ 作为 Irr_{it} 的取值。

为了尽可能使式(1)和式(2)表示的计量模型不出现明显的偏误问题,我们根据相关研究发现,在控制变量集 Z 中设置了以下 5 个自变量:第一,宏观经济不确定性 (Meu_{it})。Bloom 等 (2007) 与王义中、宋敏 (2014) 等人的研究都表明,宏观经济不确定性会通过外部需求这一渠道对企业的投资行为产生负面影响。借鉴王义中、宋敏 (2014) 的处理方法,本文采用广义自回归条件异方差模型 (GARCH(1,1)) 计算出 2012 年 3 月至 2016 年 12 月中国月度 GDP 增长率的条件方差,将其作为度量中国宏观经济不确定性的指标。第二,外部融资条件 (Efc_{it})。Campello 等 (2010) 的实证分析结果显示,外部融资条件是影响企业投资决策的重要因素,两者之间通常呈现正相关关系。本文以 2012 年 3 月至 2016 年 12 月社会融资规模增量的月度同比增长率来衡量外部融资条件,数据来源于中国人民银行。第三,行业销售收入增长率 (Sg_{it})。国内外关于企业投资行为的研究都发现,销售收入增长率是影响投资的重要因素之一(俞乔等,2002)。行业销售收入增长率越高,行业内企业通常会对未来增长形成乐观预期,从而增加投资。本文以各行业产品销售收入的月度同比增长率来度量其销售收入增长率,数据来源于 Wind 的行业经济效益指标数据库。第四,行业资产负债率 (Lia_{it})。Hubbard (1998) 与童盼、陆正飞 (2004) 等人的研究结果都表明,资产负债率是影响企业投资的重要因素。高资产负债率行业的企业获取外部资金的成本更高,因而其投资相对较低。各行业的资产负债率数据取自 Wind 的行业经济效益指标数据库。第五,行业利润总额增速 (Pg_{it})。Inci 等 (2009) 发现,当存在融资约束时,企业的利润或经营现金流是影响其投资决策的重要因素。本文以行业利润总额月度同比增速来度量各行业内企业可以用于投资的内部资源,数据来源于 Wind 的行业经济效益指标数据库。此外,为了控制技术革新、产业政策等外部冲击对不同行业民间投资的影响,式(1)和式(2)的控制变量集 Z 中还包括刻画各行业固定效应的虚拟变量。 ε_{it} 是计量模型的随机误差项。由于计量模型(1)和(2)中的某些控制变量与因变量之间可能存在逆向因果关系,为缓解此问题,本文对控制变量的取值滞后一期。表 1 报告了上述 9 个变量的基本统计描述。

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
国有固定资产投资增速 $Sinv_{it}$	810	0.5010	6.9141	-1.0015	153.2630
民间固定资产投资增速 $Pinv_{it}$	810	0.2066	0.4334	-0.6800	3.5858
经济政策不确定性 Epu_{it}	810	2.2329	0.2582	1.6064	2.8108
投资不可逆程度 Irr_{it}	810	0.5256	0.1599	0.3188	0.8760
宏观经济不确定性 Meu_{it}	810	0.000038	0.0000883	-0.0002932	0.0004612
外部融资条件 Efc_{it}	810	0.1449	0.5781	-0.6659	2.8284
行业销售收入增长率 Sg_{it}	810	0.0431	0.1073	-0.3615	0.2927
行业资产负债率 Lia_{it}	810	0.5760	0.0656	0.4329	0.7023
行业利润总额增速 Pg_{it}	810	0.1171	1.0972	-2.5376	17.0175

数据来源:作者计算整理。

3. 经济政策不确定性对国有投资、民间投资增速影响的检验结果

以15个行业2012年3月至2016年12月的数据构成的面板是一个长面板(long panel),所以在对式(1)和式(2)进行估计之前需要考虑扰动项 $\{\varepsilon_{it}\}$ 是否存在组间异方差、组内自相关和组间同期相关。组间异方差的沃尔德检验的P值为0.0000,组内自相关的沃尔德检验的P值是0.0009,组间同期相关的Breusch-Pagan LM检验的P值为0.0000。也就是说,此面板数据的扰动项 $\{\varepsilon_{it}\}$ 存在组间异方差、组内自相关和组间同期相关。于是,我们采用能同时考虑这三个因素的全面可行广义最小二乘法(即全面FGLS)对式(1)和式(2)进行估计。

表2报告了采用全面FGLS对式(1)和式(2)进行逐步估计的结果。模型1给出的是仅以经济政策不确定性为解释变量的估计结果。模型2展示了引入投资不可逆程度指标 Irr 的估计结果。模型3报告的是同时考虑5个控制变量的估计结果。从中可以看到,核心解释变量经济政策不确定性对国有投资增速、民间投资增速的影响与模型2一致。在5个控制变量中,宏观经济不确定性 Meu_{it} 和行业利润总额增速 Pg_{it} 的估计系数都不显著;行业销售收入增长率 Sg_{it} 对 $Sinv$ 和 $Pinv$ 都产生了显著影响,但作用方向相反,即行业销售收入增长会促进民间投资、抑制国有投资,前者符合理论预期,后者与理论推测相悖。此外,外部融资条件 Efc_{it} 和行业资产负债率 Lia_{it} 对国有投资形成了明显的负效应,前者似乎与理论推测相悖,后者符合理论预期。

4. 内生性问题讨论、稳健性检验及国有投资与民间投资增长背离的机制分析

在理论上,利用式(1)和式(2)检验经济政策不确定性对国有投资和民间投资的影响时,可能会出现内生性问题。不过,一方面我们在回归模型中对控制变量都采用了滞后指标,这样可以在相当程度上规避由于反向因果关系形成内生性的风险。另一方面,尽管不能排除经济政策不确定性与国有投资和民间投资之间存在由联立性(simultaneity)带来的内生性问题这种可能。但从媒体密集发声及中央政府出台促进民间投资稳定增长的相关文件的时间看,应该说,在2016年6月之前,很难说会存在因为联立性而形成的内生性问题。当然,经济政策不确定性对国有投资和民间投资的影响,还很可能会遇到因为遗漏重要变量而产生的内生性问题。为了尽可能缓解这两种可能存在的现象所导致的内生性问题,我们首先把分析的样本期缩小为2012年3月至2016年6月,然后在式(1)和式(2)的等式右侧引入因变量 $Sinv$ 和 $Pinv$ 的滞后1期和滞后2期指标后进行稳健性检验,估计方法仍然采用全面FGLS。

表 2 经济政策不确定性影响国有投资、民间投资的全面 FGLS 检验结果

	模型 1		模型 2		模型 3	
	<i>Sinv</i>	<i>Pinv</i>	<i>Sinv</i>	<i>Pinv</i>	<i>Sinv</i>	<i>Pinv</i>
<i>Epu</i>	0.1022 (1.07)	-0.0448** (-2.12)	0.7342** (2.39)	0.1524** (2.16)	0.8424** (2.02)	0.1938** (2.53)
<i>Epu</i> × <i>Irr</i>			-0.7851** (-2.53)	-0.3298** (-2.23)	-0.9604** (-2.30)	-0.3938** (-2.40)
<i>Irr</i>			-9.4734*** (-3.95)	-3.9967*** (-6.69)	-15.1191*** (-4.70)	-4.0193*** (-6.18)
<i>Meu</i> ₋₁					-433.4132 (-0.56)	-46.2523 (-0.70)
<i>Efc</i> ₋₁					-0.2149** (-2.47)	0.0111 (1.40)
<i>Sg</i> ₋₁					-0.7605** (-2.52)	0.4103*** (4.75)
<i>Lia</i> ₋₁					-5.3733*** (-3.51)	0.2343 (0.42)
<i>pg</i> ₋₁					-0.0066 (-0.28)	0.0020 (0.35)
_cons	-0.2275 (-0.99)	0.0509 (0.74)	5.1545*** (3.34)	2.4727*** (7.30)	12.0146*** (4.91)	2.3433*** (4.59)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald chi ² 值 (p-value)	100.75 (0.0000)	121.63 (0.0000)	40.86 (0.0000)	185.75 (0.0000)	55.39 (0.0000)	214.48 (0.0000)
观测值	810	810	810	810	810	810

注: *** ** * 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。各解释变量回归系数后括号内的数值为经过异方差调整后的 *z* 值。

表 3 的模型 1 给出了稳健性检验的估计结果。由于 *Epu* 对 *Sinv* 的偏效应为正, 由此看整体上经济政策不确定性对国有固定资产投资“促进效应”在 10% 的统计水平上显著。也就是说经济政策不确定性对国有固定资产投资非但没有形成抑制, 反而产生了促进。这与理论推测不一致。这背后可能是因为国有投资存在一定的“被动性”, 即在民间投资增速持续降低时, 为保全社会固定资产投资不至于过快下降, 国有企业需要逆势增长。如果这个推测成立, 那么经济政策不确定性对国有投资的“促进效应”实际上是在民间投资对经济政策不确定性做出恰当反应之后, 国有投资出现“被增长”的一个表现。当然, 国有投资之所以能够“被增长”, 也与其软预算约束问题密切相关。若这一推测能够得到经验证据的支持, 则国有投资与民间投资增长趋势相背离的根源就一个, 即经济政策不确定性对民间投资产生了显著抑制效应。

表 3 模型 2 显示, 在考虑民间投资增速 *Pinv* 8 个季度的滞后变量后, *Epu* 对 *Sinv* 的偏效应显著为负。一旦控制住可能导致国有投资“被增长”的因素, 经济政策不确定性对国有投资的“促进效应”就消失了, 出现了比较明显的抑制效应。从表 4 给出的民间投资增速 *Pinv* 8 个季度的滞后变量系数估计值及其显著性水平看, 前期民间投资增速对国有投资增速的整体影响显著为负。

表 3 模型 3 表明, 在考虑国有投资增速 *Sinv* 8 个季度的滞后变量后, *Epu* 对 *Pinv* 的偏效应在 5% 的统计水平上显著为负。从表 4 给出的国有投资增速 *Sinv* 8 个季度的滞后变量系数估计值

及其显著性水平看,前期国有投资增速对民间投资增速的整体影响显著亦为负。这意味着,国有投资“被增长”后会对民间投资产生一定“挤出效应”,这很可能强化民间投资增速下滑的趋势。

表3 经济政策不确定性影响国有投资、民间投资的稳健性检验结果

	模型 1		模型 2	模型 3
	<i>Sinv</i>	<i>Pinv</i>	<i>Sinv</i>	<i>Pinv</i>
<i>Epu</i>	1.1110* (1.76)	0.0650 (1.07)	-0.1726* (-1.94)	-0.0312 (-0.35)
<i>Epu</i> × <i>Irr</i>	-1.1560* (-1.64)	-0.1371 (-1.11)	-0.0635 (0.39)	-0.3401** (-2.03)
<i>Irr</i>	-28.2517*** (-6.49)	-1.4847*** (-3.09)	1.6887 (1.55)	0.1302 (0.21)
<i>Sinv</i> ₋₁	-0.1560*** (-3.73)			
<i>Sinv</i> ₋₂	-0.00607* (-1.76)		<i>Pinv</i> ₋₃ , …, <i>Pinv</i> ₋₂₄ 的回归系数及 z 值见表 4	<i>Sinv</i> ₋₃ , …, <i>Sinv</i> ₋₂₄ 的回归系数及 z 值见表 4
<i>Pinv</i> ₋₁		0.4322*** (11.77)		
<i>Pinv</i> ₋₂		0.2076*** (5.88)		
<i>Meu</i> ₋₁	-760.6495 (-0.82)	-39.0194 (-0.52)	-338.8525*** (-4.48)	-38.8097 (-1.08)
<i>Efc</i> ₋₁	-0.2142** (-2.22)	0.0089 (1.22)	0.0493*** (4.25)	0.0014 (0.23)
<i>Sg</i> ₋₁	-1.6234*** (-4.20)	0.1330* (1.93)	0.0630 (0.50)	0.3021*** (4.16)
<i>Lia</i> ₋₁	-7.9248*** (-3.52)	-0.0143 (-0.05)	-1.1723* (-1.80)	1.3081*** (3.15)
<i>pg</i> ₋₁	-0.0037 (-0.12)	0.0001 (0.01)	-0.0233 (-1.62)	-0.0480*** (-3.41)
_cons	21.1053*** (6.01)	0.9139*** (2.75)	-0.1363 (-0.16)	-0.5829 (-1.11)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
Wald chi ² 值 (p-value)	90.17 (0.0000)	1443.31 (0.0000)	330.03 (0.0000)	1194.23 (0.0000)
观测值	690	690	360	360

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。各解释变量回归系数后括号内的数值为经过异方差调整后的 z 值。

基于表 3 中模型 2 和模型 3 的估计结果,可以认为,在控制了联立内生性以及部分遗漏变量的影响后,经济政策不确定性对国有投资和民间投资的抑制效应是显著的,并且存在明显的实物期权效应。当然,中国固定资产投资问题也有更复杂的一面。在本文中,这表现为近些年国有投资增速加快与民间投资增速放缓,只是同一个硬币的两面而已。因为,这两个表面上看似相反的现象,背后都受到经济政策不确定性这个关键因素的影响。具体传导机制是:(1)经济政策不确定性上升,会对民间投资和国有投资的增长产生抑制效应;(2)为使全社会固定资产投资不至于

过快失速,国有投资就会“被动增长”,并且民间投资增速下降越快,国有投资被动增长的速度就越高,于是,当民间投资增速迅速下滑时,国有投资的“被动增长”效应就会超过经济政策不确定性的抑制效应,国有投资因而出现逆势增长;(3)在其他条件不变的情况下,国有投资的挤出效应又使得民间投资增速进一步放缓。由此,国有投资和民间投资增长趋势出现持续背离。

表4 表3中模型2和模型3的相关控制变量之回归系数及z值

被解释变量	P_{inv-3}	P_{inv-6}	P_{inv-9}	P_{inv-12}	P_{inv-15}	P_{inv-18}	P_{inv-21}	P_{inv-24}
S_{inv}	0.1393*** (3.70)	0.0844** (2.30)	-0.0439 (-1.36)	-0.0268 (-0.84)	-0.1247*** (-4.34)	-0.2010*** (-7.48)	-0.0476** (-1.99)	0.0314 (1.35)
被解释变量	S_{inv-3}	S_{inv-6}	S_{inv-9}	S_{inv-12}	S_{inv-15}	S_{inv-18}	S_{inv-21}	S_{inv-24}
P_{inv}	-0.0404*** (-4.17)	-0.0138* (-1.87)	-0.0008 (-1.27)	0.0009 (1.34)	-0.0019*** (-2.87)	-0.0001 (-0.14)	0.0003 (0.63)	0.0005 (-1.15)

注:*** ** * 分别表示1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。各解释变量回归系数后括号内的数值为经过异方差调整后的z值。

三、纳入金融摩擦因素后的检验结果

1.金融摩擦放大经济政策不确定性对民间投资的抑制效应的机制分析

前述实物期权效应是在不考虑金融市场因素的基准模型中产生的,但投资活动与金融市场息息相关。因此,进一步的分析就需要考虑金融因素,以使理论和实证分析更加全面。理论上,由于投资主体无法分散经济政策不确定性带来的系统性风险,政策不确定性水平上升使风险溢价提高,从而导致借贷成本升高,最终会对投资产生负面影响。近些年来,多项研究表明,现实经济运行中普遍存在的金融摩擦会明显放大不确定性对投资的抑制效应(Christiano et al. 2010)。具体的影响机制主要是两个:一是金融加速器效应。当政策不确定性变大时,投资主体的违约概率提高,并且尾部风险会上升,这两个因素都会导致风险溢价提高,从而使借贷成本及贴现率上升。企业净值是借贷成本和贴现率的减函数,因此,根据Bernanke等(1999)阐述的金融加速器机制,此时,企业资产负债状况的恶化会抑制投资。金融加速器机制的一个重要特征是,企业净值变化对投资的影响在经济衰退阶段的影响比繁荣时期大,而Pastor & Veronesi(2012)的研究表明,在经济衰退期,政府会因为改变政策的成本更低而密集出台各类政策,从而使得政策不确定性变得更大。于是,在金融加速器的作用下,政策不确定性水平上升对投资的抑制效应变得更强烈了。二是债务—通缩效应。当政策不确定性水平上升时,由于贴现率的提高,企业的资产价格会降低,这会使得以这些资产为抵押的贷款变得“过度”了。此时,企业不得不将其现金流优先用于偿还债务,而非进行投资。在此过程中,价格水平尤其是工业生产者价格指数(PPI)会持续下降。价格水平不断降低,又会进一步削弱企业投资的动力(Christiano et al. 2010)。在行业层面,不可逆的投资一旦发生,企业就需要承担事后可能会发生的财务困境成本,并且,财务困境成本是投资不可逆程度的增函数(Kumar & Yerramilli 2018),因此,与“轻资产”行业相比,“重资产”行业投资与不确定性的负相关关系会受到金融摩擦的更大影响。

在实证研究文献中,Gilchrist等(2014)以1963年第4季度至2012年第3季度美国宏观经济的季度数据为基础,采用包含企业融资决策问题的动态随机一般均衡(DSGE)模型分析了不确定性对投资的影响。他们的研究表明,考虑金融摩擦因素后,2.5个标准差的不确定性冲击,会使投

资在随后的 5 个季度内最多降低 6%。这比不考虑金融摩擦因素的基准模型的分析结果高出近 4 倍。Bonciani & Bjoern(2016) 发现,将银行业引入动态随机一般均衡模型后,1 个标准差的不确定性冲击,就会使欧元区的投资在随后的 4 个季度里降低 0.5%。与不考虑银行业的基准模型分析结果相比,引入金融摩擦因素后,不确定性冲击对投资的负面影响最多会放大近 1 倍。

近年来,尽管中国金融部门市场化改革取得了一定进展,但整体而言,由于金融市场体系发展水平还不够高,间接融资仍然在社会融资体系中占据绝对主导地位。并且,存在金融中介传导机制不畅、多元化的长期投资产品不足和刚性兑付未破三大痼疾(钱军,2016)。这意味着,金融摩擦在中国是一个不可忽视的重要因素,它很可能会通过金融加速器效应和债务—通缩效应放大经济政策不确定性对投资的负面影响。事实上,在非市场因素导致中国信贷市场扭曲的情况下,国有企业通常能够以较低的非市场利率获得银行贷款,而民营企业则需要根据市场化利率获得贷款(杨熠等,2013)。中国信贷体系中的利率双轨制,会使民间投资成本在经济下行阶段以更快的速度提高。易恒、梁红(2016)比较民营企业贷款利率和公共部门贷款利率后发现,2013 年以来,中国民间投资贷款利率的“惩罚性溢价”始终高于 2%,并且在 2016 年第 2 季度急剧上升至 6%。中国民间投资借贷成本快速提高,会通过金融加速器效应,放大经济政策不确定性对民间投资的负面影响。此外,2013 年 3 月至 2016 年 8 月,中国工业生产者价格指数(PPI)连续 53 个月负增长。于是,至少在工业领域,债务—通缩效应很可能会放大经济政策不确定性对民间投资的抑制效应。考虑到工业投资占中国民间投资总额的比重超过 40%,因此,债务—通缩效应应该也会比较显著地强化经济政策不确定性与民间投资总量之间的负相关性。

2. 金融摩擦的放大效应的检验结果

为了验证金融摩擦会放大经济政策不确定性对民间投资的负面影响,并且此放大效应在投资不可逆程度越高的行业会变得更强这个理论推测,我们设定以下计量模型:

$$Pinv_{it} = \beta_0 + \beta_1 Epu_{it} + \beta_2 Ffri_{it} + \beta_3 Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} + \theta Z + \sigma_{it} \quad (3)$$

式(3)引入了一个新变量 $Ffri_{it}$,这是用于度量中国金融体系摩擦程度的指标。金融摩擦对经济政策不确定性的抑制效应产生放大作用的基础,是民营部门借贷成本比非民营部门更高。考虑到数据的可获得性,我们以温州民间借贷综合利率与中国 1 年期贷款基准利率(LPR)的差值为基础,用中心化处理后的数值来衡量金融摩擦程度。由于贷款基准利率数据最早只能回溯至 2013 年 10 月,于是,变量 $Ffri_{it}$ 的样本期为 2013 年 10 至 2016 年 12 月,观测值为 540 个,均值为 1.86×10^{-9} ,标准差为 0.008182,最小值和最大值分别是 -0.022294 和 0.007906。相应地,在运用模型(3)进行分析时,其他变量的样本期均缩短为 36 个月。温州民间借贷综合利率数据来源于中国人民银行温州市中心支行,贷款基准利率数据来源于全国银行间同业拆借中心。

表 5 的第 2 列报告了在上一节稳健性检验基础上引入金融摩擦变量后的迭代式 FGLS 估计结果,从中可以发现:经济政策不确定性指标 Epu 的回归系数为负,并且在 1% 的统计水平上显著;综合考虑 Epu 和 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的回归系数,经济政策不确定性对民间固定资产投资增速的影响仍然为负。在表 5 第 2 列报告的模型 1 的估计结果中,交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的回归系数均不显著。在理论上,金融摩擦变量 $Ffri$ 本身的回归系数是否显著,可能与是否选择了合理的度量指标有关;但交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的回归系数不显著,要么是在样本期内金融加速器效应和债务—通缩效应都不明显,要么是在这两种效应相互抵消的情况。由于在 PPI 持续下降阶段,金融加速器效应与债务—通缩效应的作用方向是一致的,即都是使经济政策不确定性的投资抑制效应更加显著。那么,两种效应相互抵消只会出现在 PPI 同比增长的阶段。

表 5 金融摩擦的放大效应检验结果

	被解释变量 $Pinv$		
	模型 1	模型 2	模型 3
$Pinv_{-1}$	0.1358 ^{***} (3.33)	0.00829 ^{**} (2.37)	0.1327 ^{***} (3.24)
$Pinv_{-2}$	0.2482 ^{***} (6.66)	-0.0261 (-0.94)	0.0764 ^{**} (2.20)
Epu	-0.1330 ^{***} (-7.22)	-0.1375 ^{***} (-15.72)	-0.0536 (-1.05)
$Epu \times Irr$			-0.1813 [*] (-1.77)
$Epu \times Irr \times Ffri$	0.3527 (0.27)	-4.7329 ^{***} (-3.10)	
$Ffri$	0.6058 (0.35)	8.5589 ^{***} (4.41)	
Meu_{-1}	-16.9622 (-0.48)	19.2830 (1.03)	55.8058 [*] (1.83)
Efc_{-1}	0.0220 ^{***} (3.85)	0.0220 ^{***} (7.76)	0.0227 ^{***} (4.80)
Sg_{-1}	0.0994 (1.41)	-0.1442 ^{***} (-3.39)	-0.2667 ^{***} (-4.69)
Lia_{-1}	-0.5467 (-1.09)	-2.4310 ^{***} (-7.82)	-1.6986 ^{***} (-4.44)
pg_{-1}	0.0159 ^{***} (2.43)	0.0359 ^{***} (4.82)	0.0434 ^{***} (4.82)
_cons	0.5861 [*] (1.67)	1.9306 ^{***} (8.86)	1.5145 ^{***} (5.49)
行业固定效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
Wald χ^2 值 (p-value)	907.57 (0.0000)	2944.93 (0.0000)	1710.52 (0.0000)
观测值	540	480	480

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。各解释变量回归系数后括号内的数值为经过异方差调整后的 z 值。

考虑到从 2016 年 9 月开始 PPI 结束了连续 53 个月同比增长为负的态势 我们剔除 15 个行业 2016 年 9-12 月的 60 个观察值后 同样采用迭代式 FGLS 对相同变量进行估计。第 3 列报告结果显示 Epu 的回归系数差异不大 显著性也相同;但交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的回归系数由正变负 并且在 1% 的统计水平上显著。也就是说 剔除 PPI 为正期间的样本后 金融摩擦变量对经济政策不确定性的投资抑制效应产生了统计上显著的放大效应。当然 我们很难说 剔除 PPI 为正期间的样本前后的估计结果不同 就一定说明了在中国情景下金融摩擦放大经济政策不确定性的投资抑制效应主要通过债务—通缩效应来实现。原因在于 在表 5 模型 2 的估计结果中 行业资产负债率变量 Lia 的回归系数为负 并且在 1% 的统计水平上显著。这其中就可能蕴含了一部分金融加速器效应 因为金融加速器效应是通过企业资产负债状况恶化来抑制投资的。

表 5 中模型 2 的估计结果表明 在考虑金融摩擦因素后 经济政策不确定性依然对民间投资

资产投资产生了显著的抑制效应,并且投资不可逆程度越高,这种抑制效应也越强。为判断金融摩擦是否放大了经济政策不确定性的投资抑制效应,我们同样以15个行业在2013年10月至2016年8月数据为基础,采用迭代FGLS估计剔除金融摩擦变量后的模型3。结果显示,尽管经济政策不确定性变量 Epu 对被解释变量民间固定资产投资增长率 $Pinv$ 的综合影响依然为负,但与模型2的估计结果相比较,在统计上显著的 Epu 对 $Pinv$ 的偏效应 $(-0.1813 \times Irr) > (-0.1375 - 4.7329 \times Irr \times Ffri)$ 。按 Irr 和 $Ffri$ 的均值计算,模型2中 Epu 对 $Pinv$ 的偏效应比模型3高出40%多。这表明,考虑金融摩擦后,经济政策不确定性对民间固定资产投资增速的负面影响变得更大,投资不可逆程度越高,金融摩擦的放大效应就越明显。即在更贴近现实的环境中,经济政策不确定性因素强化了国有投资与民间投资增长背离趋势。

表5中控制变量的回归系数的符号和显著性水平,与表2和表3的估计结果略有不同。表5中模型2和模型3引入金融摩擦变量之后,并把样本期限定在PPI为负的阶段,除宏观经济不确定性指标 Meu 之外,其余4个控制变量的回归系数在统计上都是显著的。其中,外部融资条件指标 Efc 和行业利润总额增速指标 Pg 的回归系数估计值为正,行业负债率指标 Lia 的系数估计值为负,这都符合理论预期。但行业销售增长率指标 Sg 的回归系数估计值为负,这与理论推断不一致,可能是因为样本期缩短至PPI持续下降阶段后,行业销售收入增长主要来自于数量的扩张,而非价格的提高。这表明,行业前期产能扩张已经使企业间进行价格竞争。在此条件下,行业内企业就会放缓固定资产投资步伐。另外,表5模型3的估计结果中,宏观经济不确定性指标 Meu 的回归系数在10%统计水平上显著为正。这与王义中、宋敏(2014)的研究结论不符。比较表5模型1与模型2及模型3中 Meu 回归系数符号的差别,可以推测,样本期缩短是模型2和模型3中 Meu 回归系数符号与理论预期相反的直接原因。背后的机制可能是,在PPI持续下降阶段,宏观经济不确定性下降使民间投资主体认为当前的困局会持续,从而放缓投资步伐。

3. 金融摩擦因素的门槛效应分析

在前文中,我们根据现有相关理论及实证研究结果推断,金融摩擦本身会对民间固定资产投资增速形成负面效应。但表5报告的模型1和模型2的估计结果都显示,金融摩擦变量 $Ffri$ 及其交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 对民间投资增速 $Pinv$ 的偏效应均为正。这与理论推断结论不符。导致这种不符合理论预期的估计结果出现的一种可能,是金融摩擦在其不同取值区间对民间投资增速的作用方向并不一致。为了验证金融摩擦与民间投资增速之间的非线性效应是否存在,我们以金融摩擦变量及其交叉项作为门限变量,设定以下门限面板回归模型:

$$Pinv_{it} = a_0 + a_1Epu_{it} + a_2Ffri_{it} \times I(Ffri_{it} \leq \rho) + a_3Ffri_{it} \times I(Ffri_{it} > \rho) + a_4Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} \times I(Ffri_{it} \leq \rho) + a_5Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} \times I(Ffri_{it} > \rho) + AZ + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Pinv_{it} = b_0 + b_1Epu_{it} + b_2Ffri_{it} + b_3Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} \times I(Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} \leq \vartheta) + b_4Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} \times I(Epu_{it} \times Irr_{it} \times Ffri_{it} > \vartheta) + BZ + \mu_{it} \quad (5)$$

在式(4)和式(5)中, $I(\cdot)$ 是一个示性函数, ρ 、 ϑ 分别是金融摩擦变量 $Ffri$ 和交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的门限值。显然,如果式(4)的估计结果显示, $a_2 = a_3$ 、 $a_4 = a_5$,则金融摩擦变量 $Ffri$ 不存在门限效应;若式(5)的估计结果表明, $b_3 = b_4$,则交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 不存在门限效应。反之,就存在门限效应。

进行门限回归之前,需要对基于面板数据的门限回归模型形式进行检验,以确定两个门限变量各自的门限值。根据门限效应检验结果,我们把两个门限变量的取值都分为2个区间:金融摩擦变量的区间1是 $(Ffri \leq 0.0027)$,区间2是 $(0.0027 < Ffri)$;交叉项的区间1是 $(Epu \times Irr \times Ffri \leq 0.0060)$,区间2是 $(0.0060 < Epu \times Irr \times Ffri)$ 。

表 6 给出了在金融摩擦变量 $Ffri$ 及其交叉项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 不同门限区间内的门限回归结果。以金融摩擦 $Ffri$ 为门限变量的计量模型(4)的估计结果显示,当 $Ffri \leq 0.0027$ 时,金融摩擦 $Ffri$ 对 $Pinv$ 的偏效应为正,但在统计上并不显著。这表明,当金融摩擦程度较低时,一方面它本身不会对民间固定资产投资增速产生显著的影响,另一方面,它与经济政策不确定性和投资不可逆程度的交互效应,也不会对民间投资增速形成抑制。不过,当 $0.0027 < Ffri$ 时,金融摩擦变量的回归系数为负、交叉项的回归系数为正,并且都在 1% 的统计水平上显著。整体看, $Ffri$ 对 $Pinv$ 的偏效应 $(-53.805 + 44.9131 \times Epu \times Irr)$ 为负。这就意味着,在金融摩擦程度较高时,它会对民间固定资产投资增速形成显著的抑制效应。对比表 6 模型(4)下的两组估计结果,可以发现,在门限值上下金融摩擦变量对民间投资增速产生了不同的效应。这背后的逻辑是清晰的:当金融摩擦程度较低时,民间投资主体面临较为平等的融资环境,其投融资成本与其他类型的投资主体相比不会明显偏高,这时他们在做投资决策时很可能就不会考虑金融摩擦这个因素了;但是,当金融摩擦程度较高时,民间投资主体面临更加不平等的融资环境,他们的投融资成本显著高于其他类型投资主体,这自然就会成为影响其投资决策的重要变量。

表 6 门限回归结果

	被解释变量 $Pinv$			
	计量模型(4) ($Ffri$ 为门限变量)		计量模型(5) ($Epu \times Irr \times Ffri$ 为门限变量)	
	$Ffri \leq 0.0027$	$0.0027 < Ffri$	$Epu \times Irr \times Ffri \leq 0.0060$	$0.0060 < Epu \times Irr \times Ffri$
Epu	-0.1434 (-1.06)	-0.1538 (-1.22)	-0.1120** (-2.02)	-0.3339 (-0.0626)
$Epu \times Irr \times Ffri$	-1.2453 (-0.23)	44.9131*** (3.83)	4.9509 (0.91)	17.2161 (0.858)
$Ffri$	2.3389 (0.27)	-53.8050*** (-3.35)	-3.5981 (-0.57)	-93.5646*** (-2.820)
Meu_{-1}	18.8572 (0.06)	254.1314 (1.39)	-20.8679 (-0.19)	972.1516*** (2.453)
Efc_{-1}	-0.0021 (-0.09)	0.0120 (0.27)	-0.0120 (-0.70)	-0.1287 (-1.191)
Sg_{-1}	0.0528 (0.28)	0.3066 (1.01)	0.1044 (0.68)	0.8475 (1.477)
Lia_{-1}	-0.5075** (-2.10)	-1.7739*** (-3.80)	-0.8551*** (-3.86)	-2.0091*** (-2.855)
pg_{-1}	0.0418*** (3.08)	-0.0505 (-1.53)	0.4395*** (31.62)	-0.0520** (-2.374)
_cons	0.6304** (2.01)	1.6550*** (3.68)	0.8327*** (4.54)	2.5785** (2.024)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
异质性检验	p=0.0034		p=0.0021	
观测值	480			

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。各解释变量回归系数后括号内的数值为 t 检验值。

表 6 中计量模型(5)以金融摩擦与经济政策不确定性和投资不可逆程度的交叉项

$Epu \times Irr \times Ffri$ 为门限变量,其两组回归结果显示:当 $Epu \times Irr \times Ffri \leq 0.0060$ 时,金融摩擦变量本身,以及交互项对民间投资增速均无显著影响;当 $0.0060 < Epu \times Irr \times Ffri$ 时,尽管交互项并没有对民间投资增速产生显著影响,但金融摩擦变量本身对被解释变量具有明显的负面效应,并且 $Ffri$ 对 $Pinw$ 的偏效应 ($-53.805 + 44.9131 \times Epu \times Irr$) 为负。我们注意到,当 $Epu \times Irr \times Ffri \leq 0.0060$ 时,经济政策不确定性变量 Epu 的回归系数为负,并在 5% 的统计水平上显著;不过,当 $0.0060 < Epu \times Irr \times Ffri$ 时, Epu 的回归系数并不显著。由此可以判断,当交互项 $Epu \times Irr \times Ffri$ 的值提高时,不管是由 Epu 上升引起,还是由 $Ffri$ 增加导致,其对民间固定资产投资增速的抑制效应,基本上是通过金融摩擦机制来实现的。这在一定程度上说明,构建更加有效的金融体系,对于扭转民间固定资产投资增速持续回落态势,进而缓解国有投资和民间投资增长背离趋势的重要性。

四、结论与政策建议

本文在考察国有投资和民间投资增长趋势背离的形成机制的基础上,利用 15 个工业行业 2012 年 3 月至 2016 年 12 月的面板数据进行实证分析,得到了以下结论:第一,国有投资增速提升与民间投资增速放缓,这两个表面看起来相互背离的趋势背后,是经济政策不确定性对民间投资增长形成显著抑制效应。投资不可逆程度越高的行业,经济政策不确定性对民间投资增长的负面影响越大。第二,在中国金融体系资源配置方式尚未完全市场化的背景下,信贷体系中利率双轨制等摩擦性因素,显著放大了经济政策不确定性对民间投资增长的抑制效应,进而对国有投资和民间投资增长背离产生更强驱动作用。在经济政策不确定性上升期间,若金融摩擦程度同步提高,则民间投资增速降幅更大,国有投资“被增长”幅度更大,两者背离趋势更加明显。第三,金融摩擦对经济政策不确定性的投资抑制效应的放大作用存在门限效应。当金融摩擦程度较低时,它不会显著地放大经济政策不确定性的民间投资抑制效应;当金融摩擦程度较高时,它会显著地加剧经济政策不确定性对民间投资的负面影响,从而进一步强化国有投资与民间投资增长背离趋势。这在一定程度上表明,深化金融体系市场化改革减少金融摩擦,在提高金融资源配置效率之外,还会部分“对冲”经济政策不确定性对民间投资的负面影响,进而使国有投资与民间投资增长背离趋势放缓,从而形成更大的“改革红利”。这些经验证据,对于扭转中国国有投资与民间投资增长持续背离态势,促进资源流向更有效率的部门,具有重要的政策含义。结合中国实体经济发展大环境和本文研究结论,我们就促进国有投资和民间投资平衡、稳定增长,提出以下针对性政策建议:一是强化统筹协调,尽可能增强不同类别经济政策之间的协调性,以减轻经济政策不确定性对民间投资的负面影响。二是高度重视金融摩擦的放大效应,以深入推进利率市场化改革为抓手,构建有利于民间投资增速企稳回升的金融环境。三是加强分类指导,根据投资不可逆程度和民间投资增速下降幅度的高低对不同行业进行分类,做到定向施策、精准发力。

参考文献:

- 李凤羽、杨墨竹 2015:《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定性指数的实证研究》,《金融研究》第 4 期。
- 钱军 2016:《中国金融改革的市场化进程前瞻》,《人民论坛·学术前沿》第 11 期。
- 董盼、陆正飞 2005:《负债融资、负债来源与企业投资行为》,《经济研究》第 5 期。
- 王义中、宋敏 2014:《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》第 2 期。

- 杨熠、林仁文、金洪飞 2013 《信贷市场扭曲与中国货币政策的有效性——引入非市场化因素的随机动态一般均衡》，《金融研究》第 9 期。
- 易峴、梁红 2016 《民间投资借贷成本有多高？》中国国际金融股份有限公司宏观经济研究报告 7 月 21 日。
- 俞乔、陈剑波、杨江、张玮 2002 《非国有企业投资行为研究》，《经济学(季刊)》第 2 期。
- Baker, S. R., N. Bloom & S.J. Davis, 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp.1593–1636.
- Bernanke, B.S., 1983, “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment,” *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), pp. 85–106.
- Bernanke, B. S., M. Gertler & S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” Taylor, J. B. & M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, 1, pp.1341–1393.
- Bloom, N., S. Bond & J. Van Reenen, 2007, “Uncertainty and Investment Dynamics,” *Review of Economic Studies*, 74(2), pp.391–415.
- Bonciani, D. & B. van Roye, 2016, “Uncertainty Shocks, Banking Frictions and Economic Activity,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 73(C), pp.200–219.
- Campello, M., J. R. Graham & C. R. Harvey, 2010, “The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis,” *Journal of Financial Economics*, 97(3), pp.470–487.
- Christiano, L. J., R. Motto & R. Massimo, 2010, “Financial Factors in Economic Fluctuations,” ECB Working Paper, No.1192.
- Fernández-Villaverde, J., P. Guerrón-Quintana, K. Kuester & J. Rubio-Ramírez, 2015, “Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity,” *American Economic Review*, 105(11), pp.3352–3384.
- Driver, C., K. Imai, P. Temple & G. Urga, 2004, “The Effect of Uncertainty on UK Investment Authorization: Homogenous vs. Heterogeneous Estimators,” *Empirical Economics*, 29(1), pp.115–129.
- Farinas, J. C. & S. Ruano, 2005, “Firm Productivity, Heterogeneity, Sunk Costs and Market Selection,” *International Journal of Industrial Organization*, 23(7), pp.505–534.
- Hubbard, R. G., 1998, “Capital Market Imperfections and Investment,” *Journal of Economic Literature*, 36(1), pp.193–225.
- Gilchrist, S., J. W. Sim & E. Zakrajsek, 2014, “Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics,” NBER Working Papers, No. 20038.
- Gulen, H. & M. Ion, 2016, “Policy Uncertainty and Corporate Investment,” *Review of Financial Studies*, 29(3), pp.523–564.
- Hsieh, Chang-Fai & P.J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India,” *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), pp.1403–1448.
- Inci, A. C., B. Lee & J. Shu, 2009, “Capital Investment and Earnings: International Evidence,” *Corporate Governance: An International Review*, 17(5), pp.526–545.
- Kim, H. & H. Kung, 2017, “The Asset Redeployability Channel: How Uncertainty Affects Corporate Investment,” *Review of Financial Studies*, 30(1), pp.245–280.
- Kumar, P. & V. Yerramilli, 2018, “Optimal Capital Structure and Investment with Real Options and Endogenous Debt Costs,” *Review of Financial Studies*, forthcoming.
- Pastor, L. & P. Veronesi, 2012, “Uncertainty about Government Policy and Stock Prices,” *Journal of Finance*, 67(4), pp.1219–1264.
- Wang, Y.Z., C.R. Chen & Y.S. Huang, 2014, “Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 26(3), pp.227–243.

(责任编辑 江静)

Abstracts

Where the Proletariat From and To: A Retrospective Narration from Marx to Cicero

GUO Tai-hui

In the process of Western civilization, the proletariat, originally symbolizing poverty and degeneration, is never taken as progressive force until in the times of Marx', and this is a pioneering idea for human emancipation. From Cicero to Marx, the historical role of the proletariat goes through three stages: Ranging from the Ancient Roman to early modern times, the proletariat stands for the lowest status, sorted out according to their property, and stigmatized by the mainstream society; During the period from the French Revolution to the early 19th century, a part of the proletariat is conscious of fighting for their equal rights, restricted within the capitalist political emancipation; And, from Marx' age and on, the proletariat comes into a powerful being for revolution and progress, not only figuring out a way of self-emancipation, but taking over the historical responsibility for human liberation. Marx' s thought of the proletariat provides not only a theoretical weapon for criticizing the capitalism but also a new idea for transcending the Western civilization.

Economic Policy Uncertainty and Growth Divergence between State-owned Investment and Private Investment in China

LI Peng-fei

By conducting panel estimations, we find that economic policy uncertainty (EPU) has a significant negative effect on the growth of private investment (PI) in China. It is an important factor leading to the growth divergence between state-owned investment (SI) and PI in this country. The negative effect of EPU on PI has multi-dimensional features, including direct real option effect, and financial accelerator effect and Fisher deflation effect, due to financial friction. Panel threshold model estimation shows that the exacerbating effect of financial friction has some non-linear characters. At a lower level of financial friction, there is no significant exacerbating effect of financial friction on the negative effect of EPU, because the agents of PI are in the face of a more equitable financing environment. When financial friction exceeds the threshold, it will aggravate further the negative effect of EPU on PI, because the financing costs of PI are higher than non-private investment.