

政治关联、融资约束与企业投资

—基于中国民营上市公司的证据

Political Connection, Financial Constraint and Corporate Investment:

Evidence from Chinese Private Listed Firms

王征 唐涯

（王征，北京大学光华管理学院，wangzheng1026@pku.edu.cn；唐涯，北京大学光华管理学院。唐涯感谢自然科学基金（课题号#71472006）的资金支持）

摘要： 企业获取政治关联的利弊得失一直是学术界和实业界关心的命题。在政府对于银行体系有显著控制力的制度环境中，政治关联可能帮助企业缓解融资约束，但同时需要企业消耗资源去维护这种关系。本文利用我国民营上市公司2007—2012年的数据研究了政治关联与企业投资行为的关系。我们发现，控制其他因素后，在面临融资约束较小（如企业所在地金融服务指数较高、企业为集团公司等）的情况下，有政治关联（以主要高管担任或曾担任人大代表、政协委员衡量）的民营企业投资支出趋于减少。这一现象可能是因为维护政治关联会消耗企业资源或分散企业家的精力。投资的减少进而使相关企业的总资产收益率下降。这启示我们关注政治关联对企业投资效率可能造成的负面影响。

关键词： 政治关联 融资约束 投资效率

一、 引言

企业获取政治关联的现象在全球范围内广泛存在。政治关联的建立有助于企业获得债权融资、降低税负及增强市场势力 (Faccio, 2006)。因此, 政治关联对于企业的融资、投资等行为都可能产生重要影响 (Leuz 等, 2006; Bertrand 等, 2006)。在我国, 政府对重要的经济资源 (如资金、土地和产业政策) 的支配力和影响力很大, 且政府官员拥有较大的自由裁量权 (周黎安, 2007), 建立政治关联对于企业的意义更加明显。

在政府对银行体系有着显著控制力的制度环境下, 具有政治关联的企业更容易获得银行贷款 (Khwaja 和 Mian, 2005; Wiwattanakantang 等, 2006)。我国的银行体系正是由政府主导, 由于民营企业不像国有企业一样具有天然的政治关联, 建立政治关联对于民营企业获得信贷资源、缓解融资约束有着较为积极的作用 (白重恩等, 2005; Li 等, 2008)。由于金融市场存在摩擦, 企业外部资本和内部资本无法完全替代, 投资与融资决策并不独立 (Fazzari 等, 1988)。因此, 政治关联会通过改变企业的融资约束, 影响企业的投资行为。

近年来, 学者对于政治关联对企业投资的影响给予了较多关注。Bertrand 等 (2006) 运用法国的数据分析了政治关联对企业投资的影响。杜兴强等 (2011) 分析了我国国有企业的政治关联对于企业投资的影响, 发现高管具有政治关联的国有上市公司更倾向于过度投资。而关于民营企业的政治关联是否使企业增加投资支出, 现有的文献结论并不一致 (如 Chen 等, 2011; 蔡卫星等, 2011)。事实上, 政治关联影响国有企业和民营企业投资的渠道可能并不相同。国有企业因其所有制性质和高管的准官员属性, 更有可能通过增加投资支出来满足政府拉动经济增长的需要。而民营企业建立政治关联不一定意味着就要服从政府对其投资的干预, 融入体制内甚至还有可能成为一种保护机制, 使企业经营更少受到行政干扰。因此, 采用较新数据进一步探讨政治关联对民营企业投资行为的影响很有必要。

本文以我国的民营上市公司为样本, 研究了民营企业高管的政治关联对于企业投资支出和投资效率的影响。政治关联以企业主要高管 (董事长或总经理) 是否担任 (或曾经担任) 人大代表或政协委员衡量研究发现, 在控制其他影响投资的主要因素后, 政治关联平均使企业投资相对于企业总资产减少 2% 以上。因为政治关联可能通过改变企业融资约束影响企业投资行为, 我们按照企业所在地金融环境、是否集团公司、所有权性质、上市年限区分企业融资约束的程度, 发现政治关联减少企业投资支出的效应仅对融资约束较小的企业显著。

此外, 现有文献一般认为, 减少超额投资 (企业投资高于类似企业的平均水平称为超额投资) 会提高企业价值, 因为高于平均水平的投资很可能意味着企业投资了损害股东价值的项目 (如 D'Mello 等, 2010; 杜兴强等, 2011)。与此相反, 我们发现, 政治关联导致的民

营企业投资支出的减少进而会降低企业的总资产收益率和利润率，即对企业绩效有负面影响。原因可能是维护政治关联消耗了企业的资金等资源或分散了企业家的精力，使民营企业（主要是融资约束较小的企业）错过一些净现值为正的投资。这一点应该是中国独特的，而这种现象应与中国较高的投资回报率有关。事实上，最近的研究表明，中国资本的实际收益率在 2004—2012 年间尽管逐渐降低，但始终保持在 10%—20% 之间^①。

相反，对于融资约束较大的企业，政治关联却不会减低企业的投资，并对企业投资回报率产生负面影响。这可能是由于政治关联通过缓解这些企业的融资约束允许企业增加投资，抵消了上述负面效应。

本文的创新之处主要体现在两个方面。一是以对民营企业有显著影响的融资约束为切入视角，验证了政治关联对民营企业（特别是融资约束较小的企业）投资的抑制作用。由于本文的数据区间较新（2007—2012 年），政治关联的判定较为准确^②，得出的结论可以认为在一定程度上解决了现有文献关于政治关联如何影响民营企业投资的分歧。二是证明政治关联带来的企业投资减少降低了企业的资产收益率和利润率，支持了杜兴强等（2011）在对国有企业的研究中得出的政治关联降低企业投资效率的结论，尽管作用机制恰好相反（政治关联导致国企过度投资并对公司价值产生不利影响）。

整体上来说，我们的实证研究显示，对于民营企业来说，获取政治关联是一把双刃剑：一方面，在政府主导的银行体系下，政治关联能帮助企业缓解融资约束；另一方面，获取政治资源需要占用企业的资金和人力资源，从而减少企业的投资额。这两者同时作用于企业的投资行为，作用力取决于企业自身获取信贷的能力。在中国投资回报率长期高于 10% 的情况下，投资减少则意味着投资回报的减少和投资利润率的降低。

本文其余部分安排如下：第二部分回顾相关文献并提出研究假设；第三部分介绍数据样本、研究方法和变量；第四部分是实证分析的结果和解释；第五部分得出结论。

二、 文献回顾与研究假设

（一）政治关联与投资支出

1. 研究现状及存在的分歧

Bertrand 等（2006）较早研究了政治关联与企业投资支出的关系，通过比较法国市政选举期间具有政治关联企业行为，发现由具有政治关联的总裁经营的企业在选举年会扩大投资，在政治竞争激烈的区域尤为明显，这可能是企业帮助关联的官员再次当选的举措。国内文献方面，杜兴强等（2011）发现，高管政治关联的存在显著增加了国企过度投资的概率，

因为有政治关联企业更可能受到政府出于经济增长等目标对企业的干预,政治关联带来的融资便利也可能加剧过度投资。蔡卫星等(2011)则研究了我国民营上市公司高管政治关联对企业投资行为的影响,发现高管拥有政治关联较多的企业投资支出更多,投资行为更为激进。作者认为,政治关联可能通过提高企业融资便利性、拓展投资空间以及陷入财务困境时的政府救助等渠道导致企业增加投资支出。但该文章研究区间仅限于2007—2008年,计量方法也与杜兴强等(2011)有明显区别^⑧,结论是否具有普遍性还需要进一步考察。

关于政治关联是否导致民营企业增加投资支出,已有学者发现了不同的规律。Chen等(2011)对我国2001—2004年间的上市企业的研究发现,以企业家曾经或正在担任政府官员为标志的政治关联显著增加了国有企业的投资,但对非国有企业投资则无显著影响。黄新建、唐良霞(2012)对2006—2010年我国上市公司的研究发现,民营企业以企业家担任人大代表、政协委员为标志的政治关联在一定程度上抑制了企业的过度投资。程安琪、耿强(2013)对2008—2011年A股上市公司的研究发现,高管和董事会的政治关联对于国有企业样本加剧了过度投资,而对于民营企业样本则没有显著影响。如本文引言部分分析的那样,政治关联影响国有企业和民营企业投资的渠道不尽相同。事实上,Xu等(2013)发现,中国的家族企业的问题更多是投资不足而非过度投资。因此,有必要对政治关联与我国民营企业投资支出的关系作进一步研究。

2. 分类分析:可能的解决思路

关于政治关联对民营企业投资支出的影响,数据区间、政治关联变量的定义、计量方法等的不同都可能是导致结论不同的原因。事实上,对于情况不同的企业,政治关联对其的影响可能也不尽相同,因此分类分析可能有助于我们得到更为可靠的结论,同时还可以间接地帮助我们检验政治关联影响企业投资的渠道。

蔡卫星等(2011)就在政治关联与企业投资关系的研究中采取了分类分析的方法。作者以上市公司所属地区的GDP增长率的中位数为基准,将全部样本划分为高GDP增长率和低GDP增长率两个子样本,发现有政治关联公司与无政治关联公司在投资支出上的差异仅对低GDP增长率样本比较显著。这可能是因为经济增长状况良好时,地方政府通过干预企业投资行为拉动GDP的动机较弱。也就是说,当政府干预企业投资的可能性不同时,政治关联对企业投资的影响也不尽相同。

融资约束是我国民营企业发展面临的重要约束。研究表明,一个地区的金融发展水平越低,该地区内的民营企业越容易与政府形成政治关系(罗党论等,2008)。这说明,缓解融资约束是我国民营企业经营者建立政治关联的重要动机之一。不少学者已经证明了政治关

联对于缓解融资约束的作用。例如，白重恩等（2005）利用全国工商联调查数据所做的研究表明，政治关联有助于民营企业获得银行贷款。余明桂和潘红波（2008）发现，有政治关联的民营上市公司能够获得更多的银行贷款和更长的贷款期限，负债率相对较高。罗党论、甄丽明（2008）则以投资—现金流敏感度衡量企业的融资约束程度，同样验证了政治关联有助于企业缓解融资约束。在金融市场存在摩擦的现实情况下，融资约束对企业投资有重要影响，如 Cull 和 Xu（2004）的研究显示，银行贷款的可获得性直接影响着中国民营企业的再投资比例。Xu 等（2013）则发现，政治关联降低了民营企业的投资对于现金流的敏感性，对于那些融资约束较大的企业尤其如此。

按照分类分析的思路，当企业融资约束程度不同时，政治关联对企业投资的影响程度也将不同。这是因为，如果企业面临的融资约束较小，政治关联的建立对缓解融资约束的作用可能并不明显，导致企业增加投资的效应也将较弱。我们就此提出假设 1。

假设 1：政治关联对于企业投资支出的影响随企业融资约束的程度不同而不同，增加企业投资的效应对融资约束较小的企业较弱。

（二）政治关联与投资效率

衡量企业投资的最终标准是企业投资效率。投资效率有多种可能的度量指标，我们可以通过研究政治关联对这些指标的影响，判断政治关联对企业的投资效率产生何种影响。如果可以确定企业的最优投资规模，是否过度投资可以看作企业投资效率的一种衡量，如前文提及的杜兴强等（2011）、Chen 等（2011）。另一种思路是考察投资支出对投资机会的敏感性，即投资是否合理。如 Chen 等（2011）以我国 2001—2004 年间的上市企业为样本，发现有高管有政府背景的国有企业，投资支出对投资机会较不敏感，作者因此认为政府干预降低了国有企业的投资效率。不过，作者在非国有企业中未发现相似规律。还可以考察投资对公司价值、资产收益率或资本收益率的影响，即投资是否导致企业的良好绩效。如杜兴强等（2011）发现，国有上市公司的过度投资降低了公司价值，这说明政治关联对公司的投资效率具有不利影响。

上述研究利用托宾 Q 值衡量投资机会或公司价值，但由于我国资本市场还不够成熟，托宾 Q 值可能无法很好地反映公司基本面（姜付秀等，2009）。同时，本文研究的样本区间（2007—2012 年）中，中国股市经历了大起大落，也可能不利于基于 Q 值的分析。为此，本文中采用资产收益率（ROA）作为衡量企业投资效率的关键变量。关于企业资产收益率的研究主要控制的变量一般为公司规模、杠杆率，在此基础上加上作者关注的变量，如 Hutton 等（2013）。本文对企业资产收益率的研究也按此方法进行。

按照前面的分析，企业融资约束越大，政治关联越有可能帮助其缓解融资约束，避免投资不足给企业投资带来的效率损失。因此我们提出假设 2。

假设 2：政治关联对于企业投资效率的影响随企业融资约束的程度不同而不同，对于融资约束较小的企业投资效率的正面影响较弱。

三、 研究数据、样本及变量构造

（一）研究样本与数据来源

本文选取 2007—2012 年我国 A 股市场的上市民营企业作为研究对象。对民营企业的认定依据国泰安民营企业数据库，该数据库对民营企业的定义为实际控制人非国有且非外资的企业。样本选择方面，我们剔除 ST、*ST 类公司及其特别处理之前两年样本（这些公司的投资行为可能异于正常企业），剔除金融类上市公司（这些公司的财务特征变量与其他公司存在较大差异），同时要求样本中的公司至少有三年完整的财务数据（某些变量，如滞后一期的销售收入增长率计算要求至少三年的数据）。经过以上筛选步骤，我们最后用于研究的样本共包括 561 家民营上市公司，2665 个观测值，形成了一个非平衡面板数据样本。上市民营企业的财务报表、高管、股东等信息来自国泰安数据库，高管的政治关联的数据通过公司年报和网络搜索引擎手工搜集，所在地金融环境指标来自王小鲁等（2013）的《中国分省企业经营环境指数报告》。

（二） 主要变量构造

1. 政治关联

现有关于政治关联的文献中，主流的方法是以企业高管的政治关联衡量企业本身的政治关联，如 Faccio（2006）将高管或大股东是否为议会成员或政府官员、是否与政府高官或政党有密切关系作为企业是否具有政治关联的判断标准。结合我国国情，企业的政治关联一般通过企业高管担任或曾担任人大代表、政协委员或者政府官员来认定，这里的高管主要指关键高管（董事长和总经理），因为这两个职务一般对企业的决策有着最为显著的影响（余明桂等，2008；杜兴强等，2011）。参考相关文献，在本文中，民营企业是否具有政治关联，由该企业关键高管（董事长和总经理）是否正在担任（或曾经担任）人大代表、政协委员来判断。不同于此前一些文献，我们未将高管的政府任职经历认定为政治关联，因为代表委员类政治关联和政府官员类政治关联可能有不同的经济后果（如杜兴强等，2009）。此外，不同于存在官员下海潮的上世纪 90 年代，在我们的样本期间民营上市公司高管中具有政府官员背景的比例并不大（在本文公司-年度观测值中仅占 15.6%），回归结果表明政治官员类政

治关联对企业投资的影响并不显著^④。

我们获取政治关联变量的具体做法是，首先根据公司年报中披露的董事长和总经理简历进行初步判断，进而与百度和谷歌的搜索结果相互印证，得出最终结论。我们发现，不少人大代表、政协委员经历并未在简历中涉及，因此我们的数据较直接由高管简历资料整理出的数据更加全面、可靠。如果民营企业当年在任的董事长或总经理正在担任（或担任过）人大代表或者政协委员，则政治关联（POLITICAL）虚拟变量取 1，否则取 0。董事长或总经理当年有调整时，以在任上时间较长者为准。一些文献对不同级别的人大代表或政协委员赋予不同的值，但事实上，因企业具体情况的不同，企业家担任县级人大代表未必比其担任省级人大代表对公司投资的影响更小。因此，本文对不同级别的人大代表或者政协委员不作区分。本文的 2665 个公司一年度观测中拥有政治关联的有 1268 个，占比约 47.6%，几乎占据了样本公司的一半。分年度看，在各年份具有政治关联的企业比例在 45.9%—49.3%之间，2008 年具有政治关联的企业比例最高，随后的年份中这一比例又略有下降（如表 1）。

表 1 各年度具有政治关联的民营上市公司数量及比例

年度	2007	2008	2009	2010	2011	2012
公司数目	281	355	461	479	545	544
具有政治关联数目	129	175	223	231	256	254
具有政治关联比例	45.9%	49.3%	48.4%	48.2%	47.0%	46.7%

2. 超额投资

超额投资为企业实际投资额减去利用企业相关财务指标拟合出的投资额后得到的残差，可以理解为企业投资的“异常”部分。这种对企业投资进行分解的方法来自 Richardson (2006)。该文章首先根据企业的财报数据计算企业每年的新增投资额，然后添加资产规模等控制变量构建计量模型，估计每年企业的期望新增投资额，并将实际投资额与期望投资额之间的差额作为企业过度投资的衡量。公式为：

$$I_{TOTAL,t} = I_{MAINTENANCE,t} + I_{NEW,t} = I_{MAINTENANCE,t} + I_{NEW,t}^* + I_{NEW,t}^\epsilon$$

其中， $I_{TOTAL,t}$ 为总投资，可以分解为维持性投资（ $I_{MAINTENANCE,t}$ ）和新增投资（ $I_{NEW,t}$ ）两部分，维持性投资即折旧、摊销，是维持机器、设备及其他经营性资产正常运营的必要投资的估计。新增投资可以进一步分解为模型拟合出的期望投资（ $I_{NEW,t}^*$ ）和超额投资（ $I_{NEW,t}^\epsilon$ ）两部分。

由于企业投资支出可能受到企业规模、杠杆率、现金充裕程度等的影响，控制这些因素后研究政治关联对投资支出的影响更有意义。因此，超额投资是本文关注的主要变量。国内关于过度投资的文献也多参照该方法构建过度投资变量，如姜付秀等（2009）、杜兴强等（2011）。

需要指出的是，不同于其他一些文献，我们将 $I_{NEW,t}^\varepsilon$ 称为超额投资而非过度投资，这是因为在公司金融理论中，过度投资指企业将资金投资于净现值为负的项目（Jensen, 1986）。

$I_{NEW,t}^\varepsilon$ 作为企业投资的异常部分，只有在证据支持其损害公司价值时，我们才能放心地称之为过度投资。杜兴强等（2011）发现，计算出的 $I_{NEW,t}^\varepsilon$ 降低了国有上市公司的公司价值。但是对民营企业尚无相关证据，异常投资为正不一定会对公司价值产生负面影响，而可能意味着企业融资约束较小，能够更多地投资于净现值为正的项目。因此我们采取相对中性的“超额投资”说法。

参考 Richardson（2006）、姜付秀等（2009）及其他相关文献，我们选取上期新增投资、资产负债率、公司规模、上市年限、资产收益率、现金比率、公司的投资机会（以上年销售收入增长率衡量）及行业和年度作为控制变量，用下式估计企业的期望新增投资：

$$I_{i,t}^{new} = \beta_0 + \beta_1 I_{i,t-1}^{new} + \beta_2 LEV_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 AGE_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t-1} + \beta_6 CASHR_{i,t-1} + \beta_7 GRO_{i,t-1} + IND_i + YEAR_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中，新增投资 I_t^{new} 为当年总投资减去维持性投资（用期初公司资产规模平减）。总投资为当年企业购买固定资产、无形资产所支付的现金加上当年购买子公司（并购）所支付的现金，减去企业当年出售固定资产、无形资产的现金，再减去企业当年出售子公司（拆分）收回的现金，维持性投资为当年的折旧、摊销总额。上式中各变量的定义及计算公式如表 2 所示：

表 2 期望新增投资模型变量汇总

变量	定义	含义或计算公式
I_t^{new}	新增投资	当年新增投资/期初总资产
I_{t-1}^{new}	上期新增投资	上年新增投资/上年期初总资产
LEV_{t-1}	资产负债率（期初）	期初总资产/期初总负债
$SIZE_{t-1}$	公司规模（期初）	期初总资产的对数
AGE_t	上市年限	当年上市年限
ROA_{t-1}	资产收益率（上年）	上一年总资产回报率
$CASHR_{t-1}$	现金比率	期初现金类资产/期初总资产
GRO_{t-1}	销售收入增长率	(上年销售收入-上上年度销售收入)/上上年度销售收入

IND _i	行业虚拟变量	
YEAR _t	年度虚拟变量	

上述模型的残差 $I_{i,t}^{\varepsilon} = I_{i,t}^{NEW} - \hat{I}_{i,t}^{NEW}$ 即为公司超额投资的衡量。限于篇幅，我们不再报告该方程的具体回归结果，下文中将直接使用该超额投资变量进行进一步的分析。

3. 企业绩效

我们以总资产收益率（ROA）衡量企业绩效，这是衡量企业绩效的常用指标。同时，我们采取营业利润率（PM，即营业利润与当年营业收入之比）指标，作为稳健性检验的一部分。

（三）企业融资约束程度的界定

国外文献往往依据股利支付比率、债券评级、KZ 指数等衡量企业融资约束，但这些指标或者在中国不具有可获得性，或者不适合中国制度环境（王彦超，2009）。结合我国国情，企业所在地的整体金融环境、股权性质、内部市场发达程度等因素都影响着企业所面临的融资约束（王彦超，2009；于丽峰等，2014）。此外，Hadlock 和 Pierce（2010）等发现，公司年龄（上市年限）也是融资约束的重要指标。因此，本文从企业所在地金融环境、是否集团公司、企业所有权性质和企业上市年限四个方面衡量企业的融资约束，实证检验不同融资约束下政治关联对于企业投资的影响。

1. 企业所在地金融环境

王小鲁等（2013）的《中国分省企业经营环境指数报告》给出了 2006、2008、2010 以及 2012 年四个年度各个省份的金融服务指数，指数越高代表企业融资环境越好。该报告不包含 2007、2009、2011 三年的数据，本文用前后两年指数的平均值近似。从全国范围来看，2006—2012 年，企业金融服务指数由 2.41 分上升到 3.07 分（1 至 5 分分别表示很差、较差、一般、较好、很好），获取正规与非正规金融服务的难易程度，以及正规金融服务的额外费用情况均有改善。

不少国内学者证明，金融发展水平与企业融资约束大小有着重要联系。如朱红军等（2006）发现，中国金融发展水平的提高能够减轻企业的融资约束，降低企业投资对内部现金流的依赖性。罗党论等（2008）发现金融发展水平较低地区内的民营企业更容易与政府形成政治关系。因此我们认为，如果企业所在省份某年金融服务指数小于当年各省份中位数，企业融资约束较大；反之，企业融资约束较小。

2. 是否集团公司

除了外部资本市场，企业集团的内部资本市场也可能成为企业资金的重要来源。在外

部金融市场不发达时，内部资本市场对缓解企业融资约束的作用往往更加突出。一方面，集团公司的现金流通常较单个企业更加稳定，因而比较容易获得银行贷款（Hoshi 等，1991；Shin 和 Park，1999）；另一方面，集团公司可以在个别企业经营出现困难时通过集团内部资金调度缓解相应企业的融资约束（Aguiar 和 Gopinath，2005；Hovakimian，2011）。因此，我们按公司全称和公司大股东名称中是否包含“集团”字样判断一家公司是否为集团公司（或属于集团公司），并认为非集团公司的融资约束较大。

3. 企业所有权性质

在我国，由于银行体系基本由国家控制，民营企业在信贷资源的获取方面受到一定歧视，其获得融资的难度远远高于国有企业（张纯等，2007；罗党论等，2008）。虽然本文的样本均为民营企业，但这些企业中，有纯民营的企业，也有国有转民营（或民营企业借用国企壳资源上市）的企业。由于转制的企业通常会在一定程度上继承原国有企业的资源，我们认为，相对于这类企业，纯民营企业的融资约束较大。

4. 企业上市年限

公司年龄（上市年限）也是影响公司融资约束的重要因素。随着公司上市年限的增长，其信用记录会相应积累，经营状况更有可能被金融机构充分了解，信息不对称程度的降低和信誉的建立都有助于降低企业的融资约束。不少学者在研究中将公司按年龄分组，发现较为年轻的公司面临更加严重的融资约束（Rauh，2006；Fee 等，2009）。Hadlock 和 Pierce（2010）进一步发现，除了少数极端值，融资约束程度与公司年龄有着负向的线性关系。因此我们认为，上市年限较短的公司从总体上说比上市年限较长的公司有着更强的融资约束。

综合上述分析，本文按照公司所在省份当年金融服务水平低于中位数（Finance=0）或高于中位数（Finance=1），公司（本公司或者母公司）为非集团公司（Group=0）或集团公司（Group=1）、纯民营公司（Priv=1）或转制公司（Priv=2）、当年上市年限小于中位数（Age ≤ median）或大于中位数（Age > median）进行分组，考察不同融资约束下政治关联对企业投资行为的影响。

（四）其他变量

参考姜付秀等（2009）、杜兴强等（2011）等文献，在对超额投资变量进行回归时，除上文已控制的变量外，还可控制新增贷款、经营活动现金流等财务变量以及董事长或总经理是否为公司实际控制人、董事会规模、独立董事比例和第一大股东持股比例等公司治理变量。参考 Hutton 等（2013），我们在对公司收益率进行回归时，将公司规模（取对数）、杠杆率作为控制变量。相关变量的定义及具体含义如表 3。

表 3 实证分析涉及的其他变量汇总

变量	定义	含义或计算公式
LOAN _t	银行贷款增加率	短期借款和长期借款之和的年增加额/期初总资产
CFOR _t	经营性现金流量比例	经营性现金流量/期初总资产
CONTROLLER _t	是否为实际控制人	董事长或总经理是否为公司实际控制人，是为 1，否为 0
BOARDSIZE _t	董事会规模	董事会董事总人数
ID _t	独立董事比例	独立董事人数/董事会董事总人数
SHARE _t	第一大股东持股比例	第一大股东持股比例乘以 100 后取对数
ROA _t	资产收益率（当年）	当年总资产回报率
LEV _t	资产负债率（期末）	期末总资产/期末总负债
SIZE _t	公司规模（期末）	期末总资产的对数
FIRM _i	公司虚拟变量	
YEAR _t	年度虚拟变量	

(五) 主要变量的描述统计

表 4 列出了文中涉及变量的描述统计结果。我们对控制变量中的连续型变量在 1% 和 99% 处进行了 winsorize 缩尾处理，以排除极端值对实证结果的影响。其中，超额投资变量为正的的比例为 41.4%，与杜兴强等（2011）计算出的 40.4% 基本吻合。

表 4 变量的描述性统计

变量	数目	平均值	标准差	最小值	最大值
期望新增投资模型变量					
I _t ^{new}	2661	0.047	0.079	-0.102	0.372
I _{t-1} ^{new}	2659	0.052	0.084	-0.102	0.385
LEV _{t-1}	2665	0.446	0.187	0.056	0.833
SIZE _{t-1}	2664	21.149	0.941	18.947	23.804
AGE _t	2665	7.818	4.979	1	21
ROA _{t-1}	2664	0.058	0.054	-0.096	0.243
CASHR _{t-1}	2659	0.180	0.138	0.009	0.765
GRO _{t-1}	2615	0.284	0.723	-0.659	5.813
政治关联与超额投资模型变量					
I _t ^z	2600	0.000	0.066	-0.228	0.405
LOAN _t	2665	0.068	0.140	-0.218	0.623
CFOR _t	2665	0.051	0.102	-0.303	0.388
CONTROLLER _t	2665	0.632	0.482	0	1
POLITICAL _t	2665	0.476	0.500	0	1
BOARDSIZE _t	2648	8.710	1.608	3	15
ID _t	2648	0.368	0.049	0.300	0.556
SHARE _t	2665	0.326	0.140	0.081	0.736
超额投资与资产收益率模型变量					
ROA _t	2664	0.054	0.053	-0.082	0.231

SIZE _t	2665	21.328	0.964	19.303	24.142
LEV _t	2665	0.449	0.187	0.060	0.833

四、 实证分析

(一) 民营企业政治关联与企业超额投资

在第三部分中，我们已经根据期望新增投资支出模型计算出了超额投资变量。我们使用该变量分析民营企业政治关联对企业投资支出的影响。回归模型为

$$I_{i,t}^e = \beta_0 + \beta_1 LOAN_{i,t} + \beta_2 CFOR_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 CASHR_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 GRO_{i,t-1} + \beta_8 CONTROLLER_{i,t} + \beta_9 POLITICAL_{i,t} + \beta_{10} BOARDSIZE_{i,t} + \beta_{11} ID_{i,t} + \beta_{12} SHARE_{i,t} + FIRM_i + YEAR_t + \varepsilon_{i,t}$$

各个变量的定义已在前文说明。我们分别对全样本、超额投资变量为正的样本与超额投资变量为负的样本进行回归分析，回归结果如表 5 所示。

表 5 政治关联与企业超额投资回归结果

I ^e	(1) 全样本	(2) 正超额投资样本	(3) 负超额投资样本
截距项	0.271***	0.458***	-0.223***
LOAN	0.143***	0.119***	0.017**
CFOR	0.147***	0.181***	0.039***
SIZE	-0.016***	-0.024***	0.009
ROA	-0.052	0.038	-0.113***
CASHR	0.112***	0.136***	0.021*
LEV	-0.031*	-0.005	-0.011
GRO	-0.001	-0.001	0.001
CONTROLLER	0.021***	0.029**	0.009**
POLITICAL	-0.020**	-0.045***	0.000
BOARDSIZE	0.003	0.001	-0.001
ID	-0.012	0.088	-0.008
SHARE	0.067**	0.081*	-0.001
固定效应	控制	控制	控制
观测数	2583	1004	1579
R ²	0.103	0.180	0.063

注：***、**、*分别代表 1%、5%与 10%的显著性水平

可以看出，对于全样本而言，政治关联平均使企业的超额投资相对其总资产下降 2%，在经济意义与统计意义上均显著。政治关联减少企业投资，可能体现了政府的“掠夺之手”效应 (Frye 和 Shleifer, 1997)，即政府从与其有关联企业寻租，或者企业消耗资源维护政治关联，导致可以用于投资的资金减少。另一种可能是，作为代表委员参政议政分散了企业家的时间和精力^⑥，导致企业错过一些投资项目。对超额投资为正以及为负的样本分别进行的

回归显示，政治关联降低企业超额投资的效应主要体现在超额投资为正的样本，政治关联平均使这些公司的超额投资相对其总资产下降 4.5%。而对超额投资为负的样本，政治关联对企业超额投资无显著影响。一般情况下，融资约束较小的企业更可能有正的超额投资，因此这里的回归结果为“政治关联降低企业投资的效应主要体现在融资约束较小的企业”的判断提供了初步的证据。

此外，从回归结果(1)–(3)可以看出，控制变量的符号大体一致，且基本符合我们的预期。新增银行贷款、经营性现金流、现金类资产与公司总资产之比越大，企业可用于投资的资金越充裕，超额投资越多。杠杆率越高，企业的财务费用越大，面临的融资方对投资的限制也可能越多，超额投资越少。上期的资产收益率和销售收入增长率对超额投资的影响并不显著。董事长或总经理为企业实际控制人时，企业超额投资较多，可能是因为在这种情况下其对企业的控制力更强，决策所受约束较少。类似地，第一大股东持股比例越大，企业超额投资通常较多。董事会规模、独立董事比例则对超额投资没有显著影响。

(二) 企业融资约束、政治关联与超额投资

在上一部分的基础上，我们按公司所在地金融环境、是否集团公司、所有权性质、上市年限将样本分组，变量将样本进行分组，分析不同融资约束下政治关联与企业投资支出的关系，回归结果如表 6。

和前文分析一致，对于融资约束不同的企业，政治关联对于企业投资支出的影响并不相同。关键高管的政治关联对所在地金融服务指数较低的公司、非集团公司、纯民营企业以及上市年限较短的公司投资支出的影响并不显著，而明显降低了所在地金融服务指数较高的公司、集团公司、转制公司以及上市年限较长公司的投资水平。其中，有政治关联的转制公司及上市年限较长的公司的超额投资平均降低 2.3%，集团公司平均降低 2.7%，而所在地金融服务指数较高的公司甚至平均降低了 4.4%。也就是说，政治关联降低了融资约束较小的民营企业的超额投资，而对融资约束较大的民营企业的投资支出无显著影响。假设 1 得到验证。

表 6 不同融资约束下的政治关联与企业超额投资回归结果

I ^e	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Finance=0	Finance=1	Group=0	Group=1	Priv=1	Priv=2	Age≤ median	Age> median
截距项	0.346**	-0.130	0.445**	0.209	0.234*	0.375**	0.134	0.351**
LOAN	0.148***	0.152***	0.104***	0.166***	0.137***	0.155***	0.136***	0.145***
CFOR	0.172***	0.143***	0.129***	0.165***	0.148***	0.153***	0.146***	0.146***

SIZE	-0.019**	0.001	-0.021**	-0.014**	-0.014**	-0.021***	-0.010	-0.019***
ROA	-0.061	-0.018	-0.025	-0.055	-0.144	0.078	-0.041	-0.022
CASHR	0.113***	0.111***	0.074**	0.159***	0.129***	0.101***	0.111***	0.127***
LEV	-0.068**	0.009	-0.052	-0.032	-0.026	-0.044	-0.022	-0.048**
GRO	-0.000	-0.004	-0.006	0.000	0.002	-0.004	-0.003	-0.001
CONTROL- LER	0.017	0.029***	0.013	0.024**	0.025**	0.018	0.019	0.017*
POLITICAL	0.002	-0.044***	-0.004	-0.027***	-0.019	-0.023*	-0.012	-0.023**
BOARD- SIZE	0.004	0.005*	0.002	0.002	0.003	0.002	0.005	0.002
ID	0.038	-0.018	-0.052	0.024	-0.074	0.088	-0.070	0.028
SHARE	-0.005	0.098**	-0.117*	0.124***	0.081*	0.050	0.037	0.073*
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	1272	1311	1081	1502	1711	872	1263	1319
R ²	0.118	0.123	0.075	0.138	0.101	0.125	0.087	0.124

注：***、**、*分别代表 1%、5%与 10%的显著性水平

出现上述现象的原因可能是，在融资约束较大的条件下，政治关联缓解融资约束的效应（增加投资）与政治关联消耗资源的效应（减少投资）相互抵消；而在融资约束较小的条件下，政治关联缓解融资约束的效应不再重要，而消耗资源的效应占据主导。四种分组方法均支持融资约束较小企业的政治关联使企业投资支出减少，说明上述结论是比较稳健的。

（三）企业融资约束、超额投资与投资绩效

我们进一步考察超额投资对企业绩效的影响。与上一部分政治关联对超额投资影响的分析结合起来，就可以衡量政治关联通过影响企业投资对企业绩效的影响。类似杜兴强等（2011）对国有企业过度投资与公司价值关系的分析，这里的分析有助于我们判断政治关联在企业乃至经济体运行效率方面的含义。

如前文所述，企业绩效以总资产收益率衡量。回归中我们主要关注政治关联与超额投资的交叉项对企业绩效的影响。如果交叉项系数显著，就说明政治关联带来的企业投资支出变化确实对公司绩效有重要影响。同时，将企业规模、资产负债率及政治关联虚拟变量作为控制变量，模型为

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 POLITICAL_{i,t} + \beta_4 I_{i,t}^e \times POLITICAL_{i,t} + FIRM_i + YEAR_t + \varepsilon_{i,t}$$

各个变量的定义已在前文说明。我们在对全样本进行回归分析的同时，也按照融资约束进行分组分析，回归结果如表 7。

表 7 政治关联、企业投资与资产收益率回归结果

ROA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	Finance=0	Finance=1	Group=0	Group=1

截距项	0.257***	0.385***	0.273***	0.424***	0.200***
SIZE	-0.007***	-0.014***	-0.007*	-0.015***	-0.005
LEV	-0.090***	-0.066***	-0.125***	-0.116***	-0.084***
POLITICAL	-0.002	-0.001	-0.001	-0.006	0.000
I*POLITICAL	0.045***	0.040	0.066***	0.020	0.069***
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	2599	1282	1317	1090	1509
R ²	0.122	0.112	0.156	0.168	0.115
ROA	(6)	(7)	(8)	(9)	
	Priv=1	Priv=2	Age≤median	Age>Median	
截距项	0.331***	0.146	0.487***	0.101	
SIZE	-0.010***	-0.003	-0.018***	-0.001	
LEV	-0.116***	-0.043**	-0.115***	-0.060***	
POLITICAL	0.003	-0.008	-0.000	-0.004	
I*POLITICAL	0.049**	0.041	0.034	0.059**	
固定效应	控制	控制	控制	控制	
样本数	1720	879	1272	1326	
R ²	0.177	0.061	0.187	0.076	

从全样本回归结果可以看出，公司规模和资产负债率对资产收益率的影响均显著为负，政治关联虚拟变量对资产收益率无显著影响，这可能是因为政治关联对企业的资产收益率既有正面效应（如融资便利、税收优惠、优先获得政府采购、营销等方面的政府支持等），也有负面效应（如政府对企业生产经营活动的过多干预、维护政治关联的资源消耗等）。而政治关联与超额投资变量的交叉项显著为正，这说明有政治关联企业的超额投资可以增进企业绩效。结合前面得到的政治关联减少企业超额投资的结论，可以判断，政治关联通过减少企业的投资支出，对企业绩效造成了一定的负面影响。

分组回归则显示，政治关联与超额投资的交叉项对于融资约束较大的企业一般不显著，对于融资约束较小的企业一般显著为正。而前文已经证明，政治关联显著降低了融资约束较小企业的超额投资。因此，实证结果支持假设 2，即政治关联对融资约束较小企业的投资绩效有较为不利的影响。

我们简单估算高管政治关联通过导致融资约束较小企业的投资支出减少，对这些企业总资产收益率产生的不利影响的大小。计算可知，对于所在地金融服务指数较高的公司来说，政治关联平均使企业的总资产收益率降低约 0.29 个百分点，相对于此类企业 5.54% 的平均资产收益率水平下降约 5.2%。对于集团公司来说，政治关联平均使企业的总资产收益率降低约 0.19 个百分点，相对于此类企业 4.86% 的平均资产收益率水平下降约 3.8%。对于上市年限较长的公司来说，政治关联平均使企业的总资产收益率降低约 0.14 个百分点，相对于此类企业 4.47% 的平均资产收益率水平下降约 3.1%^⑥。可见，政治关联对这些企业投资绩效的不利影响具有经济上的显著性。

（四）稳健性检验

1. 变换回归方法

我们根据计算出的超额投资变量是否大于 0 生成是否有超额投资的虚拟变量(超额投资为正时取值为 1, 否则为 0), 利用 Logit 模型分析政治关联与企业投资支出的关系。回归结果与前文一致, 即政治关联降低了超额投资为正的的概率, 且这种效应只对融资约束较小的公司显著。

2. 变换投资变量

部分学者采取的投资变量并非扣除折旧摊销后的新增投资, 而是未作扣除的总投资。我们用总投资额作为投资变量重复前文的分析, 结论不受影响。

3. 调整政治关联变量定义

前文提及, 不少学者把曾担任过政府官员的企业高管也算作有政治关联, 我们按这样的定义调整政治关联变量, 即董事长或总经理只要正在担任(或担任过)政府官员、人大代表、政协委员, 就算作有政府关联。研究结论依然成立, 只是部分模型的回归系数显著性有所降低^⑦。

4. 变换公司绩效变量

我们用营业利润率(营业利润与营业收入之比)代替总资产收益率衡量企业绩效, 发现政治关联通过减小投资降低企业绩效的结论仍然成立, 且主要体现在融资约束较小的公司。计算表明, 政治关联引起的投资支出减小平均使这些公司的营业利润率下降 0.81—0.96 个百分点, 相对于公司营业利润率的平均值降低了 8.7%—10.3%。

5. 缩小民营公司样本范围

由于 2007 年后较多企业在中小板和创业板上市, 可能的质疑是本文的结论主要由这些新上市的、规模较小的公司引起。为此, 我们将样本调整为仅包含沪深两市主板上市公司, 发现研究结论仍保持不变。

五、 结论与讨论

本文利用我国民营上市公司 2007—2012 年的数据研究了政治关联与企业投资行为的关系, 发现在控制其他因素后, 主要高管担任(或曾经担任)人大代表或者政协委员的民营企业, 其投资支出趋于减少, 且这种效应仅对融资约束较小的企业显著。这种投资的减少是投资不足的体现, 因为其降低了相关企业以总资产收益率、营业利润率等指标衡量的绩效。不同于有关国有上市公司的研究, 现有文献在政治关联对我国民营上市公司投资行为的影响方

面还存在争议。由于本文采用了较为全面的政治关联数据，并且以显著影响民营企业的融资约束为切入点，得出的结论应有助于解决上述分歧。

本文的结论意味着，对于本身融资能力较强的企业，政治关联对其获取资金的帮助可能并不显著，维护政治关联反而可能消耗企业资源或企业家精力，使其错过一些净现值为正的项目。因此，我们在肯定政治关联对企业经营的积极意义的同时，也不可忽略政治关联在投资等方面给企业造成的负面影响。至少从投资效率这个角度来说，政治关联对民营企业未必能起到“锦上添花”的作用。进一步的研究则可以关注反腐行动等给政府行为带来的变化是否会导致政治关联与企业投资的关系发生改变，也可分析政治关联对企业成本费用结构的影响，为政治关联影响企业投资的渠道提供更加微观的证据。

注释

① 《中国真的过度投资了吗》，财新网，<http://opinion.caixin.com/2014-12-17/100764108.html>。

② 本文的政治关联变量利用公司年报结合网络搜索引擎整理，减少了年报未披露信息带来的判定不准确问题。此外，在当年公司高管发生变化时，本文依据任职时间较长的高管判定政治关联，避免了直接根据年报时点在任的高管进行分析导致的偏差。

③ 杜兴强等（2011）采取的是分步回归方法，即先判断企业是否过度投资，再将过度投资虚拟变量对政治关联虚拟变量回归；而蔡卫星等（2011）直接将新增投资对政治关联变量回归。两篇文章的控制变量也不尽相同。

④ 在稳健性检验部分，我们将企业高管的政府任职经历也算作政治关联，发现文章的主要结论不受影响。

⑤ 全国政协委员、浙江吉利集团总裁李书福认为参政议政对从事企业经营是有利有弊：“你说（参政议政）有影响，也有影响，总会分散一些时间精力；你说有好处，也有好处。”参见http://news.china.com/zh_cn/domestic/945/20040315/11644752_3.html。

⑥ 我们注意到，对于国有转民营的公司，虽然政治关联降低了它们的超额投资水平，但对于其总资产收益率的负面影响并不显著，这可能是因为此类公司还保留了部分转制之前的特征，投资决策较多受到投资收益之外的因素影响。

⑦ 政治关联降低超额投资的效应，在这里的政治关联定义下，对转制公司以及上市年限较长的公司，在 10% 的水平下显著。

参考文献

(1) 白重恩、路江涌、陶志刚：《中国私营企业银行贷款的经验研究》，《经济学（季刊）》，2005 年第 3 期。

(2) 蔡卫星、赵峰、曾诚：《政治关系、地区经济增长与企业投资行为》，《金融研究》，2011 年第 4 期。

(3) 程安琪、耿强：《政治关联、融资约束与过度投资》，《上海金融》，2013 年第 12 期。

(4) 杜兴强、郭剑花、雷宇：《政治联系方式与民营上市公司业绩：“政府干预”抑或“关系”？》，《金融研究》，2009 年第 11 期。

(5) 杜兴强、曾泉、杜颖洁：《政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据》，《金融研究》，2011 年第 8 期。

(6) 黄新建、唐良霞：《政治关联、信贷资源获取与投资效率——基于中国上市公司的实证研究》，中国会计学会 2013 年学术年会论文集。

(7) 姜付秀、伊志宏、苏飞、黄磊：《管理者背景特征与企业过度投资行为》，《管理世界》，2009 年第 11 期。

(8) 罗党论、唐清泉：《市场环境、民营控制与企业政治关系的形成》，中山大学工作论文，

2008 年。

(9) 罗党论、甄丽明:《民营控制、政治关系与企业融资约束:基于中国民营上市公司的经验证据》,《金融研究》,2008 年第 12 期。

(10) 王小鲁、余静文、樊纲:《中国分省企业经营环境指数 2013 年报告》,中信出版社,2013 年 8 月。

(11) 王彦超:《融资约束、现金持有与过度投资》,《金融研究》,2009 年第 7 期。

(12) 于丽峰、唐涯、徐建国:《融资约束、股价信息含量与投资—股价敏感性》,《金融研究》,2014 年第 11 期。

(13) 余明桂、潘红波:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》,2008 年第 8 期。

(14) 张纯、吕伟:《机构投资者,终极产权与融资约束》,《管理世界》,2007 年第 11 期。

(15) 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,2007 年第 7 期。

(16) 朱红军、何贤杰、陈信元:《金融发展、预算软约束与企业投资》,《会计研究》,2006 年第 10 期。

(17) Aguiar, M. and G. Gopinath, 2005, “Fire-Sale Foreign Direct Investment and Liquidity Crises”, *Review of Economics and Statistics*, 87(3), pp.439-452.

(18) Bertrand, M., F. Kramarz, Antoinette Schoar and David Thesmar, 2006, “Politicians, Firms and the Political Business Cycle: Evidence from France”, Working Paper, University of Chicago.

(19) Chen, Shimin, Zheng Sun, Song Tang, and Donghui Wu, 2011, “Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China”, *Journal of Corporate Finance*, 7 (3), pp.259-271.

(20) Cull, R. and L. Xu, 2004, “Institutions, Ownership, and Finance: The Determinant of Profit Reinvestment among Chinese Firms”, *Journal of Financial Economics*, 77 (1), pp.117-146.

(21) D’Melloa, R., and M. Miranda, 2010, “Long-term Debt and Overinvestment Agency Problem”, *Journal of Banking and Finance*, 17(2), pp.249-271.

(22) Faccio, M., 2006, “Politically Connected Firms”, *American Economic Review*, 96, pp.369-386.

(23) Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and B. C. Petersen, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.141-206.

(24) Fee, C. E., C. J. Hadlock, and J. R. Pierce, 2009, “Investment, Financing Constraints, and Internal Capital Markets: Evidence from the Advertising Expenditures of Multinational Firms”, *Review of Financial Studies*, 22, pp.2361-2392.

(25) Frye, T. and A. Shleifer, 1997, “The Invisible Hand and the Grabbing Hand”, *American Economic Review*, 87, pp.354-358.

(26) Hadlock, Charles J. and Joshua R. Pierce, 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 23 (5), pp.1909-1940.

(27) Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein, 1991, “Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(1), pp.33-60.

(28) Hovakimian, G., 2011, “Financial Constraints and Investment Efficiency: Internal Capital Allocation Across the Business Cycle”, *Journal of Financial Intermediation*, 20(2), pp.264-283.

(29) Hutton, I., D. Jiang, and A. Kumar, 2013, “Corporate Policies of Republican Managers”, AFA 2011 Denver Meetings Paper.

(30) Jensen M., 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers”, *American Economics Review*, 76, pp.323-329.

- (31) Khwaja, A. I. and A. Mian, 2005, "Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market", *The Quarterly Journal of Economics*, 120, pp.1371-1411.
- (32) Leuz, C. and F. Oberholzer-Geeb, 2006, "Political Relationships, Global Financing, and Corporate Transparency: Evidence from Indonesia", *Journal of Financial Economics*, 81, pp.411-439.
- (33) Li, H., L. Meng, Q. Wang and L. Zhou, 2008, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, 87, pp.283-299.
- (34) Rauh, J. 2006, "Investment and Financing Constraints: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans", *Journal of Finance*, 61, pp.33-72.
- (35) Richardson, S., 2006, "Over-investment of Free Cash Flow", *Review of Accounting Studies*, 11, pp.159-189.
- (36) Shin, H. and Y. Park, 1999, "Financing constraints and Internal Capital Markets: Evidence from Korean 'Chaebols'", *Journal of Corporate Finance*, 5(2), pp.169-191.
- (37) Wiwattanakantang Y., R. Kali and C. Charumlind, 2006, "Connected Lending: Thailand before the Financial Crisis", *Journal of Business*, 79 (1), pp.181-217.
- (38) Xu, N., X. Xu and Q. Yuan, 2013, "Political Connections, Financing Friction, and Corporate Investment: Evidence from Chinese Listed Family Firms", *European Financial Management*, 19, pp.675-702.