

政治关联所致信贷资源错配的缓解机制分析

—— 基于信息不对称的视角

靳来群 林金忠

内容提要 政治关联虽然有助于企业获取更多银行贷款,但与企业生产率却呈负相关性,因而成为信贷资源错配的一个重要根源。通过将企业信息分为经济信息和政治信息,本文分析了政治关联所致信贷资源错配的缓解机制,分析结论表明:不仅金融市场化程度的提高是其重要缓解措施,而且资金供求双方信息对称程度的改善,也具有显著缓解作用;并且,金融市场化程度与信息对称程度在减弱政治关联信贷资源错配的作用上,具有相互促进作用。

关键词 信息对称程度 金融市场化 政治关联 信贷资源错配

靳来群,厦门大学经济学院博士研究生 361005

林金忠,厦门大学经济学院教授 361005

一、文献综述与问题提出

在我国,人们不难观察到一个有趣的现象:一方面是党中央三令五申禁止党政干部经商或在企业兼职,其用意无非是从政治权力这一方试图切断企业与公共权力之间的政治关联,以避免或防范权力腐败。然而另一方面,我们看到越来越多的民营企业非常积极地通过当选人大代表或政协委员的方式参政议政,千方百计地主动寻求政治关联。这一现象似乎表明,企业的政治关联性是一种有价值的资源。但问题在于,这种政治关联究竟何以能提升企业的价值呢?

虽然前期研究已指出,政治关联能够显著地提高企业价值,其中,雷光勇等指出政治关联对公司价值的影响受所在地区法治化程度的影响,法治化程度越低,政治关联对公司价值的影响越大。但是,这种提升企业价值的途径是以牺牲正当竞争为代价的,吴文锋等就指出,政治关联对企业价值的正面影响,与高管地方政府背景的贷款融资便利性有关。国内外已有大量研究通过经验分析证明政治关联能够显著提高企业信贷资源的获取能力,政治关联能够帮助民营企业获得更多的银行贷款、更长的贷款期限。

本文为教育部人文社会科学基金规划项目“当代金融主导型资本主义经济内在不稳定性问题研究”(批准号码12YJA790081)阶段性研究成果。作者在此特一并致谢教育部人文社会科学基金的支持。

我们知道,影响一国经济持续增长的主要因素在于该国的全要素生产率。而国家层面生产率的提升不仅在于单个企业生产率的提升,还在于生产率高的企业是否得到了其所需资源,即生产资源是否流向了生产率高的企业。然而,中国资源错配现象十分严重,Hsieh和Klenow以及邵宜航等通过测算已经明确指出了这一点。导致中国金融资源错配的关键因素之一在于企业政治关联度,张敏等通过对民营上市公司分析指出,政治关联对信贷资源配置效率有着显著的负面影响。银行支配的信贷资源流向了生产率较低的政治关联企业。通过初步判断可知,以政治关联作为信贷资源配置的重要决定因素,是导致信贷资源错配的重要原因。

政治关联将导致信贷资源错配问题基本已达成共识,那么我们该如何解决?在就该问题提出政策建议时,前期研究大都把关注点放在金融市场化程度的改善上,而忽视了金融市场化本身所需的信息基础设施建设,如企业信息披露机制、第三方评级机构等。通过本文的分析,我们看到,信息基础设施建设,对于缓解政治关联所致信贷资源错配问题具有重要作用。然而中国企业信息披露机制存在着严重问题,比如《中国上市公司非财务信息披露报告(2011)》就指出,上市公司非财务信息披露水平整体处于起步阶段,99%的企业的得分不及格,近1/3企业得分低于20分(满分100分),没有企业达到卓越水平(80分以上),仅有3家企业披露水平达到领先者阶段(60-80分)。可见,完善企业信息披露机制、提高企业披露信息质量已迫在眉睫。

基于此,本文考察金融市场化、信息对称程度以及政治关联、信贷资源错配四者之间的关系,分析政治关联所致信贷资源错配的缓解机制。

二、理论分析框架的设定

银行与国有企业之间存在着千丝万缕的关系,这一点在信贷所有制歧视的相关文献中已经得到证明。然而,我们看到的一个有趣现象是,民营企业通过政治关联与银行也联系在一起了。政治关联能够提高企业信贷能力,这一结论基本已达成共识。如果说国有企业的政治身份可以通过行政命令银行对其信贷支持,那么民营企业并不一定能做到这一点。关于政治关联为什么可以帮助民营企业获得更多银行贷款这一问题,罗党论和甄丽明指出,其中一个可能的原因在于政治关联能够传递出企业绩效较好这一重要信息。于蔚等利用沪深证券交易所上市的民营上市公司数据,实证分析指出,政治关联能够起到信号发送功能,降低资金供求双方的信息不对称;同时,政治关联有助于强化民营企业的资源获取能力,切实提高企业的未来总收益。简而言之,即政治关联对信贷资源的配置既可以“传递信息”又可以“待遇优惠”。

为了分析政治关联对信贷资源的配置作用,本文设定银行信贷供给函数为 $S=S(r,f)$,其中 r 代表银行信贷利率, f 代表企业违约风险,其中 $\partial S/\partial f < 0$,企业违约风险越大,银行信贷供给越小。同时本文假设银行面临的违约风险是企业信息披露完善程度的减函数。在典型市场经济环境下,资金供求双方进行交易时,主要基于企业的经济信息,如企业盈利能力、未来发展能力等,资金出借方利用这些信息对企业未来还款能力做出评估。而在中国特色市场经济环境下,政府对经济资源具有很强的支配能力。企业与政府之间的关联程度会影响资金出借方对资金受让方的价值判断。因而本文认为,信贷过程中企业所具有的信息应该分为两类:一类是经济信息 e ;一类是政治信息 p ,即为企业政治关联性。那么 $S=S(r,f(p,e))$,现将其简化为 $S=C+S(f(p,e))$,其中 $\partial f/\partial p < 0$, $\partial f/\partial e < 0$,即企业信息披露越完善,银行所承担的企业违约风险越低。因而, $\partial S/\partial p = \partial S/\partial f \cdot \partial f/\partial p > 0$ 。为了分析方便,将银行信贷供给函数简化为 $S=C+\beta p$,其中, $\beta = \partial S/\partial p > 0$,即企业政治关联程度越大,所获银行信贷供给越多。

本文认为,政治关联在企业经济信息缺失的情况下可以发挥“信息替代”的作用,当资金供求双方发生资金交易时,资金出借方需要对资金受让方进行企业还款能力评估,然而由于企业相关信息的缺失或资金供求双方信息不对称,资金出借方必须找到有关企业质量的其它评判标准,在中国现

行制度的大环境下,政治关联自然成为了强有力的评判标准。也就是说,政治信息与经济信息在影响信贷资源配置方面具有很强的“替代作用”。那么 $(\partial S/\partial p)/\partial S < 0$,即 $\partial S/\partial S < 0$, β 是关于 e 的减函数,意味着,随着企业经济信息披露机制的完善,政治关联对信贷资源的支配作用也将得到缓解。

金融市场化程度的提高,意味着政府行政权力对信贷资源干预程度的减弱,政治关联对信贷资源的配置作用也将减弱。然而,我们也应该看到的是,市场化程度的提高不仅需要政府“行政命令”对经济资源支配作用的下降、市场支配作用的提高,而且还需要市场配套基础设施的提高,比如企业经济信息披露机制的完善。信息对称是市场更好发挥作用的“基础设施”,由信息不对称问题所导致的逆向选择问题和道德风险问题就是我们所熟悉的最好佐证。这也就意味着,信息对称程度越高,金融市场化程度对政治关联信贷资源配置作用的缓解将会越明显。同时,信息对称程度的提高对政治关联所致信贷资源错配缓解作用的发挥也是以金融市场化为前提的。如果对信贷资源的配置完全由政府决定,那么对于企业获取信贷资源来说,政治信息的影响作用将远远胜过经济信息,企业也只会去寻求政治关联、传递政治信息,经济信息对称对信贷资源错配的缓解作用也将变的微不足道。这意味着,市场化程度越高,信息对称程度对政治关联在配置信贷资源方面的缓解作用将越明显。可见,信息对称程度与金融市场化程度在缓解政治关联所致信贷资源错配时,具有相互促进作用。

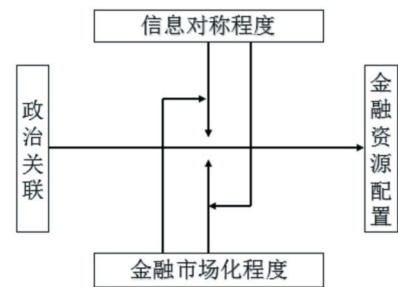


图1 信息对称及市场化程度作用机制

通过上面的分析,我们看到,信息对称程度以及金融市场化程度对政治关联在信贷资源配置方面的缓解作用,不是独立存在的,而是相互调节、相互促进。如图1所示:企业政治关系对企业外部融资具有促进作用。然而,该促进作用会受到信息对称程度及金融市场化程度的调节。并且,信息对称程度及金融市场化程度所有具有的调节作用并非是独立发挥的,而是两者之间相互促进的。即,信息对称程度会促进金融市场化调节作用的发挥;同时,金融市场化程度又会促进信息对称程度调节作用的发挥。

三、变量设定与数据来源

1. 变量设定

(1)企业信贷融资变量FIN。企业融资可分为内源融资和外源融资,外源融资又可分为企业从资本市场获得资金的直接融资方式和通过银行贷款获得资金的间接融资方式。基于本文的研究目的,本文主要关注于外源融资渠道中的间接融资方式,其中包括长期借款和短期借款。参照余明桂和潘红波的做法,使用长期借款和短期借款与总资产的比值来表示,其中,企业借款总额与总资产的比值用FIN表示,短期借款与总资产的比值用FIN1表示,长期借款与总资产的比值用FIN2表示。

(2)企业全要素生产率变量TFP。本文假定生产函数采用柯布-道格拉斯形式,对生产函数取对数后其估计方程为: $y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$, y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 、 m_{it} 分别表示取对数后的企业总产值、资本、劳动和中间投入; ω_{it} 表示企业的全要素生产率。其中,资本投入 k_{it} ,用公司固定资产净额衡量;劳动投入 l_{it} ,用公司拥有的员工数量衡量;固定资产净额以及员工数量在公司的财务报表中都有报告,然而,企业总产值变量及中间投入变量并没有报告,因此,本文首先参考Faccio及李维安和徐业坤的做法,用企业营业收入代表企业总产值;本文基于上市公司所披露的财务数据对企业中间投入进行了估算,其主要包括营业成本、管理费用、财务费用和销售费用,并扣除劳动者报酬部分。

由于使用传统OLS方法以及固定效应模型对全要素生产率进行估计时,存在严重内生性问题,因此本文采用半参数估计方法对全要素生产率进行估计。半参数方法中比较流行的包括Olley和Pakes提出的OP方法,Levinsohn和Petrin提出的LP方法,以及Ackerberg et al.提出的ACF方法。正如

Levinsohn 和 Petrin 指出的,企业对投资的调整没有对中间投入的调整那么灵活,并且,有些企业的投资在某些年份为零,而 OP 方法须舍弃这部分样本,会影响估计结果的准确性。然而 Akerberg 等指出,LP 方法存在严重的共线性问题,他们在 OP 模型和 LP 模型的基础上提出了 ACF 方法以解决该问题,因此本文使用 ACF 方法对企业全要素生产率进行估计。

(3)政治关联指标 *POL*。政治关联主要是指民营企业通过政治参与,与政府形成的关系。政治参与的渠道包括,企业高管参政议政,聘请政府人员成为公司高管,以及前任政府官员下海经商。本文基于大多数文献的做法,如果公司的董事长、总经理或实际控制人现任或曾任政府官员、人大代表或政协委员,则认为该公司具有政治关联,并赋值为 1,无政治关联,则赋值为 0。

(4)金融市场化程度变量 *MIF*。本文选择樊纲、王小鲁、朱恒鹏编制的逐年分省份金融市场化指数度量金融市场化程度,其值越大,代表金融市场化程度越高。

(5)信息对称程度变量 *ISY*。由于无法测得资金供求双方之间实际信息不对称程度,本文采用多数文献的做法使用证券市场上非知情交易者与知情交易者关于企业价值的信息不对称程度作为代理指标。当然,该代理方法存在一定的缺陷,比如说,这一指标主要用来测度事前信息不对称程度,也就是逆向选择问题,而资金供给双方的事后信息不对称程度则无法反映出来。基于尹志超和甘犁对中国信贷市场信息不对称性质的实证分析结果,中国信贷市场上同时存在逆向选择和道德风险两种问题,平新乔和杨慕云甚至指出,银行主要面对事后信息不对称,而不是事前信息不对称。

其中,关于证券市场上非知情交易者与知情交易者的信息不对称程度指标,部分学者已经各自提出了不同的测量方法,如, Glosten and Harris 提出的测量方法(本文在此称其为 GH 指标), Easley et al. 提出的知情交易概率指标 PIN 值,这两种指标的测算都是基于高频交易数据,其中, GH 指标需要获得股票交易的方向(即股票交易是买方发动型还是卖方发动型), PIN 值需要获得主动性买单笔数和主动性卖单笔数。然而,中国高频交易数据缺失较严重,因此,本文主要选取基于日频交易数据的方法来测算信息不对称程度,主要包括 Cooper et al. 提出的流动性比率指标 *LR* 和 Amihud 提出的非流动性比率指标 *ILR*, $LR_i = \sum_{k=1}^{D_i} V_i(k) / \sum_{k=1}^{D_i} |r_i(k)|$, $ILR_i = 1/D_i \sum_{k=1}^{D_i} (|r_i(k)|/V_i(k))$ 。其表达的意义是,股票流动性越高代表着信息不对称程度越轻。从指标上来看即,信息不对称程度越高, *ILR* 指标越大, *LR* 指标越小。Bharath et al. 对这两个指标作出了部分修正, $LR_i = -1/D_i \sum_{k=1}^{D_i} \sqrt{V_i(k)/|r_i(k)|}$ 和 $ILR_i = 1/D_i \sum_{k=1}^{D_i} \sqrt{|r_i(k)|/V_i(k)}$ 。其中 *i* 代表企业, *t* 代表年份, *k* 代表交易日, *r* 为上市公司日股票回报率, *V* 为上市公司日成交金额, *D* 为当年交易天数。

基于上文可以看到, *LR* 与 *ILR* 的计算公式极为相似,通过测算可得,两者的 pearson 相关系数为 0.650,并通过显著性检验。正如 Bharath et al. 以及于蔚等在做实证分析时指出这两个指标高度相关。因此,为了下文分析的方便,本文构造信息对称程度指标 $ISY_i = 1/D_i \sum_{k=1}^{D_i} \sqrt{V_i(k)/|r_i(k)|}$, 其值越大代表信息对称程度越高。

(6)其他变量。本文主要选取控制变量如下:资产负债率(*alr*),用总负债与总资产的比值来表示;企业规模(*size*),用企业总资产对数值来表示;企业上市年龄(*age*),用企业上市年数对数值来表示;资本密集度(*capital*),用固定资产净值与企业员工比值来表示;资产收益率(*roa*),用企业利润总额与总资产的比值来表示。

2. 数据来源

本文使用 CSMAR 数据库中的中国民营上市公司数据,时间跨度为 2003-2009 年。按 CSMAR 数据库中的中国民营上市公司作为样本企业择取标准,在该数据库中找到相关上市公司的资产负债

表、利润表、现金流量表、折旧表,并以此测算相应上市公司的财务数据。同时,本文参照中华全国工商业联合会《中国民营经济发展报告(2008-2009)》中《2008年民营上市公司研究》报告对民营上市公司界定的标准,筛选出由个人或家族实际控制的民营上市公司。上市公司董事长、总经理及实际控制人的政治身份数据采用手工收集的方式,其主要来自于百度百科、中国网财经板块及上市公司年报中对高管身份的介绍,其中上市公司年报主要从中财网、凤凰财经网等财经类网站获得。

四、实证分析结果

1. 有无政治关联企业的经济表现比较

基于上文所述政治关联指标的判断标准,本文统计分析发现民营上市公司中有60.8%的企业具有政治关联。本文对有无政治关联企业的经济表现,进行均值比较分析得到表1。

通过表1可以看到,具有政治关联的企业相对于无政治关联企业,其资产收益率较高,但是并不显著。可见具有政治关联的企业,其资产收益率未必就一定高于无政治关联企业。然而,政治关联企业的全要素生产率要显著低于无政治关联企业。这表明,政治关

表1 政治关联与企业表现

政治关联	贷款均值	短期贷款均值	长期贷款均值	全要素生产率	资产收益率均值
无	.2046874	.1700765	.0346108	-.2039452	.0333785
有	.2292537	.1881519	.0411019	-.2683267	.0403913
T值	-3.2156***	-2.5980***	-2.0213**	3.4477***	-0.6479

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平

联企业将生产要素转换成产出的效率较低。企业短期贷款均值要远远大于长期贷款,经测算82%的企业存在这一现象。并且,我们用短期贷款减去长期贷款分别计算有无政治关联企业的短期贷款偏好,发现有政治关联企业的短期贷款偏好程度要显著的大于无政治关联企业,政治关联企业更愿意并且也更有能力获得银行短期贷款。同时,政治关联企业的贷款额度也要大于无政治关联企业(贷款额度是贷款与总资产的比值,体现相对的概念)。可以看到,政治关联企业在获取银行所支配的信贷资源配置方面,具有比较优势。在此仅是进行了简单的描述性统计分析,为了进一步更为严谨的验证上文分析结论,本文接下来进行更为详尽的实证分析。

2. 政治关联与信贷资源错配

本文使用以下计量模型分析金融资源的配置机制,即企业政治关联度和生产率对企业获得金融资源的影响:

$$FIN_{ijkt} = \alpha + \beta TFP_{ijkt} + \lambda POL_{ijkt} + \phi X_{ijkt} + \sum_t \gamma_t year + \sum_j \delta_j ind + \sum_k \varphi_k pro + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

FIN_{ijkt} 代表位于k省份处于j行业在t时期企业i的信贷融资额。X包括上文提到的五个控制变量。同时在模型中,引入年份虚拟变量year以控制时间效应,引入行业虚拟变量ind以控制行业效应,引入省份虚拟变量pro以控制地区效应。

回归结果如表2。

我们知道,一国经济资源的合理配置应该使得资源流向更有生产效率的企业,然而通过表2可以看到,以银行作为资金供给方对金融资源进行配置存在着严重的无效性,即,银行所拥有的金融资源并没有合理的流向更有效率的企业,反而逆向流入了更无效率(全要素生产率更低)的企业。

通过表2的列1和列2可以看到,具有政治关联的企业所获得的银行贷款(贷款总额和短期贷款)要多于无政治关

表2 政治关联、企业生产率与信贷资源配置

	(1) FIN	(2) FIN1	(3) FIN2
TFP	-0.0870*** (-10.69)	-0.0730*** (-9.15)	-0.0140*** (-2.87)
POL	0.0158*** (2.97)	0.0142*** (2.73)	0.0016 (0.50)
alr	0.4485*** (29.51)	0.3761*** (25.25)	0.0724*** (7.96)
size	-0.0186** (-2.34)	-0.0437*** (-5.62)	0.0251*** (5.28)
roa	0.2034*** (10.49)	0.1267*** (6.66)	0.0767*** (6.61)
age	0.0096*** (2.75)	0.0087** (2.55)	0.0009 (0.41)
capital	0.0000** (2.34)	0.0000* (1.69)	9.48e-08 (1.13)
R ²	0.6356	0.5771	0.2597
N	1661	1661	1661

注:括号内为回归系数的t值,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下表同。

联企业,并且政治关联变量的系数是显著的,政治关联对企业获得银行贷款确实存在着促进作用。然而在将企业贷款分为长期贷款和短期贷款后,发现政治关联仅对企业获得短期贷款的帮助是显著的,而对企业获得长期贷款的作用并不显著。这主要由长期贷款的特殊性所决定的,相对于短期贷款而言,长期贷款利率更高,意味着企业还款成本越大,企业也就更愿意申请短期贷款,通过表1也可以看到,短期贷款要高于长期贷款,而具有政治关联的企业未来不还款风险较低,银行更愿意将贷款借给政治关联企业。并且短期借款只要及时还款付息,一般可以逐年滚动续借,实质上相当于长期借款,而具有政治关联的企业也更容易做到这一点。因此表现出来的结果便是,政治关联帮助企业获取短期贷款,而对长期贷款并无促进作用。

3. 政治关联对信贷资源配置作用的缓解机制

通过上文的分析,我们看到政治关联会影响到正规金融机构对信贷资源的配置,在接下来的部分我们主要考虑金融市场化程度以及信息对称程度对政治关联配置信贷资源的缓解作用。采用计量模型如下:

$$FIN_{ijkt} = \alpha + \beta TFP_{ijkt} + \lambda POL_{ijkt} + \mu Y \times POL_{ijkt} + \phi X_{ijkt} + \sum_t \gamma_t year + \sum_j \delta_j ind + \sum_k \varphi_k pro + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中, Y 包括金融市场化程度变量 MIF 以及信息对称程度变量 ISY ,并用 $MIFPOL$ 与 $ISYPOL$ 表示金融市场化程度或信息对称程度与政治关联的乘积。

同时,本文认为,金融市场化程度与信息对称程度对政治关联配置信贷资源的缓解作用,也是相互配合的,而不是相互独立、各自发挥作用的。因此,本文在上面计量模型的基础上加入市场化程度、信息对称程度以及政治关联三者的交互项,以此来分析金融市场化与信息对称的相互配合,构造计量模型如下:

$$FIN_{ijkt} = \alpha + \beta TFP_{ijkt} + \lambda POL_{ijkt} + \mu Y \times POL_{ijkt} + \eta MIF \times ISY \times POL_{ijkt} + \phi X_{ijkt} + \sum_t \gamma_t year + \sum_j \delta_j ind + \sum_k \varphi_k pro + \varepsilon_{ijkt} \quad (3)$$

用 $ISYMIFPOL$ 表示金融市场化程度、信息对称程度与政治关联的乘积。

回归结果如表3、表4。

通过表3、表4可以看到,企业全要素生产率越大,企业获得的银行贷款越少,中国的信贷资源配置存在严重的错配现象;同时,企业政治关联度越大,企业得到的银行贷款也越大,政治关联对企业获得银行贷款具有显著的促进作用。这些结果与表2所得结果是一致的,这也从一定程度上证明回归结果的稳健性。

通过表3、表4我们看到, $MIFPOL$ 和 $ISYPOL$ 两个变量回归结果是显著的,并且其回归系数都为负。这意味着,金融市场化程度的加深以及信息对称程度的完善,都会缓解政治关联对信贷资源的配置作用。同时,通过表4可以看到,信息对称程度、金融市场化程度与政治关联三者的乘积项显著为负。表明金融市场化程度越高,信息对称程度与政治关联乘积项系数的绝对值越大(其乘积项的系数本为负数,绝对值越大意味着负数越小),意

表3 金融市场化程度对政治关联配置信贷资源的缓解

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FIN	FIN	$FIN1$	$FIN1$	$FIN2$	$FIN2$
TFP	-0.0871*** (-10.72)	-0.0870*** (-10.71)	-0.0731*** (-9.19)	-0.0730*** (-9.17)	-0.0140** (-2.87)	-0.0140*** (-2.86)
POL	0.0797*** (3.59)	0.0758*** (3.34)	0.0835*** (3.84)	0.0804*** (3.62)	-0.0038 (-0.29)	-0.0046 (-0.34)
$MIFPOL$	-0.0065*** (-2.96)	-0.0055** (-2.25)	-0.0070*** (-3.28)	-0.0063*** (-2.61)	0.0006 (0.42)	0.0008 (0.51)
$ISYMIFPOL$		-1.17e-08 (-0.87)		-9.26e-09 (-0.70)		-2.41e-09 (-0.30)
R^2	0.6376	0.6378	0.5800	0.5801	0.2598	0.2598
N	1661	1661	1661	1661	1661	1661

注:回归按照计量模型(3)进行,包括了相应的控制变量。这些控制变量回归系数的正负性与显著性与表2相同,然而考虑到它们并非本文分析的主要变量并受篇幅所限,本文并未报告;下表同。

味着,金融市场化程度越高,信息对称程度的完善对政治关联信贷资源配置功能的缓解作用越明显。这反应出,信息对称程度、金融市场化程度对政治关联的缓解作用并不是独立完成的,而是相互调节、相互促进的。这在一定程度上指出,我们在进行金融市场化改革的同时,也要加大金融基础设施建设,减轻信息不对称程度。

表4 信息对称程度对政治关联配置信贷资源的缓解

	(1) <i>FIN</i>	(2) <i>FIN</i>	(3) <i>FIN1</i>	(4) <i>FIN1</i>	(5) <i>FIN2</i>	(6) <i>FIN2</i>
<i>TFP</i>	-0.0866*** (-10.63)	-0.0876*** (-10.74)	-0.0726*** (-9.10)	-0.0735*** (-9.19)	-0.0140*** (-2.87)	-0.0141*** (-2.88)
<i>POL</i>	0.0262*** (3.15)	0.0237*** (2.82)	0.0248*** (3.04)	0.0225*** (2.73)	0.0015 (0.30)	0.0012 (0.24)
<i>ISYPOL</i>	-0.0000* (-1.63)	0.0000 (1.32)	-0.0000* (-1.68)	0.0000 (1.14)	0.0000 (0.03)	0.0000 (0.35)
<i>ISYMIFPOL</i>		-7.71e-08* (-1.88)		-6.84e-08* (-1.71)		-8.66e-09 (-0.35)
R ²	0.6362	0.6370	0.5779	0.5787	0.2597	0.2598
N	1661	1661	1661	1661	1661	1661

然而,我们看到表3中,*ISYMIFPOL*项的回归系数虽然在正负性与上文的分析结论一致,然而该系数仅在15%的显著性水平上显著,显著性较低。本文认为存在这样的结果可能有两个主要原因:(1)信息对称程度指标存在问题。正如上文所述,该指标不能很好的反映出信息对称程度,其仅仅是事前信息对称程度的度量指标,而无法反映出事后信息对称程度。或是如Hasbrouck指出的,该指标可能包含与信息对称无关的指标。(2)在中国现在金融市场化程度及信息对称程度建设条件下,信息对称程度还没发挥其所具有的调节作用。

4. 稳健性检验

在2008年全球金融危机发生后,政府为了缓解金融危机对经济增长的影响,出台了相应的经济刺激政策,导致2009年开始,企业大量举债,银行贷款大幅增加,企业财务杠杆率快速上升。因此本文去除掉2009年的数据后,以此作为稳健性检验的样本,并利用计量模型(2)和模型(3)进行了实证检验,结果与上文所得结果基本一致,因此本文的经验结论是稳健的。

五、结论与政策建议

本文研究结论显示:第一,政治关联可以帮助企业获得银行贷款尤其是短期贷款,然而政治关联企业生产率要小于无政治关联企业,信贷资源在有无政治关联企业之间存在着错配问题;第二,金融市场化程度以及信息对称程度的提高都可以缓解政治关联对信贷资源的配置作用。同时,金融市场化和信息对称的缓解作用之间是相互促进的。即,随金融市场化程度的提高,信息对称对政治关联信贷资源配置功能的缓解作用将逐步提高,并且,随信息对称程度的提高,金融市场化缓解作用也会逐步提高。

本文的实证分析对于理解政治关联导致的信贷资源错配问题,以及理解金融市场化程度和信息对称程度对该问题的缓解作用有着直接的经验支持,同时,上述分析结论对于如何缓解信贷资源错配程度具有重要的指导意义:

首先,金融市场化改革可以缓解政治关联导致的信贷资源错配程度,这已基本达成共识。因此,应该进一步减弱政府对信贷资源的支配作用,促进金融市场化改革,促进国有银行进行贷款决策时的相对独立地位。逐步放松对金融机构市场准入限制,使得大型国有商业银行更加充分地暴露于竞争下,在利润最大化目标驱使下,金融中介机构对信贷资源的配置将更加依赖于目标企业的经济信息,而非政治资源。并逐步将业已存在的新金融形式和民营中小金融机构合法化,在给中小企业提供信贷支持方面,国有大型商业银行远远没有中小型金融机构效率高。同时,也要加快多层次的资本市场建设,完善金融体系,扩张企业金融市场直接融资规模,逐步减弱银行对信贷资源配置的主导作用。

再者,基于本文的分析我们看到,企业经济信息和企业政治资源之间的相互替代性使得,信息对称程度的提高对于缓解政治关联所致的信贷资源错配具有重要作用,并且信息对称程度的提高也可以促进金融市场化之缓解作用的发挥。因此,政府在积极推进金融市场化改革的同时,也要兼顾金融基础设施建设,如企业信息披露机制建设、第三方评级机构建设等,努力做到金融建设的全面推进。

参考文献

1. Faccio M. Politically Connected Firms. *The American economic review*, 2006,96(1): 369-386.
2. 罗党论、黄琼宇:《民营企业的政治关系与企业价值》,〔哈尔滨〕《管理科学》2008年第6期。
3. 雷光勇、李书锋、王秀娟:《政治关联、审计师选择与公司价值》,〔北京〕《管理世界》2009年第7期。
4. 李健、陈传明、孙俊华:《企业家政治关联、竞争战略选择与企业价值——基于上市公司动态面板数据的究》,〔天津〕《南开管理评论》2013年第6期。
5. 吴文锋、吴冲锋、刘晓薇:《中国民营上市公司高管的政府背景与公司价值》,〔北京〕《经济研究》2008年第7期。
6. Faccio M. The Characteristics of Politically Connected Firms. Purdue CIBER Working Paper, 2007.
7. Li H, Meng L, Wang Q, et al. Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms. *Journal of Development Economics*, 2008, 87(2): 283-299.
8. Claessens S, Feijen E, Laeven L. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(3): 554-580.
9. 余明桂、潘红波:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,〔北京〕《管理世界》2008年第8期。
10. 张敏、张胜、申慧慧等:《政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据》,〔北京〕《管理世界》2010年第11期。
11. Solow R M. Technical Change and The Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3): 312-320.
12. Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
13. 邵宜航、步晓宁、张天华:《资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算》,〔北京〕《中国工业经济》2013年第12期。
14. 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》,〔北京〕《金融研究》2008年第12期。
15. 于蔚、汪淼军、金祥荣:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,〔北京〕《经济研究》2012年第9期。
16. 李维安、徐业坤:《政治关联形式、制度环境与民营企业生产率》,〔哈尔滨〕《管理科学》2012年第2期。
17. 樊刚、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,〔北京〕经济科学出版社2011年版。
18. 屈文洲、谢雅璐、叶玉妹:《信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究》,〔北京〕《经济研究》2011年第6期。
19. 尹志超、甘犁:《信息不对称、企业异质性与信贷风险》,〔北京〕《经济研究》2011年第9期。
20. 平新乔、杨慕云:《信贷市场信息不对称的实证研究——来自中国国有商业银行的证据》,〔北京〕《金融研究》2009年第3期。

〔责任编辑:天 则〕