

主动亲近还是避而远之

——政企关系视角下的外商合作对象选择

包群 梁贺* 阳佳余

摘要 基于中国工业企业数据,本文考察了在行政干预风险下外商投资是否更为青睐与国有企业进行合资,以此来构建紧密的政企关系进而规避投资风险。研究发现,地区行政干预程度越为严重,外资在进入中国市场时越倾向于选择合资形式,而且更有意愿与国有企业进行合资。与国有企业合资现象在高契约密集度行业表现得尤为突出;进一步考虑了外资来源地、外商股权份额以及引资政策调整等情形,基本结论都较为稳健。

关键词 行政干预,所有制差异,合资对象选择

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.17

一、引言

与国内投资相比,企业跨国投资经营不仅面临着当地市场的商业经营风险,而且还往往需要应对东道国行政干预与政策不确定性带来的制度性风险。与市场风险相比,制度性风险表现形式更为隐蔽,更难以被外商投资者进行事先预防或是加以规避,这也决定了其难以仅仅凭借自身的努力来有效应对跨国投资的制度性风险。此时,外商投资者的当地合作伙伴选择就变得至关重要了:通过与具备紧密政企关系的当地企业进行合作,不仅可以凭借合资对象的政企资源来对政策性风险进行有效规避、合理应对当地政府行政干预可能带来的潜在损失,甚至还可能依赖当地伙伴的政企关系来主动谋取额外的寻租收益。换言之,当东道国市场存在较大的政策性经营风险时,此时外资企业的合资对象选择不仅取决于共同的商业利益,而且也与合资伙伴的所有制身份与政企关系的亲疏程度密切相关。

东道国市场环境对吸引外商投资的重要性已经得到大量文献的支持

* 包群,南开大学经济学院;梁贺,天津财经大学经济学院;阳佳余,南开大学金融学院。通信作者及地址:梁贺,天津市河西区珠江道25号天津财经大学经济学院,300222;电话:15822383903;E-mail: lianghenk@outlook.com。本文得到国家自然科学基金面上项目(71973073)、国家社会科学基金重点课题(21AZD024)、中央高校基本科研业务费专项资金的资助。作者感谢两位匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

(Globerman and Shapiro, 2002; Farla *et al.*, 2016; Kurul, 2017)。这些研究证明,制度质量良好、政治环境稳定、政府治理完善以及腐败程度较低的东道国往往能够吸引更多的外商投资流入。然而,已有文献却较少注意到东道国制度质量对外资进入合作对象选择的重要影响。客观而言,在正常的市场环境下,外商投资者的进入模式与合作选择本质上应该取决于合资双方的经营目标、资源共享、优势互补等商业因素。与独资经营相比,选择东道国当地企业进行合资经营显然能够带来在当地市场拓展、投资风险共担、缓解融资压力等的独特优势(Hennart and Zeng, 2005; Cuypers and Martin, 2010; Gattai and Natale, 2013)。但是,与正常的市场环境相比,如果企业经营活动频繁遭受来自行政部门的管制与干预,那么企业的商业决策与投资行为就必然需要密切关注行政干预带来的政策性风险了。与东道国当地企业相比,外商投资者难以获取与了解东道国政府机构的行政干预信息与措施,更无法仅仅凭借自身努力来完全消除当地行政干预带来的制度性经营风险与投资不确定性,此时外商投资的合资对象选择就变得极其重要了。值得强调的是,作为仍然处于经济转型期的发展中国家,中国国内市场仍然存在着广泛的行政干预现象。众所周知,地方政府之间展开的激励增长锦标赛是推动中国经济快速增长的重要原因(Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2007),但这一做法也不可避免地为政府干预市场运行留下了巨大的操作空间。为了促进辖区内经济的增长绩效,地方政府通常具有强烈的动机采用各类行政措施与手段对企业正常运行进行监管与干预,突出反映在地方行政部门对经济运行与企业经营的干预手段与管制程度方面(Brandt *et al.*, 2008; Xu, 2011)。

与民营企业相比,国有企业天然地具备更为紧密的政企关联,也能够凭借独特的所有制身份优势享受到在银行信贷、行业准入、土地出让等方面的优惠性政策待遇(Cull and Xu, 2005; Faccio, 2006; 夏立军等, 2011)。显然,国有企业与民营企业的所有制身份差异也会深刻地影响到外资进入的合作对象选择。通过与国有企业合资,外商投资者不仅可以迅速地凭借前者的政企资源来获取优惠性待遇,而且也能够有效化解与规避在国外市场经营的政策性风险。值得强调的是,由于行政干预本身的隐蔽性与多变性,外商投资者往往难以及时获取东道国政策信息的风向变化,也无法完全仅凭自身努力来消除政策干预带来的潜在损失,此时与国有企业合资就变得极具吸引力了。然而,与国有企业合资虽然可以带来政企关系的收益,但也可能引发额外的合资成本甚至导致合作关系的破裂。与民营企业相比,国有企业在享受政策性优待的同时,也不可避免地承担了解决当地就业、税利上缴、繁荣地方经济等额外的政策性负担。这些政策性负担将不可避免地降低国有企业绩效(Shleifer, 1998; 周黎安, 2004; Greve and Zhang, 2017),从而加剧了外商投资与国有企业合作的经营成本与投资风险。因此,给定与国有企业合资的双刃剑效应,本文的核心观点是与国有企业合资关键取决于制度环境的

好坏，据此我们提出本文的第一个研究假说。

假说1 在制度环境相对低下、行政干预广泛存在的地区，外商投资者更为青睐国有企业的所有制身份优势，因而更有可能选择与国有企业进行合资。

为了更为准确地识别制度质量的因果影响，我们还进一步采用行业契约密集度来进行考察。正如 Hart (1995) 等代表性文献所强调的，由于契约不完全性的普遍存在，契约密集度更高的行业通常面临着经营风险，也因此更为依赖外部制度质量来对契约风险提供制度性保障或是进行协调。已有研究表明，如果外商合资企业所在的地区具有较好的制度质量，例如高效运行的当地行政机构、成熟公正的地方司法体系、有力的知识产权保护乃至健全得力的行业组织协会等，那么合作关系就更有可能长期维系下去 (Lin and Wang, 2008; Luo, 2005; Steensma *et al.*, 2008)。然而，尽管中国已经有了全国统一的法律体系，但是各地区在契约执行效率方面仍然存在显著差异 (Lu and Tao, 2009)。制度环境对契约密集型商品出口优势的重要作用已经得到了大量的经验文献支持 (Nunn, 2007; Levchenko, 2007)，其原因就在于契约密集型商品出口更为依赖出口国制度质量的外在保障。遵循类似的思路，本文认为制度环境对契约密集型商品的影响同样也会表现在外商合作对象的选择问题上，据此提出本文第二个研究假说。

假说2 如果当地市场难以提供完善的制度环境甚至是存在严重的行政干预，那么在契约密集度更高的行业中，外商进入时选择与国有企业进行合资的概率更高。

本文在以下方面做出了可能的研究改进。首先，普遍认为制度环境对吸引外商投资具有重要意义，完备、良好的制度环境通常有助于吸引外资进入 (Globerman and Shapiro, 2002; Farla *et al.*, 2016; Kurul, 2017)。然而，已有文献较少注意到东道国制度质量对外资进入模式，尤其是合作对象选择的重要作用。因此，本文根据所有制身份差异区分了国有与非国有企业两类合作伙伴，证实了东道国制度环境在合作对象选择中的影响，有助于我们深入理解制度环境对利用外资的重要性。其次，本文从行政干预视角细致考察了政企关系在外商合作对象选择中的作用，也丰富了已有文献有关政企关系作用的研究结论 (Faccio, 2006; 夏立军等, 2011)，尤其是在国际合作选择与跨国投资领域中的作用。最后，本文研究表明国内制度建设不仅对优化国内市场竞争具有重要影响，而且也深刻地改变了外商投资企业的合作模式与伙伴选择，这对今后我国优化利用外资无疑提供了有益的研究借鉴。

二、数据、变量与模型

(一) 数据来源及相关统计性描述

本文使用的企业层面数据主要来源于1998—2007年中国工业企业统计数

据库。遵循 Brandt *et al.* (2012) 等做法对数据库进行了异常值处理, 包括剔除资产总额、实收资本等关键指标缺失或小于零的观测值等。本文以新进入外资企业(包括外商独资和中外合资企业)作为分析对象。具体地, 我们以1998年为基期, 将1999—2007年每年新出现在工业企业数据库中的外资企业定义为新进入的外资企业, 并将进入后的企业样本予以剔除。按照上述步骤共筛选得到79 419家新进入外资企业样本, 其中以外商独资模式进入的有45 711家(占比57.56%); 合资企业共33 708家, 占比为42.44%。从中可见, 相比合资外商更倾向于建立独资企业。我们进一步区分了国有和民营(非国有)两种性质的合资对象。如果企业实收资本中国内资本来源仅包含国有资本或者国有资本为最大出资者, 则定义为国有企业。表1中统计信息表明, 在33 708家合资企业中, 国有合资企业3 145家(占比9.33%), 非国有合资企业占比90.66%。

表1 1999—2007年外资进入模式分布情况

年份	总体企业数目	独资企业数目	独资企业占比	合资企业		国有合资占比
				非国有	国有	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1999	6 381	2 786	43.66%	2 773	822	22.87%
2000	5 382	2 297	42.68%	2 585	500	16.21%
2001	6 898	3 284	47.61%	3 181	433	11.98%
2002	5 746	2 982	51.90%	2 497	267	9.66%
2003	7 705	4 451	57.77%	3 015	239	7.34%
2004	21 735	13 104	60.29%	8 147	484	5.61%
2005	7 229	4 615	63.84%	2 491	123	4.71%
2006	8 456	5 314	62.84%	3 015	127	4.04%
2007	9 887	6 878	69.57%	2 859	150	4.99%
总计	79 419	45 711	57.56%	30 563	3 145	9.33%

注: 数据由作者根据原始数据整理、计算而得。

注意到本文主要基于不同区域制度环境差异来考察外资引入模式, 图1给出了外商投资的区域分布。总体而言, 东部地区外资企业数量远远大于中西部地区, 仅广东、江苏和浙江三个省份外资企业数目就占到了总数的55.83%; 外资进入时对于合资还是独资的选择在不同地区也有所差异, 东部地区合资企业所占比例在40%左右, 而中西部地区合资企业占比70%左右, 像宁夏地区60家外资企业中有51家选择合资, 占比达到了85%, 表明在由沿海向内地的延伸过程中, 外商建立独资企业的倾向越来越低, 合资企业更受青睐。另外, 在合资对象的所有制差异方面(见图2), 我们发现东部沿海地区更加愿意与民营企业合资, 而中西部省份更为青睐国有企业。在东部地区

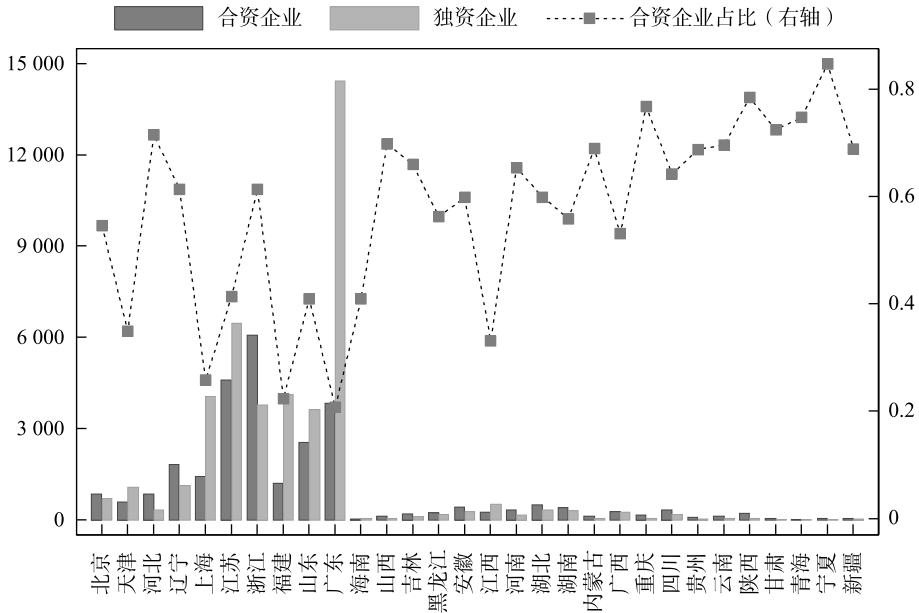


图 1 外资企业的地区分布

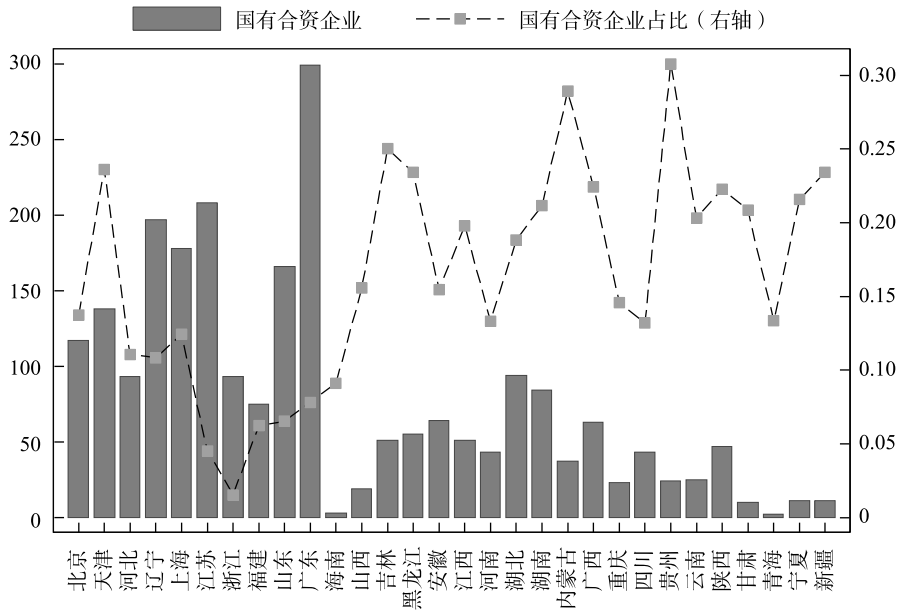


图 2 国有合资企业的地区分布

注：图 1 和图 2 横轴为各省市中文名称，按照东中西部划分由左到右排列。图 1 左边纵轴表示合资企业和独资企业的数量，右边纵轴表示外资企业中合资企业所占比例。图 2 左边纵轴表示国有合资企业的数量，右边纵轴表示合资企业中国有合资企业所占比例。

样本中,大多数省市国有合资企业占比在10%以下,占比最低的浙江省只有1.53%;比较而言,中西部地区国有合资企业的比重高达20%左右,而且中西部地区之间差异较小。因此,由图1和图2统计信息不难看出,相较于东部沿海地区,中西部省份的外商投资企业更为倾向于选择合资方式进入,尤其是与国有企业进行合资。值得强调的是,外商投资合作伙伴选择的地区分布与我国不同省份的制度环境差异表现出较好的吻合。众所周知,与东部区域相比,中西部省份市场化进程相对缓慢,来自行政机构的市场干预与管制行为更为频繁。例如,根据后文所使用的“减少政府对企业的干预”指标,东部11个省份的均值高达6.09,显著高于中部地区的3.23以及西部省份的3.35。这一统计信息提醒我们,在制度环境相对低下的中西部省份的确表现出更为明显的与国有企业合资的偏好。

(二) 指标选取及说明

1. 地区行政干预

已有文献中主要使用以下两类指标度量行政干预:一是樊纲等(2010)编制的中国不同区域市场化指数中“减少政府对企业的干预”的指标;二是世界银行2005年对中国企业调查数据库中“四家主要政府机构对企业的干预时间”的指标。世界银行调研数据的优势在于较为严谨的调研组织保证了数据信息的可靠、客观性,但是该类调研数据并非追踪数据,难以考察不同地区行政干预的时间变化。相比而言,樊纲等编制的市场化指数提供了连续跟踪多年的分区域行政干预信息,也被广泛运用在已有研究中。因此,我们主要选用樊纲等编制的市场化指数中的指标来衡量政府的行政干预,同时也采用世界银行的调研数据作为稳健性检验。

表2给出了市场化指数中“减少政府对企业的干预”指标的不同地区均值信息,可见东部沿海地区的市场化进程明显领先于中西部省份。在全部样本省份中,广东省行政干预程度最为轻微,仅为9.459,其次是上海(9.308)、江苏(7.878);行政干预最为严重的省份则依次为贵州(0.504)、江西(1.828)、青海(1.933)等。同时,从时间趋势来看,虽然各省份的行政干预程度都表现出好转趋势,但是行政干预力度及改善程度仍有较大差异。例如,天津行政干预指数从1999年的3.66上升至2007年的7.99,改善效果明显。然而,甘肃的行政干预度虽然从1999年的1.04上升至2007年的3.48,但是行政干预力度仍然较大。总体而言,不同省份在行政干预的区域分布与时间趋势方面表现出了巨大差异,从而为我们考察不同省份制度环境对合资对象选择提供了良好的样本信息。此外,我们在实际估计中对地区行政干预指标取其相反数,意味着这一指标数值越高那么市场化程度越低,也就表明政府对企业的干预越强。

表2 1999—2007年不同地区制度环境的比较

东部地区		中部地区		西部地区	
广东	9.459	湖北	4.649	陕西	5.528
上海	9.308	安徽	3.909	四川	4.840
江苏	7.878	吉林	3.566	云南	4.149
浙江	6.874	山西	3.272	广西	4.014
福建	6.691	河南	2.933	宁夏	3.957
北京	5.867	湖南	2.558	重庆	3.948
海南	5.797	黑龙江	2.493	新疆	3.083
天津	5.233	江西	1.828	内蒙古	2.746
河北	4.773			甘肃	2.303
辽宁	3.951			青海	1.933
山东	3.700			贵州	0.504

注：作者根据原始数据整理、计算而得。

2. 行业契约密集度

行业契约密集度是指不同行业契约执行效率的敏感度，该指标取值越大，表明行业受契约执行效率的影响程度越高。本文采用 Nunn (2007) 的做法衡量企业所处行业的契约密集度。Nunn (2007) 基于 Rauch (1999) 的分析，依据中间品差异化程度来判定行业的契约密集度：在实现充分竞争的商品交易市场，买卖双方发生合同纠纷的可能性低，对合约约束力的依赖程度最低；而在完全差异化的中间品市场，投入品在合约关系之外的价值几乎为零，此时由于资产专用性，买卖双方遭受敲竹杠的风险较高，因而对合约约束力的需求最高。具体地，Nunn (2007) 利用 1997 年美国的投入产出表信息以及每种投入中不同类型产品的比例计算了各行业的关系型投入份额（契约密集度），分为狭义的契约密集度 (z_1) 和广义的契约密集度 (z_2)：

$$z_1 = \sum_j \theta_{ij} R_j^{neither} = \frac{\sum_j \mu_{ij} R_j^{neither}}{\mu_i}, \quad (1)$$

$$z_2 = \sum_j \theta_{ij} (R_j^{neither} + R_j^{refprice}) = \frac{\sum_j \mu_{ij} (R_j^{neither} + R_j^{refprice})}{\mu_i}, \quad (2)$$

其中 u_{ij} 是行业 j 对行业（最终产品） i 的中间投入价值， u_i 是行业 i 使用的总投入价值。 $R^{neither}$ 是 j 投入中完全差异化商品的比例， $R^{refprice}$ 是 j 投入中设定了参考价格商品的比例。我们将 Nunn (2007) 计算的美国 ISIC REV. 2 的行业与中国 GB/T4754-2002 的 2 分位制造业行业相匹配，从而获得行业的契约密

集度,然后将与之对应的契约密集度指标匹配进样本中,作为本文衡量企业所处行业契约密集度的指标。¹。

3. 其他控制变量

遵循代表性研究的通常做法(史宇鹏等,2011;Chang *et al.*,2012),本文采用了如下控制:企业规模,以企业实收资本计算;资本密集度,以人均资产,即总资产除以总人数进行计算;企业是否出口的虚拟变量;外资来源地,区分了港澳台外资与外国投资;同时,本文还控制了时间、地区、行业虚拟变量。表3为各变量的说明及相应的统计描述。

表3 变量描述性统计

变量	定义	样本容量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>q</i>	行政干预	79 316	-7.238	2.953	-12.670	2.170
<i>z1</i>	狭义契约密集度	79 316	0.512	0.223	0.058	0.859
<i>z2</i>	广义契约密集度	79 316	0.861	0.180	0.460	0.995
<i>lc</i>	资本规模对数	79 316	8.794	1.360	6.023	12.612
<i>lk</i>	资本密集度对数	79 316	3.703	1.484	0.693	7.436
<i>hmt</i>	外资来源地	79 316	0.548	0.498	0	1
<i>exp</i>	是否出口	79 316	0.499	0.500	0	1

注:表中数据由作者根据原始数据整理、计算而得。

(三) 计量模型

本文主要考察行政干预对外资进入模式及合资对象选择的影响,对于这一问题的研究包括两步:第一步分析行政干预是使得外商更倾向于建立独资企业还是合资企业,第二步则是分析行政干预是使得外商更愿意与国有企业合资还是与非国有企业合资。具体地,对于第一步中行政干预对外资进入模式的影响,如果外商选择合资形式进入则定义 $jv=1$, 独资形式进入 $jv=0$; 对于第二步中,行政干预对外商合资对象选择的影响,如果外商选择与国有企业合资则定义 $jv_SOE=1$, 选择与非国有企业合资 $jv_SOE=0$ 。模型具体设定如下:

$$\begin{aligned} \text{logit}(jv_{it}=1) = & \beta_0 + \beta_1 q_{it} + \beta_2 (z_j \times q_{it}) + \beta_3 z_j \\ & + \beta_4 X_{it} + \rho_j + \rho_k + \rho_t + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

¹ Nunn (2007) 计算结果反映了不同行业之间的相对契约密集度,是基于不同行业中间投入品契约关系的一种行业属性,在不同国家的行业密集度分布方面应该表现出较强的一致性,这也是本文采用这一指标的原因。但是,该指标是 Nunn (2007) 基于 1997 年美国的投入产出表信息计算而得,也受到不同国家的投入-产出关系差异所导致的测算偏误。

$$\begin{aligned} \text{logit}(jv_SOE_{it} = 1) = & \beta_0 + \beta_1 q_{kt} + \beta_2 (z_j \times q_{kt}) + \beta_3 z_j \\ & + \beta_4 X_{it} + \rho_j + \rho_k + \rho_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中，下标 i, j, k, t 分别表示企业、行业、地区和年份； q_{kt} 为各地区每年的行政干预指标； z_j 为行业契约密集度； X_{it} 为企业层面控制变量； ρ_j 、 ρ_k 和 ρ_t 分别为行业、地区和年份固定效应。

三、基本估计结果

(一) 行政干预对外资进入模式的影响

表4首先给出了行政干预影响外资进入模式的基本回归结果。第(1)、(2)两列给出了行政干预对外商独资还是合资决策的影响，无论是否加入控制变量，行政干预变量的估计系数均显著为正，可见地区的行政干预强度越高，外商在进入时更倾向于选择合资企业的形式。由第(3)列边际效应可知，行政干预强度提高1%，外商进入时选择合资的概率提高约0.04%。表4中的第(4)、(5)两列进一步汇报了行政干预对外商合资对象选择的影响，行政干预变量的估计系数显著为正，表明地区行政干预程度越高，外商更倾向于选择国有企业作为合资对象。由第(6)列边际效应可知，地区行政干预强度提高1%，选择国有企业作为合资对象的概率上升约0.01%。这一结果表明行政干预的确对外商合资对象选择产生了重要的影响：在行政干预下，国有合资伙伴不仅能够有助于外商投资者更为快捷地与行政部门构建亲密的政企关系，而且还能够帮助其有效地规避行政干预可能导致的潜在损失与投资风险。在影响外资进入模式的其他变量方面，我们发现企业规模越大、资本密集度越高，则越有可能选择合资经营；出口倾向越强，则越有可能选择独资经营。在合资对象的选择上，企业规模越大，与国有合资概率越高；而以出口为导向的外资，则更青睐于与非国有企业合资，这与前文统计分析的信息是一致的；如果合资企业是以出口国际市场为目的，则选择民营企业进行合作的概率越高。

表4 地区行政干预对外资进入模式的影响

变量	进入模式： 合资为1，独资为0			合资对象： 国有企业为1，非国有企业为0		
	估计系数	边际效应		估计系数	边际效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
q	0.1862*** (0.0026)	0.1766*** (0.0027)	0.0397*** (0.0005)	0.1886*** (0.0074)	0.1886*** (0.0075)	0.0147*** (0.0006)

(续表)

变量	进入模式： 合资为 1，独资为 0			合资对象： 国有企业为 1，非国有企业为 0		
	估计系数	边际效应		估计系数	边际效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lc</i>		0.0397*** (0.0065)	0.0089*** (0.0015)		0.4165*** (0.0161)	0.0324*** (0.0013)
<i>lk</i>		0.0298*** (0.0061)	0.0067*** (0.0014)		0.0178 (0.0170)	0.0014 (0.0013)
<i>exp</i>		-0.4180*** (0.0155)	-0.0940*** (0.0034)		-0.3470*** (0.0417)	-0.0270*** (0.0033)
<i>hmt</i>		0.1467*** (0.0153)	0.0330*** (0.0034)		-0.0867** (0.0398)	-0.0067** (0.0031)
常数项	1.0214*** (0.0202)	0.6448*** (0.0503)		-1.1824*** (0.0434)	-4.9319*** (0.1292)	
年份效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
观测值	79 361	78 858	78 858	33 671	33 524	78 858
拟 R^2	0.133	0.138	0.138	0.159	0.196	0.138

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二) 行业契约密集度的重要性

表 5 进一步考虑不同行业契约密集度的差异。由估计结果可知，无论采用狭义的契约密集度 (z_1) 还是广义的契约密集度 (z_2)，行政干预单独项以及与行业契约密集度交互项对外商进入模式及合资对象的选择均存在显著正向影响。具体而言，行业契约密集度越高，行政干预越强，外商在进入中国市场时更倾向于建立合资企业，而且更愿意与国有企业合资。这一结果也证实了我们的预期：行业的契约密集度越高，企业在经营过程中面临违约的风险就越高，因而也更为依赖完善的制度环境来为合约的有效执行提供保障。在行政干预越为频繁的省份，外商投资者难以得到制度环境提供的经营保障，甚至可能受到行政机构的政策干预，加剧了合约不完全性带来的投资风险。显然，在合约不完全性与行政干预的双重困境下，此时与国有企业合资变得

对外商投资者尤其具有吸引力，尤其是在违约风险较高的行业，通过与国有企业合资能够更好地保护外商投资的商业利益。

表5 行业契约密集度的影响

变量	进入模式： 合资为1，独资为0		合资对象： 国有企业为1，非国有企业为0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
q	0.0283*** (0.0008)	0.0218*** (0.0012)	0.0124*** (0.0008)	0.0087*** (0.0010)
$q \times z1$	0.0209*** (0.0010)		0.0048*** (0.0012)	
$q \times z2$		0.0199*** (0.0012)		0.0071*** (0.0010)
$z1$	-0.3835*** (0.1081)		-0.1816*** (0.0439)	
$z2$		-0.1956*** (0.0680)		-0.1113*** (0.0285)
CV	是	是	是	是
观测值	78 858	78 858	33 524	33 524
拟 R^2	0.138	0.139	0.196	0.196

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。表中结果为变量的边际效应，下同。CV代表企业规模、人均资本等控制变量以及行业、地区等虚拟变量，下同。

为了进一步反映不同区域行政干预的影响差异，我们还基于数值模拟进行了反事实分析：如果将新进入的外资企业从行政干预水平高的地区搬迁至行政干预水平较低的地区，那么这一变化对于外资进入模式及合资对象的选择将带来何种影响？具体地，我们选取了契约密集度10%分位数的食品制造业和90%分位数的通信设备、计算机及其他电子设备制造业，行政干预水平10%分位数的浙江省和90%分位数的甘肃省。由表6测算结果可知，在行政干预较为严重的省份（甘肃），外商选择合资尤其是与国有企业合资的动机明显强于行政干预较少的省份（浙江），而且这一作用在高契约密集型行业更为显著。例如在食品制造业，在甘肃省投资的外商与国有企业合资的概率是浙江省外商的近两倍；在通信设备、计算机制造业，甘肃省外商与国有企业合资倾向进一步扩大为浙江省外商的三倍多。

表 6 行政干预影响的模拟分析

行业	进入模式		合资对象	
	浙江	甘肃	浙江	甘肃
食品制造业	0.022***	0.025***	0.006***	0.011***
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.028***	0.039***	0.005***	0.017***

注：表中数据由作者根据原始数据整理、计算而得。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(三) 地区制度环境的替代性指标：基于世界银行调查数据的检验

考虑到行政干预度量指标的稳健性，我们尝试以世界银行 2005 年的调查数据作为行政干预的替代性指标进行了稳健性检验。具体地，世界银行针对中国企业的调查问卷中有一项是：每年企业与政府部门打交道的时间是多少天？问卷中列举了四个政府部门，分别是税收部门、公共安全部门、环保部门以及劳动与社会保障部门，直接反映了微观企业为了应对来自行政部门的监管与干预所支付的时间成本。本文首先采用主成分分析将这四个部门每年与政府打交道的的时间合成一个综合变量 (*cq*) 用来表示政府对企业的干预程度。

基于世界银行制度环境的新指标，估计结果如表 7 所示。我们发现，以与政府部门打交道时间的区域制度变量估计结果与前文基本一致，再次表明行政干预的确会影响到外资的进入模式及合资对象的选择：行政干预越强，外资在进入中国时更倾向于建立合资企业，而且更愿意与国有企业合资。进一步加入行政干预与契约密集度的交互项作为解释变量考察对外资进入模式及合资对象选择的影响，估计结果仍然与前文基本回归结果一致：在契约密集度较高的行业，契约不完全性导致了企业面临的违约风险较高，如果此时缺乏完善的制度环境提供外部保障，则外资企业更倾向于选择以合资，尤其是与国有企业进行合资的方式进入。因此，表 7 结果意味着本文核心结论在不同区域制度环境度量下都是较为稳健的。尽管世界银行与市场化进程指数是从不同信息层面来反映不同地区的制度环境，但我们都发现了类似的研究结论。

表 7 基于世界银行数据的回归结果

变量	进入模式： 合资为 1，独资为 0			合资对象： 国有企业为 1，非国有企业为 0		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cq</i>	0.0124***	0.0054***	0.0097***	0.0115***	0.0103***	0.0108***
	(0.0011)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0009)

(续表)

变量	进入模式： 合资为 1，独资为 0			合资对象： 国有企业为 1，非国有企业为 0		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$cq \times z1$		0.0152*** (0.0006)			0.0025*** (0.0005)
$cq \times z2$			0.0153*** (0.0008)			0.0039*** (0.0005)
CV	是	是	是	是	是	是
观测值	78 858	78 858	78 858	33 524	33 524	33 524
拟 R^2	0.0628	0.0628	0.0630	0.159	0.160	0.160

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(四) 内生性问题

本文估计结果受到的另一个可能干扰是地区制度环境的内生性问题，我们尝试采用工具变量法重新进行估计。正如 Acemoglu *et al.* (2001) 所指出的，制度演变通常是一个长时期相对缓慢的历史过程，即今天所观察到的制度质量往往取决于过去的制度路径选择。遵循这一研究思路（方颖和赵扬，2011），本文考虑了如下三个制度的工具变量：一是 1919 年中国各城市每千人中的基督教教会初级小学的学生注册人数，二是“三大改造”前民营企业的发展情况，三是近代以来各省市殖民地归属情况。本文首先对三个工具变量进行过度识别与弱工具变量检验，发现 1919 年中国各城市每千人中的基督教教会初级小学的学生注册人数是较优的工具变量。表 8 汇报了采用两阶段工具法估计的结果，由第一阶段估计结果可知，整体拟合优度较高，内生变量与工具变量具有较强的相关性，而且第一阶段估计结果的 F 值远远大于 10，表明并不存在弱工具变量问题，本文采用的工具变量是有效的；第二阶段回归中分别对进入模式选择 (jv) 与合资对象选择 (soe) 进行了估计，估计结果与前文基本一致，行政干预对外资进入模式及合资对象选择均存在显著影响，而且在契约密集度较高的行业，行政干预越强，那么外资进入时更倾向于采取合资的进入模式，而且更愿意与国有企业合资。

表 8 工具变量回归结果

变量	进入模式： 合资为 1，独资为 0			合资对象： 国有企业为 1，非国有企业为 0		
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段	
	q	$q \times z1$	jv	q	$q \times z1$	soe
	iv	-2.3479*** (0.0802)	-0.6200*** (0.0685)		-2.1010*** (0.1099)	-0.4738*** (0.0825)

(续表)

变量	进入模式： 合资为 1，独资为 0			合资对象： 国有企业为 1，非国有企业为 0		
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段	
	q	$q \times z1$	ju	q	$q \times z1$	soe
$iv \times z1$	-0.0633** (0.0270)	-0.4409*** (0.0230)		0.0130 (0.0507)	-0.4913*** (0.0380)	
q			0.0316*** (0.0008)			0.0161*** (0.0009)
$q \times z1$			0.0227*** (0.0011)			0.0041*** (0.0012)
CV	是	是	是	是	是	是
观测值	78 865	78 865	78 859	33 525	33 525	33 525
R^2	0.903	0.893	0.139	0.853	0.862	0.126
F 值	9 128.52	8 232.91		2 434.29	2 615.71	

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

四、稳健性检验

(一) 外资来源地差异

我们遵循通常的划分标准，将外资企业根据来源地区分为港澳台外资与外国资本，并分别进行了子样本估计。表 9 列出了两类不同外资来源地的估计结果，从中可见在是否建立合资企业方面，港澳台外商与外国投资者表现出了类似性：在契约密集度越高的行业，行政干预越强，无论来自港澳台的外资还是其他国家与地区的外资都倾向于建立合资企业。在合资对象的选择上，外国投资者在行政干预盛行的地区更愿意选择与国有企业进行合资，但这一现象并不见诸港澳台投资者。这一结果也反映出两类不同来源地外商投资者，在面临东道国行政干预带来的政策性投资风险时，其投资模式会存在一定差异。对于港澳台投资者而言，由于其来源地具有与大陆地区类似的商业文化与经营理念，能够较好地适应投资目的地的市场环境与管理政策。然而，那些来自欧美等国家的外商投资者由于缺乏对中国市场的商业规则与政策环境的足够了解，难以快速融入当地市场的商业环境，面临着较高的跨国投资风险，因而更愿意通过与国有企业合资来构建紧密的政企关系。

表9 基于不同外资来源的回归结果

变量	进入模式：		合资对象：	
	合资为1，独资为0		国有企业为1，非国有企业为0	
	港澳台外资	其他外资	港澳台外资	其他外资
q	0.0206*** (0.0011)	0.0354*** (0.0011)	0.0123*** (0.0011)	0.0122*** (0.0012)
$q \times z1$	0.0248*** (0.0015)	0.0168*** (0.0014)	0.0055 (0.0117)	0.0044** (0.0018)
CV	是	是	是	是
观测值	39 553	39 352	18 258	15 293
拟 R^2	0.125	0.154	0.162	0.126

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 外资股权份额

我们还考虑了合资企业中外商股权份额的影响，即外商投资者在合资企业中的控股地位对合作对象选择的影响。例如，当外商投资者在合资企业处于绝对控股地位时，外商能够对合资企业的生产经营进行全面的掌控与管理，此时当地合作伙伴在合资企业的重要性相对较弱。相反，当合资企业中外商与当地合作者的股权份额相对接近时，合资伙伴对于企业经营绩效具有更为重要的影响，此时合作对象的选择变得更有意义。具体地，我们以外资股权份额50%作为分界点，将合资企业分为内资控股与外资控股两类，并分别进行了估计。由表10可知，无论是内资控股还是外资控股，行政干预对合作对象选择的影响是一致的。在行政干预严重的地区，无论能否得到控制权，外资进入时都更倾向于选择与国有企业进行合资，而且无论采用狭义的契约密集度还是广义的契约密集度，得到的结论都是一致的。这一结果表明，合资伙伴对合资企业的经营绩效发挥着重要的共同决策作用，因而在更容易发生契约风险的高契约密集行业中外资更愿意寻求与国有企业合资来规避政策性风险。

表10 基于不同外资份额的回归结果

变量	合资对象：国有企业为1，非国有企业为0			
	内资控股	外资控股	内资控股	外资控股
q	0.0126*** (0.0010)	0.0121*** (0.0014)	0.0093*** (0.0013)	0.0075*** (0.0018)
$q \times z1$	0.0042*** (0.0016)	0.0068*** (0.0020)		

(续表)

变量	合资对象：国有企业为 1，非国有企业为 0			
	内资控股	外资控股	内资控股	外资控股
$q \times z_2$			0.0064*** (0.0013)	0.0093*** (0.0018)
CV	是	是	是	是
观测值	21 678	11 873	21 678	11 873
拟 R^2	0.155	0.139	0.157	0.142

注：括号内为稳健标准差，***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(三) 地区所有制结构的差异

中国各地区所有制结构存在较大差异，与民营经济较为活跃的东部相比，中西部地区民营经济不发达，而国有经济相对占比更高，因此从国内合作伙伴的“供给”来说，地区所有制结构的差异有可能影响外资对合资对象的选择。如果忽略这一因素，那么有可能造成估计的偏误，进而难以准确衡量行政干预的影响。在本文样本期间，东部地区的国有企业所占比重为 10.97%，显著低于中西部内陆省份的 29.40%。因此，本文进一步对地区所有制结构的差异可能带来的影响进行了稳健性检验。首先，为了区分地区所有制结构的差异，我们将整体样本划分为东部与中西部两个子样本，并分别进行估计。由表 11 可知，东部地区与中西部地区子样本估计结果中，行政干预及其与契约密集度的交互项均显著为正，表明无论是东部地区还是中西部地区，行政干预对外资进入模式及合资对象选择均存在显著影响，地区的行政干预越强烈，外资进入时选择合资模式的概率越高，并且越倾向与国有企业合资；此外，在契约密集度更高的行业中，行政干预的影响更大。因此，区分东部与中西部地区子样本的估计结果与基本估计保持一致。

表 11 不同地区子样本估计

变量	进入模式：		合资对象：	
	合资为 1，独资为 0		国有企业为 1，非国有企业为 0	
	东部地区	中西部地区	东部地区	中西部地区
q	0.0297*** (0.0008)	0.0227*** (0.0013)	0.0081*** (0.0008)	0.0183*** (0.0038)
$q \times z_1$	0.0205*** (0.0010)	0.0189*** (0.0056)	0.0040*** (0.0011)	0.0055*** (0.0009)
CV	是	是	是	是

(续表)

变量	进入模式： 合资为1，独资为0		合资对象： 国有企业为1，非国有企业为0	
	东部地区	中西部地区	东部地区	中西部地区
	观测值	70 424	8 481	28 302
拟 R^2	0.059	0.019	0.086	0.056

注：括号内为稳健标准差，***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

为了更为准确细致地控制地区所有制结构差异可能带来的估计偏误，我们进一步在基础回归模型中分别加入了各省份每年国有企业的数目 (SOE_num) 和国有企业数量占比 (SOE_ratio) 变量。由表12可知，在进入模式估计中，国企数目与国企数量占比两个变量均不显著，但是在合资对象估计中两个变量均显著为正，表明地区的所有制结构差异并不影响外资进入模式的选择，但是会影响外资对合资对象的选择，地区的国有企业数目更多，国企占比更大，那么外资与国有企业合资的概率也更高，这一估计结果表明地区的所有制结构差异确实会影响合资对象选择。但是，表12中行政干预变量及其与契约密集度的交互项的估计结果仍然显著为正，这一结果与基本估计保持一致，表明无论是加入国企数目变量还是加入国企数量占比变量，行政干预对外资进入模式及合资对象的选择上仍然存在显著影响，即本文基本结论依然成立。

由此可知，虽然我国东部地区与中西部地区甚至各省份在所有制结构上的差异会影响合资对象的选择，但是行政干预对外资进入模式及其合资对象选择的影响是普遍的，在控制了各地区所有制结构的差异之后，行政干预对外商投资模式及合资对象的选择上仍然存在显著的影响。因此，各地区所有制结构的差异并不会影响本文的结论，同时对所有制结构差异的稳健性检验也再一次证明了行政干预对合资对象选择的重要影响。

表12 地区所有制结构的差异

变量	进入模式： 合资为1，独资为0		合资对象： 国有企业为1，非国有企业为0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	q	0.0290*** (0.0008)	0.0238*** (0.0009)	0.0095*** (0.0009)
$q \times z1$	0.0208*** (0.0010)	0.0209*** (0.0010)	0.0048*** (0.0013)	0.0047*** (0.0012)
SOE_num	0.0025 (0.0146)		0.0544*** (0.0030)	

(续表)

变量	进入模式:		合资对象:	
	合资为1, 独资为0		国有企业为1, 非国有企业为0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SOE_ratio</i>		0.0029 (0.0510)		0.1386*** (0.0360)
<i>CV</i>	是	是	是	是
观测值	78 858	78 858	33 524	33 524
拟 R^2	0.123	0.197	0.138	0.197

注: 括号内为稳健标准差, ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(四) 基于外商投资政策转变的准自然实验分析

外资进入模式与合资对象选择除了取决于企业自身决策, 也与东道国政府的引资政策密切相关, 忽略了引资政策转变与调整的重要影响可能也会导致估计结果的偏误。鉴于此, 我们以商务部公布的《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》) 作为准自然实验来考察研究结论是否会因引资政策的转变而发生变化。具体地, 我们选用 1997 年商务部公布的《目录》作为基准, 然后比照 2004 年公布的《目录》确定各行业的政策变化。我们根据两个版本关于引资态度的鼓励、允许、限制与禁止, 将二分位行业划分为三类: 引资政策未发生变化的行业、加强管制的行业(引资态度由鼓励、允许转变为限制、禁止)以及放松管制的行业(引资态度由限制、禁止转变为鼓励、允许)。对于引资政策未发生变化的行业, 我们区分了限制类与非限制类行业, 并比较了行政干预对两类企业的影响; 对于引资政策发生变化的行业, 我们以 2004 年为分界点, 区分了引资政策变化前后的影响, 即如果 2004 年及以后年份 $dt=1$, 之前年份 $dt=0$ 。与前文一致, 我们同时考察对进入模式选择($ju=1$ 表示合资, $ju=0$ 表示独资)和合资对象选择($ju_soe=1$ 表示合资对象为国有企业, $ju_soe=0$ 表示合资对象为非国有企业)的影响。

表 13 首先给出了引资政策未发生变化行业的估计结果, 可以发现行政干预单独项显著为正, 但是行政干预与引资政策虚拟变量的交互项并不显著, 说明行政干预对进入模式与合资对象选择的影响是普遍存在的, 并不会因行业引资政策的不同而有所差异。进一步考察行业引资政策发生变化前后的影响, 由表 13 可知, 无论是加强管制行业还是放松管制行业, 行政干预单独项均是显著为正, 但是行政干预与时间虚拟变量的交互项并不显著, 表明引资政策调整, 无论是加强管制还是放松管制, 并不会影响行政干预对外资进入

模式与合资对象选择的作用，行政干预对于外商的进入模式及合资对象的选择并不会因引资政策的转变而发生变化，同时也再次验证了本文的核心结论：行政干预是影响外资进入模式及合资对象选择的重要变量。

表 13 基于外商投资政策转变的估计结果

变量	引资政策未变行业		加强管制行业		放松管制行业	
	<i>ju</i>	<i>ju_soe</i>	<i>ju</i>	<i>ju_soe</i>	<i>ju</i>	<i>ju_soe</i>
<i>q</i>	0.0385*** (0.0017)	0.0140*** (0.0012)	0.0369*** (0.0018)	0.0063*** (0.0018)	0.0407*** (0.0029)	0.0104*** (0.0035)
<i>q</i> × <i>limited</i>	-0.0007 (0.0019)	0.0004 (0.0014)				
<i>limited</i>	-0.0712*** (0.0128)	-0.0478*** (0.0081)				
<i>q</i> × <i>dt</i>			-0.0003 (0.0013)	0.0039 (0.0037)	0.0008 (0.0019)	-0.0023 (0.0055)
<i>dt</i>			-0.2023*** (0.0255)	-0.0464* (0.0253)	-0.2310*** (0.0426)	-0.0666* (0.0396)
<i>CV</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	63 754	26 781	10 490	4 661	4 624	2 146
拟 <i>R</i> ²	0.143	0.155	0.132	0.147	0.129	0.097

注：括号内为稳健标准差，***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

五、总结性评述

面临东道国政府干预带来的政策性投资风险，外商投资者应该如何挑选在当地市场的合作伙伴？基于1998—2007年中国工业企业统计数据，本文细致考察了行政干预对外资进入模式尤其是合资对象选择的影响，得到主要结论如下。

首先，本文研究证实了东道国制度环境的确对外商投资合资伙伴的选择产生了重要影响。我们发现，地区的行政干预程度越强（制度环境相对低下），将会使得外资在进入中国市场时更倾向于选择合资经营的方式，而且更愿意与国有企业进行合资，其原因就在于凭借后者的所有制优势可以有效构建更为紧密的政企关系。为了准确识别制度环境的影响，我们也考察了行业契约密集度的差异，结果表明行业的契约密集度越高，外商投资在面临行政干预时与国有合资的意愿就越为强烈，以此来规避由于契约不完全性导致的

政策性经营风险。其次,我们也针对外资来源地、外资份额等差异,考察了不同情形下研究结论的稳健性。我们的研究表明,东道国制度环境对外资合资对象选择的影响是一个广泛存在的现象。针对区域制度环境可能存在的内生性问题,我们也尝试采用工具变量估计方法进行了重新估计,结果同样支持了制度质量的重要性。我们还利用了商务部颁布的《外商投资产业指导目录》的政策转变作为准自然实验,根据引资态度的差异性划分为鼓励、允许类和限制、禁止类等不同类型,结果证实了制度环境对外商合作对象选择的影响并不会因为引资政策的转变而发生变化。

本文研究为我们客观审视东道国制度环境对外资进入模式的影响提供了有益的经验证据。与正常的投资商业环境不同,由于企业经营活动受到来自行政部门的市场干预与政策监管,此时选择更具紧密政企关联的当地合作伙伴就变得具有吸引力了。然而,必须注意的是,虽然外商投资者希冀通过与国有企业的合作形式来对政策性投资风险加以规避,但这一做法是否能够如愿以偿却是值得深思的问题。与国有企业合作固然可以在短期内帮助外资企业规避东道国市场的政策性风险,然而也会使得后者面临更高的政策性负担与合作成本,尤其是影响到长期合作关系的稳定性。换言之,有效、稳定的合作关系归根到底还是依赖于东道国制度建设的不断完善与健全。从这一意义而言,理顺政府与市场的关系、促进国内市场环境的成熟与完善,不仅对合理利用外商投资具有重要意义,而且对培育国有企业之间长期、稳定的商业合作关系也会产生长远影响。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *The American Economic Review*, 2001, 91 (5), 1369-1401.
- [2] Brandt, L., C. Hsieh, and X. Zhu, "Growth and Structural Transformation in China", In: Brandt, L., and T. G. Rawski (eds.), *China's Great Economic Transformation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2008, 683-728.
- [3] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [4] Chang, Y., M. Kao, A. Kuo, and C. Chiu, "How Cultural Distance Influences Entry Mode Choice: The Contingent Role of Host Country's Governance Quality", *Journal of Business Research*, 2012, 65 (8), 1160-1170.
- [5] Cull, R., and L. C. Xu, "Institutions, Ownership, and Finance: The Determinants of Profit Reinvestment Among Chinese Firms", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1), 117-146.
- [6] Cuypers, I. R., and X. Martin, "What Makes and What Does Not Make a Real Option? A Study of

- Equity Shares in International Joint Ventures”, *Journal of International Business Studies*, 2010, 41 (1), 47-69.
- [7] Faccio, M., “Politically Connected Firms”, *American Economic Review*, 2006, 96 (1), 369-386.
- [8] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2009 年报告》。北京: 经济科学出版社, 2010 年。
- [9] 方颖、赵扬,“寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献”,《经济研究》, 2011 年第 5 期, 第 138—148 页。
- [10] Farla, K., D. de Crombrughe, and B. Verspagen, “Institutions, Foreign Direct Investment, and Domestic Investment: Crowding Out or Crowding In?”, *World Development*, 2016, 88, 1-9.
- [11] Gattai, V., and P. Natale, “What Makes a Joint Venture: Micro-Evidence from Sino-Italian Contracts”, *Review of Financial Economics*, 2013, 22 (4), 194-205.
- [12] Globerman, S., and D. Shapiro, “Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure”, *World Development*, 2002, 30 (11), 1899-1919.
- [13] Greve, H., and C. M. Zhang, “Institutional Logics and Power Sources: Merger and Acquisition Decisions”, *Academy of Management Journal*, 2017, 60 (2), 671-694.
- [14] Hart, O., “Corporate Governance: Some Theory and Implications”, *The Economic Journal*, 1995, 105 (430), 678-689.
- [15] Hennart, J., and M. Zeng, “Structural Determinants of Joint Venture Performance”, *European Management Review*, 2005, 2 (2), 105-115.
- [16] Kurul, Z., “Nonlinear Relationship Between Institutional Factors and FDI Flows: Dynamic Panel Threshold Analysis”, *International Review of Economics & Finance*, 2017, 48, 148-160.
- [17] Levchenko, A. A., “Institutional Quality and International Trade”, *Review of Economic Studies*, 2007, 74 (3), 791-819.
- [18] Li, H., and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9), 1743-1762.
- [19] Lin, X., and C. L. Wang, “Enforcement and Performance: The Role of Ownership, Legalism and Trust in International Joint Ventures”, *Journal of World Business*, 2008, 43 (3), 340-351.
- [20] Lu, Y., and Z. Tao, “Contract Enforcement and Family Control of Business: Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (4), 597-609.
- [21] Luo, Y., “Toward Cooperation within a Multinational Enterprise: A Perspective from Foreign Subsidiaries”, *Journal of World Business*, 2005, 40 (1), 71-90.
- [22] Nunn, N., “Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade”, *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122 (2), 569-600.
- [23] Rauch, J. E., “Networks Versus Markets in International Trade”, *Journal of International Economics*, 1999, 48 (1), 7-35.
- [24] 史宇鹏、何兴强、顾全林、邹光,“法律起源与外资进入模式: 来自中国的经验”,《经济研究》, 2011 年第 12 期, 第 59—71 页。
- [25] Shleifer, A., “State Versus Private Ownership”, *Journal of Economic Perspectives*, 1998, 12 (4), 133-150.
- [26] Steensma, H. K., J. Q. Barden, C. Dhanaraj, M. Lyles, and L. Tihanyi, “The Evolution and Internalization of International Joint Ventures in a Transitioning Economy”, *Journal of International*

- Business Studies*, 2008, 39 (3), 491-507.
- [27] 夏立军、陆铭、余为政, “政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据”, 《管理世界》, 2011 年第 7 期, 第 128—140 页。
- [28] Xu, C., “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 2011, 49 (4), 1076-1151.
- [29] 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, 第 36—50 页。
- [30] 周黎安, “晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 2004 年第 6 期, 第 33—40 页。

Come Closer or Stay Away

—Political Connection and Choice of Local Partners

QUN BAO JIAYU YANG

(*Nankai University*)

HE LIANG*

(*Tianjin University of Finance and Economics*)

Abstract Based on Chinese industrial enterprises data, we examine whether foreign investment is more likely to be joint ventures with state-owned enterprises under the risk of administrative intervention, in order to build a close relationship between government and enterprises and avoid investment risks. We find that the more serious regional political intervention is, the more likely foreign investors choose joint ventures, especially establishing ventures with state-owned enterprises. The effect of political intervention on partner choice becomes more significant among contract-intensive industries, and remain robust by considering source of foreign investors, share structure of joint ventures and the adjustment of foreign investment policies.

Keywords administrative intervention, ownership differences, joint venture partner selection

JEL Classification F23, K20, P13

* Corresponding Author: He Liang, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222, China; Tel: 86-15822383903; E-mail: lianghenk@outlook.com.