

外资进入、市场竞争与中国工业行业价格变动

毛毅

(西安石油大学 经济管理学院, 陕西 西安 710065)

摘要: 外资进入是否会抑制市场竞争并进而提高行业价格,是目前国内外关注和争论的一个重要问题。采用1999—2014年中国工业36个细分行业的面板数据,研究了外资进入通过市场竞争传导机制对中国工业行业价格变动的影响效应。结果发现,外资进入对市场竞争呈先促进后抑制的倒“U”型影响效果,对行业价格则呈先抑制后促进的“U”型影响效果。另外,市场竞争对行业价格在行业总体层面上表现为抑制作用。分行业后,有15个行业的外资进入表现为竞争效应并对行业价格产生负向影响,另有4个行业外资进入表现为反竞争效应并对价格升高起促进作用。此外,利用中介效应模型估算了市场竞争在外资进入对中国工业行业价格变动影响中的中介效应,得出外资进入每增加1%,通过促进市场竞争导致中国工业行业价格下降0.331%。

关键词: 外资进入; 市场竞争; 行业价格变动; 传导机制; 中介效应模型

中图分类号: F832.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)04-0093-00

一、引言

改革开放以来,随着中国经济的迅猛发展和投资环境的不断优化,外商对我国进行了大规模系统化投资。2016年《世界投资报告》显示:在近年全球外商直接投资大幅下挫的背景下,中国利用外资仍保持了稳定增长,而且引资结构和引资质量都有所提高,得益于市场巨大和产业链完整等优势,中国仍是全球最具吸引力的投资目的地之一。2015年中国外资流入量达1356亿美元,外资企业52758家,占规模以上工业企业数的13.77%,外资企业主营业务收入达到245697.55亿元,占规模以上工业企业主营业务收入的22.14%。由此可见,外资进入对于缓解中国资本积累“瓶颈”、促进经济发展起到了重要推动作用。然而,外资在为中国经济发展做出积极影响的同时,也带来了一系列隐忧。如外资企业凭借其技术、资金、管理等方面的优势逐步占据我国国民经济中的关键领域和重要行业,从而对我国的某些行业形成了垄断和控制,长期内会导致行业产量减少,价格上升,并降低消费者的福利水平^[1]。甚至于,如果外资企业对我国的整个工业行业形成控制,将严重威胁我国民族经济的自主权,对国家的经济安全产生严重的影响^[2]。以外资工业企业主营业务收入与该行业规模以上工业企业主营业务收入的比值作为外资市场占有率的衡量标准,2014年外资对我国工业市场的整体占有率达到22.82%。如果将30%视为外资市场占有率的警戒线^[3],2014年共有7个行业的外资市场占有率高于警戒线,占行业总数的17%,其中计算机、通讯及其他电子设备制造业的外资市场占有率最高,达到了67.32%;居第二的是汽车制造业,外资市场占有率为46.97%,这说明以技术、资金密集为主要特征的中国计算机行业及汽车行业基本上由外资企业占有和控制。此外,燃气

收稿日期:2017-02-21;修回日期:2017-05-07

作者简介:毛毅(1986—),男,陕西西安人,经济学博士,西安石油大学经济管理学院讲师,研究方向为外商投资理论与政策。

基金项目:国家社会科学基金项目(14BJY002)

生产和供应业与皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业的外资市场占有率也比较高,均在 34% 以上。恰恰是上述外资市场占有率较高的行业,近年来在媒体上频繁与“价格操纵”、“互相协商价格”等字眼联系在一起。2013 年 1 月 4 日国家发改委

表 1 2014 年外资市场占有率超过警戒线的行业及外资控制状况

行业名称	规模以上工业企业 主营业务收入(亿元)	外资工业企业 主营业务收入(亿元)	外资市场 控制率(%)
总计	1 107 032. 50	252 630. 07	22. 82
计算机、通信和其他电子设备制造业	85 486. 30	57 549. 91	67. 32
汽车制造业	67 818. 48	31 854. 06	46. 97
燃气生产和供应业	5 227. 09	1 973. 64	37. 76
皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	13 896. 08	4 813. 25	34. 64
金属制品、机械和设备修理业	842. 33	277. 70	32. 97
文教、工美、体育和娱乐用品制造业	14 939. 35	4 833. 68	32. 36
纺织服装、服饰业	21 054. 4	6 335. 47	30. 09

资料来源: 2015 年《中国统计年鉴》。

对韩国三星、LG、中国台湾地区奇美、友达、中华映管和瀚宇彩晶等 6 家大型液晶面板企业的价格垄断行为进行处罚,这是中国对境外企业价格垄断开出的首张罚单。2014 年 8 月 20 日央视新闻在其新浪微博上率先披露了日立、三菱电机等 12 家汽车零部件厂商操纵产品供应价格的案例。2016 年 12 月 23 日因凯迪拉克 SRX、雪佛兰创酷、别克全新英朗和威朗等车型涉及价格垄断,上海市物价局宣布对上汽通用处以 2.01 亿元的罚款。

那么政府是不是应该适度地限制外资进入? 赞成适度限制外资进入的观点认为,外资进入产生的垄断效应会造成外资控制我国国内市场,并制定垄断价格以及瓜分市场策略,而且易于制约我国企业的成长和技术进步,从而将我国国内企业锁定在价值链的最低端,最终阻碍我国经济的转型升级^[4];反对者则认为,外资进入国内市场带来的竞争效应使得国内企业比从前“表现得更好”,即国内企业通过技术变革缩小了与外资企业的技术差距^[5],从而有利于提高国内企业的生产率水平和国际竞争力^[6]。因此,科学地评估外资进入效果显得十分重要。

基于此,本文拟对外资进入的效果进行实证检验,但主要关注外资进入对中国工业行业价格变动的影响。原因在于:其一,价格水平作为一项重要的经济社会指标,能比较客观地反映经济运行以及居民福利状况;其二,对外资进入与中国工业行业价格变动的关系研究,一方面可以判断外资进入对中国工业行业价格变动的具体影响,另一方面,也可以为政府制定相关的外资及反垄断政策提供相应的理论支持。

整体而言,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,本文从行业层面研究外资进入对价格的影响效应,弥补了以往从宏观层面研究外资进入与通货膨胀关系而无法反映不同行业价格变动差异的不足;第二,在研究方法上,本文以市场竞争作为外资进入影响价格变动的中介变量,首先利用两步计量模型检验外资进入通过市场竞争对行业价格的传导机制,随后采用中介效应模型,直接定量估算出外资进入通过市场竞争引起中国工业行业价格变动的具体数值;第三,在研究结论上,本文发现,市场竞争是外资进入对行业价格变动影响的重要传导机制,并且外资进入每增加 1%,通过促进市场竞争导致中国工业行业价格下降 0.331%。研究结论不仅丰富了外资进入效果的相关研究,还着重认识了外资进入对中国工业行业价格变动的具体影响机制,从而为政府相关外资及反垄断政策的制定和调整提供了理论参考。

二、文献综述

围绕本文的研究主题,现有文献可分为两类:一类是关于外资进入对市场竞争的影响,另一类是关于市场竞争对价格变动的影响效应。在第一类研究中,现有文献存在三种不同的观点。第一种观点认为外资进入抑制了市场竞争。Cowling and Sugden^[7]认为跨国公司通过提高东道国产业最低效率规模而挤垮东道国国内生产者,从而提高市场集中度,导致跨国公司在东道国形成垄断,并能够实施垄断定价。Mehta^[8]发现跨国公司在印度市场上占据了垄断地位。国内学者蒋殿春^[9]运用博弈论以及数理模型对外商直接投资与东道国市场结构的关系进行了严格的推导和证明,发现随着跨国公

司的不断进入,更多的东道国竞争对手被迫退出市场,因此行业市场竞争强度有可能出现弱化趋势。王松青^[10]指出,跨国公司内部替代机制的建立对东道国的市场结构会产生重大影响,随后的实证研究表明,跨国公司主要通过行业集中和行业多元化发展形成强大的市场垄断势力。吴定玉和张治觉^[11]研究了 FDI 对中国汽车行业市场竞争的影响,认为 FDI 在一定程度上抑制了中国汽车行业的市场竞争程度。第二种观点认为外资进入促进了市场竞争。Cho^[12]认为国外投资企业拥有规模、资金等方面的优势,因此,更有可能克服东道国潜在进入厂商无法克服的进入壁垒而顺利进入市场,从而提高了市场竞争。江小涓^[6]通过对中国 3 个制造业行业在跨国公司进入情况下引致市场竞争的变化进行分析,发现跨国公司与东道国国内企业的竞争会大大降低跨国公司在东道国形成市场垄断的可能性,就中国而言,国外跨国公司在中国相关市场上不仅以竞争性行为为主,并且是中国竞争性市场结构形成的主要推动要素。雷辉和徐长生^[13]提出 FDI 不仅没有造成中国汽车行业的垄断,还提高了中国汽车行业的竞争力和整个汽车行业的竞争程度。第三种观点认为外资进入与市场竞争之间是一种非线性关系。Driffield^[14]通过对外商直接投资在英国市场的研究,发现外商直接投资增强了英国市场的市场竞争,并且对市场竞争程度较低、广告与研发费用水平较高行业的促进效应更明显,另外,在沉淀成本较高的产业,外商直接投资具有降低东道国市场集中度、抑制东道国垄断的重要作用,而在沉淀成本较低的行业,该抑制作用不显著。陈甬军和杨振^[15]发现外资进入与市场垄断之间呈现 U 型非线性关系,拐点稳定在外资比重为 47.3% ~ 54.0% 的区间内。

第二类研究相对较少。Neiss^[16]首次探讨了市场竞争对通货膨胀的影响,他的实证结果表明激烈的市场竞争可以降低 OECD 国家的通货膨胀。Cavelaars^[17]利用 1988—2000 年 21 个国家的数据探讨了市场竞争(成本加成)与通货膨胀的关系,结果发现,成本加成是影响通货膨胀的重要解释变量。Przybyla and Roma^[18]发现成本加成对 1990—2001 年欧盟的 8 个国家 14 个行业的通货膨胀有显著影响,但是,该结果取决于成本加成的构造方法。Martin and Wörz^[19]使用 Amadeus 的企业级数据库,探讨了中欧、东欧和东南欧(CESEE)国家 20 个行业竞争程度对价格走势的影响,结果发现,市场竞争强度对多数行业层面的通货膨胀有显著的抑制作用。展凯和彭方平^[20]基于 1999—2007 年的中国工业企业微观层面数据,通过建立非线性平滑转换面板模型研究了中国市场竞争与通货膨胀的关系,结果发现,垄断势力越强的企业,其成本性冲击对产品价格变动的的影响越显著。

综合以上的研究文献,对外资进入、市场竞争与行业价格变动的关系研究主要存在以下不足:首先,现有研究主要关注外资进入的竞争或垄断效应,而市场竞争或市场垄断仅是价格变动的一个重要影响因素,并不能必然引起价格的变动,因此,外资进入的竞争与垄断效应也并不能直接作为外资进入对价格变动或社会福利影响作用的判断依据;其次,虽有个别学者研究了市场竞争对行业价格变动的的影响效果,但相关文献主要关注欧洲国家,针对我国的研究比较缺乏,仅有的一篇尝试也更多地侧重于成本型通货膨胀;最后,外资进入对行业价格变动影响存在多重机制^[21],那么外资进入通过市场竞争对中国工业行业价格变动的的影响效应究竟有多大?该影响效应占外资进入对中国工业行业价格变动影响总效应的比重是多少?现有文献对该主题并未涉及。

三、模型设定与变量度量

(一) 计量模型

为了实证检验外资进入通过市场竞争对中国工业行业价格变动的的影响效果,本文首先借鉴 Sjöholm and Lundin^[22]的两步计量模型,检验外资进入通过市场竞争对中国工业行业价格变动的的传导机制;随后借鉴温忠麟等^[23]的中介效应模型,直接定量估算出外资进入通过市场竞争引起行业价格变动的的具体数值,以及该影响效应占外资进入对中国工业行业价格变动影响总效应的具体比重。

1. 两步计量模型

第一步考察外资进入对市场竞争的影响。一般而言,较低的价格成本加成反映较为激烈的市场

竞争环境,而市场竞争又难以直接衡量,因此,很多学者使用价格成本加成作为市场竞争的代理变量^[15,24]。本文同样利用价格成本加成(mkp_{it})刻画行业的市场竞争程度。具体计量模型如下:

$$mkp_{it} = \alpha + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 mkp_{it} 表示第 i 行业在 t 期的价格成本加成, fdi_{it} 为第 i 行业在 t 期的外资进入程度, X_{it} 为其余的行业控制变量,具体包括行业生产率(tfp_{it})、设备利用率(equ_{it})与科技支出(tec_{it}), α, β_1, β_2 为待估系数, ε_{it} 为误差项。

β_1 为外资进入对市场竞争的影响系数,用来测度外资进入的竞争效应或垄断效应。但是,外资进入与市场竞争的关系可能不是线性的^[14-15],因此需要将外资进入的二次方引入计量模型中,从而有:

$$mkp_{it} = \alpha + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 fdi_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1')$$

第二步考察外资进入、市场竞争对中国工业行业价格变动的影响,计量模型如下:

$$P_{it} = \kappa + \chi_1 fdi_{it} + \chi_2 mkp_{it} + \delta_{it} \quad (2)$$

其中 P_{it} 表示第 i 行业在 t 期的价格, κ, χ_1, χ_2 为待估系数, δ_{it} 为误差项。同样,外资进入与行业价格的关系也可能不是线性的,因此,将外资进入的二次方引入计量模型(2),则有:

$$P_{it} = \kappa + \chi_1 fdi_{it} + \chi_2 fdi_{it}^2 + \chi_3 mkp_{it} + \delta_{it} \quad (2')$$

如果在第一步中,外资进入对市场竞争存在显著性影响,同时在第二步中,外资进入、市场竞争对中国工业行业价格变动的的影响显著,则说明市场竞争是外资进入对中国工业行业价格变动影响的重要传导机制。

2. 中介效应模型

在研究自变量 X 对因变量 Y 的影响时,若自变量 X 不仅能直接影响因变量 Y ,还通过影响变量 M 来影响因变量 Y ,则 M 被称为中介变量。反映变量 X, M, Y 三者之间中介效应关系的模型为中介效应模型。因此,在本文中,市场竞争为中介变量 M ,外资进入为解释变量 X ,中国工业行业价格为被解释变量 Y 。为了研究三者之间的关系,构建如下中介效应模型:

$$P_{it} = a_0 + a_1 fdi_{it} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$mkp_{it} = b_0 + b_1 fdi_{it} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$P_{it} = c_0 + c_1 fdi_{it} + c_2 mkp_{it} + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

其中 i 表示行业, t 表示时间, $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}$ 为随机干扰项,假设其服从均值为零,方差为有限的正态分布。式(3)表示外资进入对中国工业行业价格变动影响的总效应,系数 a_1 衡量的是总效应的大小。式(4)表示外资进入对市场竞争的影响效应,系数 b_1 为正表示外资进入对市场竞争有负向促进作用(mkp_{it} 与市场竞争反方向),系数 b_1 为负表示外资进入(fdi_{it})对市场竞争有正向促进作用。式(5)中系数 c_1 表示外资进入对中国工业行业价格变动影响的直接效应。将式(4)代入(5),得到:

$$P_{it} = (c_0 + c_2 b_0) + (c_1 + c_2 b_1) fdi_{it} + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

式(6)中 $c_2 b_1$ 度量的是外资进入通过中介变量市场竞争影响中国工业行业价格变动的中介效应。

(二) 变量的度量

1. 行业价格

在行业价格的度量方面,已有文献大多采用工业生产者出厂价格指数指标衡量^[17-18],本文中的行业价格(P_{it})同样采用以1996年为基期的工业生产者出厂价格指数来度量。

2. 市场竞争

我们参照已有文献的做法,采用价格成本加成(mkp_{it})来刻画行业市场,价格成本加成(mkp_{it})的计算公式参考盛丹和王永进^[25]的做法,具体为:

$$\frac{P_{it} - c_{it}}{P_{it}} = 1 - \frac{1}{mkp_{it}} = \frac{va_{it} - pr_{it}}{tva_{it}}$$

其中 P_{it} 为第 i 行业在 t 期的产品价格, c_{it} 为第 i 行业在 t 期的边际成本, va_{it} 表示第 i 行业在 t 期的工业增加值, pr_{it} 为第 i 行业在 t 期所付的工资总额, tva_{it} 为第 i 行业在 t 期的工业总产值。 mkp_{it} 越高则意味着加成率越高, 也表示市场竞争程度越低。

3. 外资进入

本文采用三种方式来度量外资进入 (fdi_{it})。第一种是用外资企业主营业务收入占整个行业主营业务收入的比重 (fdi_{it_output}) 来衡量; 第二种是用外资企业总资产占整个行业总资产的比重来表示 (fdi_{it_asset}); 第三种是利用外资企业年均固定资产原价占整个行业年均固定资产原价的比重来表示 ($fdi_{it_fixed\ asset}$)。

4. 控制变量

行业生产率 (tfp_{it}) 采用 OLS 法进行估算。首先通过 $\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$ 估计得到 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$, 其中 Y_{it} 、 L_{it} 、 K_{it} 分别表示第 i 行业在 t 年的工业增加值、固定资产与就业规模, 然后利用 $tfp_{it} = \ln Y_{it} - \hat{\beta}_1 \ln K_{it} - \hat{\beta}_2 \ln L_{it}$ 得出行业生产率; 设备利用率 (equ_{it}) 的计算参考展凯和彭方平^[20] 的文献, 利用工业总产值除以总资产来衡量; 科技支出 (tec_{it}) 利用科技活动经费内部支出总额占总产值的比重表示。

四、数据与描述性分析

(一) 数据来源

本文的分析样本是 1999—2014 年间按二位码分类的全部工业行业的面板数据, 数据来自国泰君安数据服务中心的中国工业行业统计数据库。由于统计局于 2002 年与 2011 年两次对国民经济行业分类与代码进行了修订, 因此 1999—2002 年、2003—2011 年以及 2012—2014 年这三个连续区间的部分行业名称及代码存在变动。为了避免出现统计范围的差异, 我们根据行业名称和内容, 对 2002 年与 2011 年前后的二位数代码行业进行重新匹配, 以 2003—2011 年的代码名称为标准, 剔除只在 1999—2002 年或 2012—2014 年出现而 2003—2011 年统计数据中不包含的行业, 从而保证了行业代码和名称的一致性。最终我们得到的样本包括 36 个二位码行业, 共计 540 个观测值。

(二) 描述性分析

表 2 报告了样本中各行业外资进入、价格成本加成以及价格指数的均值状况。结果发现, “通信设备、计算机及其他电子设备制造业”、“文教体育用品制造业”和“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”的外资进入比重居所有工业行业的前三位, 分别为 76.4%、54.9% 及 53.6% (按主营业务收入比重计算), 与陈甬军和杨振^[15] 对 1999—2010 年间的统计结果基本一致。与陈甬军和杨振^[15] 的结果相比, 有 12 个行业外资比重提高, 16 个行业外资比重降低。从制造业整体上看, 外资比重由 32.4% 下降到 31.0%^①, 下降了 1.4 个百分点。

运用二位码样本得到的行业价格成本加成显示, “石油和天然气开采业”与“烟草制品业”的价格成本加成居所有工业行业的前两位, 分别为 3.150 与 3.046, 说明这两个行业的市场竞争程度最低; “化学纤维制造业”与“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”的价格成本加成居倒数前两位, 分别为 1.243 与 1.245, 说明这两个行业的市场竞争程度在所有工业行业中最高。行业价格指数的数据显示, “石油和天然气开采业”与“石油加工、炼焦及核燃料加工业”的行业价格指数居所有工业行业的前两位, 分别达到 2.790 与 2.417, 说明这两个行业的价格上升幅度最大, 而“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”与“医药制造业”的价格下降幅度最大。

五、实证结果分析

(一) 两步计量模型

1. 外资进入对市场竞争的影响

利用前文描述的变量和数据对式(1)与式(1')进行估计, 得到的估计结果如表 3 所示。首先假

设外资进入与市场竞争的关系呈线性特征(见第1~3列)。由估计结果可知,外资进入比重每上升1个百分点,则行业价格成本加成下降1.091%~1.264%,本文的结果与陈甬军和杨振^[15]、Sembenelli and Siotis^[26]的外资进入显著降低加成率的结论具有一致性,也说明外资进入与行业市场竞争(mkp_{it} 下降)之间呈现正相关关系。然后放松外资进入对市场竞争线性关系的假定,以检验外资进入对市场竞争是否存在非线性影响(见第4~6列)。估计结果发现,在加入外资进入的平方项后,外资进入的估计系数仍显著为负,外资进入平方项的回归系数在1%的显著水平下为正值,这说明外资进入对市场竞争不是简单的线性影响,而是总体上表现为倒“U”型曲线的影响(mkp_{it} 先下降再上升)。即在外资进入的开始阶段,随着外资进入的不断增加,市场竞争程

表2 1999—2014年各行业主要变量的平均值描述

行业代码	行业名称	外资进入			价格成本加成	行业价格指数
		A	B	C		
—	全部行业	0.260	0.250	0.268	1.481	1.140
6	煤炭开采和洗选业	0.023	0.019	0.016	1.577	1.884
7	石油和天然气开采业	0.060	0.025	0.020	3.150	2.790
8	黑色金属矿采选业	0.020	0.017	0.016	1.642	1.652
9	有色金属矿采选业	0.025	0.045	0.040	1.483	1.532
10	非金属矿采选业	0.049	0.049	0.057	1.584	1.236
13	农副食品加工业	0.238	0.254	0.253	1.314	1.348
14	食品制造业	0.356	0.361	0.387	1.379	0.972
15	饮料制造业	0.311	0.301	0.390	1.512	1.024
16	烟草制品业	0.004	0.004	0.007	3.046	1.174
17	纺织业	0.215	0.235	0.248	1.305	0.990
18	纺织服装、鞋、帽制造业	0.418	0.422	0.450	1.319	1.011
19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.480	0.505	0.522	1.314	1.036
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.193	0.248	0.252	1.385	0.877
21	家具制造业	0.404	0.431	0.429	1.346	1.000
22	造纸及纸制品业	0.308	0.388	0.419	1.353	0.859
23	印刷业和记录媒介的复制	0.286	0.294	0.298	1.450	0.986
24	文教体育用品制造业	0.549	0.564	0.612	1.305	0.940
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.110	0.116	0.112	1.414	2.417
26	化学原料及化学制品制造业	0.241	0.226	0.226	1.322	1.052
27	医药制造业	0.238	0.216	0.234	1.468	0.801
28	化学纤维制造业	0.283	0.290	0.324	1.243	0.850
29	橡胶制品业	0.337	0.385	0.445	1.336	0.937
30	塑料制品业	0.365	0.412	0.457	1.332	0.946
31	非金属矿物制品业	0.157	0.191	0.212	1.428	0.997
32	黑色金属冶炼及压延加工业	0.112	0.087	0.081	1.325	1.144
33	有色金属冶炼及压延加工业	0.138	0.133	0.136	1.286	1.287
34	金属制品业	0.302	0.325	0.362	1.330	0.984
35	通用设备制造业	0.242	0.249	0.265	1.343	1.061
36	专用设备制造业	0.214	0.209	0.213	1.320	0.968
37	交通运输设备制造业	0.399	0.320	0.373	1.287	0.887
39	电气机械及器材制造业	0.328	0.305	0.369	1.310	0.944
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.764	0.626	0.727	1.245	0.573
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.536	0.396	0.430	1.288	0.900
44	电力、热力的生产和供应业	0.106	0.093	0.116	1.680	1.428
45	燃气生产和供应业	0.334	0.258	0.245	1.433	1.540
46	水的生产和供应业	0.112	0.098	0.089	1.453	1.244

注:A、B、C分别表示以主营业务收入的比重、总资产的比重以及年均固定资产原价比重测算的外资进入程度。

度不断加深,而当超过某一值后,外资比重与市场竞争开始出现负向关系。进一步,我们计算了倒“U”型曲线的拐点,发现拐点稳定在外资比重为43.9%~53.4%的区间内,这意味着,外资比重在达到43.9%~53.4%区间之前,外资进入对市场竞争以促进效应为主,当超过这一区间后,外资进入对市场竞争以抑制作用为主。目前,中国工业行业的总体外资比重在25.6%~27.8%之间,处于外资进入促进市场竞争阶段,但有部分行业的外资比重已超过倒“U”型曲线的拐点或接近拐点^②,这说明政府外资政策的基本方向应充分考虑不同行业的实际状况。

除核心解释变量外,表3还汇报了相关行业控制变量的估计结果。行业生产率与市场竞争的关系呈显著负相关,表明生产率越高的行业市场竞争越弱;设备利用率对市场竞争的影响显著为正,表明外部需求越大的行业,其市场竞争强度越高;科技支出占比与市场竞争呈正相关关系,但在大部分回归中不显著。

2. 外资进入、市场竞争对中国工业行业价格变动的影响

利用前文描述的变量和数据对式(2)与式(2')进行估计,估计结果如表4所示。从表4发现,未控制市场竞争时(见1~3列),外资进入的估计系数显著为负,外资进入平方项的回归系数在1%的显著水平下为正值,这说明外资进入与行业价格同样不是简单的线性关系,而总体上表现为“U”型非线性关系。即在外资进入

表3 外资进入对市场竞争影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>	-1.143 *** (-9.643)	-1.264 *** (-10.105)	-1.091 *** (-9.714)	-2.606 *** (-10.065)	-3.308 *** (-11.310)	-2.543 *** (-10.377)
<i>fdi</i> ²				2.439 *** (6.293)	3.766 *** (7.640)	2.393 *** (6.595)
<i>tfp</i>	0.156 *** (4.702)	0.136 *** (4.282)	0.148 *** (4.523)	0.0826 ** (2.428)	0.078 ** (2.517)	0.091 *** (2.815)
<i>equ</i>	-0.299 *** (-5.055)	-0.224 *** (-3.756)	-0.253 *** (-4.239)	-0.226 *** (-3.884)	-0.171 *** (-2.999)	-0.192 *** (-3.322)
<i>tec</i>	-1.543 (-1.596)	-2.217 ** (-2.311)	-2.238 ** (-2.317)	-1.334 (-1.433)	-1.317 (-1.439)	-1.338 (-1.430)
<i>Constant</i>	1.904 *** (33.407)	1.883 *** (33.379)	1.880 *** (33.105)	2.060 *** (34.225)	2.056 *** (35.479)	2.008 *** (34.735)
<i>U curve</i>	—	—	—	0.534	0.439	0.531
<i>N</i>	540	540	540	540	540	540
<i>Adj-R</i> ²	0.93	0.93	0.93	0.93	0.92	0.92

注:括号中为相应的*t*值统计量,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

的开始阶段,随着外资进入的不断增长,行业价格下降,而当超过某一值后,外资比重与行业价格开始出现正向关系。同样,我们计算了“U”型曲线的拐点,发现拐点稳定在外资比重为57.3%~69.1%的区间内。通过表3与表4中外资进入对市场竞争与中国工业行业价格影响的“U”型曲线拐点位置的比较,本文发现外资进入对中国工业行业价格变动影响的拐点位于外资进入对市场竞争影响的右侧,说明外资进入对中国工业行业价格变动的滞后于市场竞争,也就是说外资进入首先影响市场竞争,之后才会对中国工业行业价格变动产生影响。在将市场竞争引入模型后(见第4~6列),发现核心解释变量——价格成本加成(*mcp*)的系数显著为正,说明随着市场竞争(*mcp*下降)的不断增长,行业价格趋于下降,这与Cavelaars^[17]及展凯和彭方平^[20]的研究结果一致。另外,外资进入对行业价格的影响在总体上仍表现为“U”型曲线,通过计算发现“U”型曲线的拐点至少在0.75以上,说明一旦考虑市场竞争,外资进入在工业总体层面对行业价格起到了抑制作用。鉴于此,我们将外资进入的平方项剔除,重新估计式(2'),结果(表4第7~9列)发现,外资进入(主营业务收入比重)系数的估计值显著为负,价格成本加成(*mcp*)的系数显著为正。综合该结果与表3的回归结果表明,市场竞争是外资进入对中国工业行业价格变动影响的重要传导机制。

表4 外资进入、市场竞争与行业价格的关系估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>fdi</i>	-2.280 *** (-7.852)	-2.746 *** (-8.356)	-2.394 *** (-9.015)	-4.896 *** (-4.356)	-2.635 ** (-2.165)	-1.720 (-1.551)	-2.541 *** (-2.982)	-0.829 (-0.851)	-2.366 (-1.439)
<i>fdi</i> ²	1.648 *** (3.945)	2.396 *** (4.381)	1.792 *** (4.616)	1.499 *** (3.174)	1.503 ** (2.454)	1.113 ** (2.541)			
<i>mcp</i>				0.181 *** (3.002)	0.237 *** (4.313)	0.251 *** (4.752)	0.277 *** (5.223)	0.298 *** (6.052)	0.318 *** (4.924)
<i>Constant</i>	1.579 *** (35.706)	1.620 *** (37.579)	1.607 *** (39.762)	1.199 *** (10.016)	1.147 *** (10.042)	1.127 *** (10.543)	0.953 *** (10.351)	0.975 *** (10.771)	0.870 *** (8.542)
<i>U curve</i>	0.691	0.573	0.667	>1	0.876	0.773			
<i>N</i>	540	540	540	540	540	540	540	540	540
<i>Adj-R</i> ²	0.73	0.72	0.71	0.76	0.73	0.73	0.73	0.72	0.72

注:括号中为相应的*t*值统计量,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

3. 分行业回归分析

为估计不同行业外资进入对市场竞争以及外资进入、市场竞争对行业价格变动的影响效应,我

们将 423 个四位码行业按照其隶属关系划分为 28 个行业^③,从而为每个两位码行业构造一个面板数据。为简化分析,下文的外资进入以外资企业主营业务收入占比进行衡量。表 5 给出了详细的估计结果。

当逐一检验各两位码行业时,外资进入对市场竞争以及行业价格变动的的影响效应表现出多样化的特点。在 15 个两位码行业中,外资进入对市场竞争表现为显著的正向影响,并对行业价格表现为显著的负向影响;2 个行业外资进入对市场竞争表现为显著的正向影响,但对行业价格没有显著影响;7 个行业外资进入对市场竞争以及行业价格没有显著影响;另有 4 个行业的外资进入显著降低了行业市场竞争程度,并提高了行业价格。在证实外资进入显著提高市场竞争并降低中国工业行业价格的同时,本文也发现了外资进入在石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、通用设备制造业以及通信设备、计算机及其他电子设备制造业等四个行业中表现出较强的反竞争效应以及价格增长效应。

4. 内生性与系统 GMM 估计

综合分析本文的主要变量发现其存在如下特征:一是可能存在内生性。外资进入的提高在理论上虽然对市场竞争与行业价格变动产生影响,但也可能存在逆向因果关系,也就是说,较高的价格水平或较快的价格增长可能会吸引更多的外资企业投资于该行业,同样,市场竞争也可能影响外资进入的程度;二是市场竞争与行业价格变动存在明显的“前期依赖”特征,即上一期的市场竞争程度及行业价格也会在后续各期得到延续。对具有上述特征的变量进行实证分析时,使用传统方法估计可能会导致结果的不一致性,从而造成经验研究的偏差,因此,需要寻找工具变量进行处理。

为此,本文采用变量的一阶滞后项作为其工具变量,利用系统 GMM 估计方法克服变量间的内生性问题。系统 GMM 估计的具体结果见表 6、表 7。表 6 与表 7 的估计结果显示,市场竞争滞后项以及行业价格滞后项的回归系数均显著为正,说明前期的市场竞争以及行业价格状况确实会对本期的市场竞争、行业价格产生连续性影响,也表明了采用动态面板模型的必要性。在所有估计中,Sargan 检验的结果表明不能拒绝工具变量有效的原假设(Sargan 检验的概率值大于 0.1);自回归(AR)检验表明,差分后的残差只存在一阶序列相关性而没有二阶序列相关性。这表明系统 GMM 估计能够

表 5 外资进入、市场竞争对中国工业行业价格变动的估计结果(四位码)

行业	外资进入与市场竞争		外资进入、市场竞争与行业价格变动			
	<i>fdi</i>	<i>t</i> 值	<i>fdi</i>	<i>t</i> 值	<i>mcp</i>	<i>t</i> 值
13	-0.081***	-5.27	-0.983***	-4.10	10.382***	11.79
14	-0.033***	-3.34	-0.429***	-6.14	1.773***	8.50
15	0.005	0.24	0.011	0.22	1.326***	6.92
16	1.224	1.10	0.902	1.40	0.986***	4.68
17	-0.041**	-2.41	-0.279***	-3.17	3.490***	12.29
18	-0.122***	-5.54	-0.386***	-6.54	2.460***	7.46
19	-0.164***	-6.35	-0.536***	-6.48	2.733***	9.76
20	-0.095***	-5.70	-0.460***	-9.90	2.349***	9.61
21	-0.098***	-4.84	-0.444***	-7.24	3.202***	7.77
22	-0.149**	-2.44	-0.051	-1.03	0.272***	2.71
23	-0.162***	-3.39	-0.131***	-2.78	0.166	1.26
24	-0.147***	-4.68	-0.388***	-4.22	1.936***	6.61
25	0.209*	1.75	18.774***	6.17	6.119*	1.91
26	0.145***	3.36	0.333**	1.99	1.894***	10.59
27	-0.143*	-1.72	-0.128*	-1.76	0.372***	3.31
28	0.207	0.56	0.227	0.98	1.395***	2.99
29	-0.021**	-2.47	-0.617***	-3.36	2.989***	8.11
30	-0.192***	-7.36	-0.738***	-8.93	1.998***	7.29
31	-0.165***	-5.21	-0.684***	-10.12	1.664***	17.68
32	0.029	0.27	1.802	1.02	4.323***	3.18
33	0.074	1.11	1.433	1.46	5.551***	3.57
34	-0.063***	-4.15	-0.509***	-7.15	3.418***	11.69
35	0.130***	7.43	0.115***	2.83	1.417***	16.68
36	0.082	0.54	0.029	0.74	0.703***	12.39
37	-0.217***	-7.38	-0.264***	-7.60	0.567***	7.82
39	-0.035**	-2.29	-0.027	-0.68	1.152***	7.49
40	0.022**	2.04	0.296**	2.08	0.297	0.73
41	-0.007**	2.18	-0.086**	-2.39	0.452***	6.25

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

有效弱化上文回归中的内生性问题,从而保证了回归的有效性。另外,与表3与表4的回归结果相比,回归系数的符号基本上均未发生变化,并且各系数的显著性水平也得到了较大提高,这也在一定程度上说明了系统GMM估计结果具有较好的稳健性。

(二) 中介效应模型

前文的分析结果发现,外资进入是市场竞争以及中国工业行业价格变动的重要影响因素,而市场竞争对中国工业行业价格变动也有着重要影响,这表明市场竞争是外资进入影响中国工业行业价格变动的重要传导机制。但是,前文的分析结果并未直接定量估算出外资进入通过市场竞争引起中国工业行业价格变动的具体数值,也没有计算出该影响效应占外资进入对中国工业行业价格变动影响总效应的具体比重。为此,本文利用中介效应模型估算外资进入通过市场竞争将会引起中国工业行业价格多大幅度的变动,以及该影响作用占外资进入对中国工业行业价格变动影响总效应的具体比重。

中介效应模型的回归结果如表8所示。式(3)与式(4)中外资进入的估计系数均为负,分别为-1.212与-1.015,说明外资进入对中国工业行业价格造成负向影响,即外资进入程度越高,中国工业行业价格越低。除此以外,式(5)中市场竞争的估计系数也充分证明了市场竞争(*mkp*下降)会抑制中国工业行业价格上涨,根据式(4)与式(5)的回归结果可计算出,市场竞争中介效

表6 外资进入对市场竞争影响的估计结果(系统GMM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. mkp</i>	0.594 *** (169.59)	0.642 *** (303.33)	0.543 *** (97.88)	0.531 *** (184.04)	0.561 *** (143.68)	0.422 *** (67.72)
<i>fdi</i>	-1.249 *** (-40.65)	-0.816 *** (-63.89)	-1.629 *** (-34.35)	-4.257 *** (-23.98)	-3.253 *** (-32.97)	-5.301 *** (-26.41)
<i>fdi</i> ²				5.081 *** (12.67)	4.084 *** (17.28)	5.966 *** (13.68)
<i>tfp</i>	0.044 *** (13.69)	0.062 *** (20.21)	0.022 *** (3.70)	0.066 *** (10.89)	0.081 *** (17.08)	0.067 *** (9.44)
<i>equ</i>	-0.134 *** (-22.01)	-0.129 *** (-24.89)	0.028 *** (4.24)	-0.146 *** (-15.16)	-0.115 *** (-9.76)	0.019 *** (4.02)
<i>tec</i>	-0.434 *** (-7.47)	-0.332 *** (-7.70)	-0.602 *** (-10.24)	-0.583 *** (-14.94)	-0.366 *** (-8.68)	-0.618 *** (-13.80)
Constant	1.022 *** (67.05)	.799 *** (162.77)	1.082 *** (59.93)	1.377 *** (106.35)	1.115 *** (48.62)	1.553 *** (64.54)
<i>U curve</i>	—	—	—	0.419	0.398	0.444
<i>N</i>	468	468	468	468	468	468
AR(1)	[0.026]	[0.021]	[0.030]	[0.026]	[0.016]	[0.023]
AR(2)	[0.232]	[0.299]	[0.226]	[0.176]	[0.307]	[0.107]
Sargan	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,方括号内为统计量相应的概率值。

表7 外资进入、市场竞争对市场竞争影响的估计结果^④(系统GMM)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. P</i>	0.932 *** (184.34)	0.997 *** (104.84)	0.957 *** (150.13)	0.907 *** (122.77)	0.937 *** (102.64)	0.920 *** (131.88)
<i>fdi</i>	-1.530 *** (-42.79)	-1.210 *** (-4.68)	-0.928 *** (-32.23)	0.603 *** (13.36)	0.585 *** (10.21)	0.564 *** (17.05)
<i>fdi</i> ²	1.246 *** (16.73)	0.820 *** (8.73)	0.573 *** (13.10)			
<i>mkp</i>				0.356 *** (115.44)	0.401 *** (117.58)	0.337 *** (205.62)
Constant	0.393 *** (105.82)	0.063 *** (14.94)	0.281 *** (98.06)	-0.300 *** (-63.24)	-0.535 *** (-109.31)	-0.323 *** (-88.11)
<i>N</i>	468	468	468	468	468	468
AR(1)	[0.016]	[0.015]	[0.014]	[0.022]	[0.014]	[0.021]
AR(2)	[0.225]	[0.155]	[0.263]	[0.575]	[0.674]	[0.652]
Sargan	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,方括号内为统计量相应的概率值。

应 c_2b_1 的系数为 -0.331 , 即外资进入每增加 1% , 通过市场竞争程度提高导致中国工业行业价格下降 0.331 个百分点。

为了进一步确认市场竞争是否起到了中介变量的作用, 需要对其中介效应进行检验。本文借鉴温忠麟等^[23]的研究, 利用 Sobel 检验对中介效应的可行性进行判断。由表 8 的相关数据计算出 Sobel 检验的统计量为 5.781 , 并在 5% 的显著性水平下显著, 说明市场竞争是外资进入影响中国工业行业价格变动的重要传导机制, 并且外资进入对中国工业行业价格变动的部分影响通过市场竞争实现, 中介效应占总效应的比重为 27.3% 。

六、结论与政策含义

本文采用 1999—2014 年中国工业 36 个细分行业的面板数据, 研究了外资进入通过市场竞争传导机制对中国工业行业价格变动的影响效应。结果发现: 第一, 在工业行业总体层面上, 外资进入对市场竞争呈先促进后抑制的倒“U”型影响效果, 对行业价格变动则呈先抑制后促进的“U”型影响效果, 并且外资进入对中国工业行业价格变动影响的拐点位于外资进入对市场竞争影响的右侧。另外, 市场竞争对行业价格变动表现为抑制作用。第二, 分行业后, 外资进入对市场竞争以及行业价格变动的影响效应表现出多样化的特点。在 15 个两位码行业中, 外资进入对市场竞争表现为显著的正向影响, 并对行业价格表现出显著的负向影响; 2 个行业外资进入对市场竞争表现为显著的正向影响, 但对行业价格没有显著影响; 7 个行业外资进入对市场竞争以及行业价格没有显著影响; 另有 4 个行业的外资进入显著降低了行业市场竞争程度, 并提高了行业价格。第三, 中介效应模型检验发现, 市场竞争是外资进入影响中国工业行业价格变动的重要传导机制, 外资进入每增加 1% , 通过促进市场竞争导致中国工业行业价格下降 0.331% , 并且外资进入通过市场竞争对中国工业行业价格变动的影响占外资进入影响总效应的 27.3% 。

本文的结论对现阶段的中国产业具有重要的政策含义。一方面, 外资政策应根据行业的特征制定。根据本文的测算结果, 当外资比重在 53.4% 以下时, 外资的竞争性特性才能表现出来。因此, 对于外资比重较高的行业有必要适度控制外资的进入规模与速度, 以避免外资进入规模过大造成“操纵价格”现象的出现; 而对于外资比重较小的行业应继续鼓励外资进入以提高行业的市场竞争程度。另一方面, 政府应营造竞争的市场环境。根据本文的实证结果, 市场竞争是外资进入对中国工业行业价格产生抑制作用的重要传导机制, 因此, 政府应进一步推进市场化改革, 破除行业的垄断壁垒, 大幅减少政府对资源的直接配置, 提高中国工业行业的市场竞争程度, 以降低中国工业行业价格上涨速度, 提升社会福利水平。

注释:

- ①陈甬军和杨振^[15]的结果只报告了 28 个制造业行业的数据, 因此此处的对比以制造业行业为标准。
- ②此处外资进入是以外资企业主营业务收入的比重为例, 后文同。
- ③本文所使用的四位码行业价格数据来源于 Brandt *et al.*^[27], 但 Brandt *et al.*^[27] 只呈现了 1999—2007 年 28 个制造业行业的相关数据, 因此, 分行业回归仅以 28 个制造业行业作为研究对象, 对 2008—2014 年的价格数据利用二位码价格增长率补齐。

表 8 中介效应模型的估计结果

解释变量	被解释变量	被解释变量	被解释变量
	P	mkp	P
	式(3)	式(4)	式(5)
fdi	-1.212***	-1.015***	-0.881***
标准差	0.106	0.097	0.112
t 值	-11.382	-10.385	-7.839
mkp			0.326***
标准差	—	—	0.047
t 值			6.935
F 值	15.133***	8.938***	18.691***

注: ***, **, * 分别表示在 1% 、 5% 、 10% 的显著性水平下显著。

④前文的固定面板回归结果已得出在考虑市场竞争后外资进入比重与行业价格不存在“U”型关系,因此,此处未对表5第4~6列的相应模型进行系统GMM回归。

参考文献:

- [1]石俊华. 跨国公司投资对中国市场结构演进的影响[J]. 北京交通大学学报(社会科学版),2009(1):60-64.
- [2]李孟刚. 产业安全理论研究[M]. 北京:经济科学出版社,2006.
- [3]纪宝成,刘元春. 对我国产业安全若干问题的看法[J]. 经济理论与经济管理,2006(9):5-11.
- [4]单宝. 外资并购垄断化的负面效应及对策[J]. 经济纵横,2007(14):6-8.
- [5]王志鹏. 吸引外资应注重“量”到“质”的转变[J]. 中国软科学,2002(9):38-41.
- [6]江小涓. 跨国投资、市场结构与外商投资企业的竞争行为[J]. 经济研究,2002(9):31-38.
- [7]COWLING K, SUGDEN R. Market exchange and the concept of a transnational corporation: analysing the nature of the firm [J]. British review of economic issues, 1987, 9(20): 57-68.
- [8]MEHTA R. Non-tariff barriers affecting India's exports [R]. RIS discussion paper, 2005, No. 97.
- [9]蒋殿春. 跨国公司与市场结构[M]. 北京:商务印书馆,1998.
- [10]王松青. 竞争与垄断[M]. 上海:上海科学出版社,1997.
- [11]吴定玉,张治觉. 主导设计:市场进入壁垒理论新范式[J]. 华东经济管理,2006(4):126-129.
- [12]CHO K R. Foreign banking presence and banking market concentration: the case of Indonesia [J]. Journal of development studies, 1990, 27(1): 98-110.
- [13]雷辉,徐长生. 跨国公司竞争行为对我国汽车工业的影响分析[J]. 南开管理评论,2006(3):103-108.
- [14]DRIFFIELD N. The impact on domestic productivity of inward investment in the UK [J]. Manchester school, 2001, 69(1): 103-119.
- [15]陈甬军,杨振. 制造业外资进入与市场势力波动:竞争还是垄断[J]. 中国工业经济,2012(10):52-64.
- [16]NEISS K S. The markup and inflation: evidence in OECD countries [J]. Canadian journal of economics, 2001, 34(2): 570-587.
- [17]CAVELAARS P. Does competition enhancement have permanent inflation effects? [J]. Kyklos, 2003, 56(1): 69-94.
- [18]PRZYBYLA M, ROMA M. Does product market competition reduce inflation? Evidence from EU countries and sectors [R]. European Central Bank working paper, 2005, No. 453.
- [19]MARTIN R, WÖRZ J. Competition and inflation in Central, Eastern and Southeastern Europe: a sectoral analysis [J]. Comparative economic studies, 2012, 54(3): 531-552.
- [20]展凯,彭方平. 市场竞争能抑制通货膨胀吗?——来自企业层面的证据[J]. 金融研究,2012(9):88-100.
- [21]黄新飞,舒元. 基于VAR模型的FDI与中国通货膨胀的经验分析[J]. 世界经济,2007(10):58-66.
- [22]SJÖHOLM F, LUNDIN N. Foreign firms and indigenous technology development in the People's Republic of China [J]. Asian development review, 2013, 30(2): 49-75.
- [23]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [24]丁明明,于成永. 环境不确定性、市场势力对银行绩效的影响[J]. 南京财经大学学报,2015(5):64-71.
- [25]盛丹,王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J]. 管理世界,2012(5):8-23.
- [26]SEMBENELLI A, SIOTIS G. Foreign direct investment and mark-up dynamics: evidence from Spanish firms [J]. Journal of international economics, 2008, 76(1): 107-115.
- [27]BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.

(责任编辑:雨珊)

(下转第114页)

Political achievement demands of local government, “official type” executives placement and the dynamic adjustment of government-enterprise connection: based on the moderating effects of inter-provincial M&A

SUN Ziyuan¹, XU Ruoqi²

(1. School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China;

2. The Finance Department, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China)

Abstract: Based on the M&A samples during 2008—2014, this paper empirically studies how the local government intervenes enterprises' personnel structure arrangement and dominate the dynamic adjustment of government-enterprise connection, motivated by economic, political, and social management considerations. Besides, this paper also takes the moderating effects of inter-province mergers into consideration. The results show that: (1) It is mainly the economic and political motivations that make the government intervene personnel structure arrangement of enterprises, and enterprises can effectively avoid the government to establish political connections with its homologous agents through inter-provincial M&A, while the government officials are aimed to ensure personal political promotion through political connections with insiders of enterprises. (2) The greater the proportion of “official type” executives, the closer the relationship between government and enterprises. When faced with smaller political promotion pressure, the government will relax the distribution of enterprise income and alienate the direct relationship between government and enterprises, and this adjustment is not affected by the inter-provincial M&A. But the government tends to monitor the enterprises through “official type” executives placement. (3) The “official type” executives are the bridge between the government and the enterprises, but this close relationship will damage the management efficiency of enterprises. However, enterprises could escape the government plunder and the suppression effect of political connection through inter-provincial M&A.

Key words: political achievement demands; “official type” executives; homologous agents; government-enterprise connection; dynamic adjustment; cross-province M&A

(上接第 103 页)

Foreign capital entry, market competition and the price fluctuation of China's industrial sectors

MAO Yi

(School of Economics and Management, Xi'an Shiyou University, Xi'an 710065, China)

Abstract: Whether foreign capital entry will inhibit market competition and raise China's industrial sector prices is now an important issue of concern and controversy at home and abroad. Using the panel data of China's 36 industrial sectors from 1999 to 2014, this paper studies the effect of foreign capital entry on the price fluctuation of China's industrial industry through the market competition mechanism. The results show that, the effect of foreign capital entry on market competition is inverted U-shaped and the effect of foreign capital entry on industrial sectors price is U-shaped. In addition, the effect of market competition on industrial sectors price is inhibitive on the overall level of industry. After industry separation, the effect of foreign capital entry on industry price is negative along in 15 industrial sectors and positive in 4 industrial sectors. Furthermore, we use the intermediary effect model to estimate the intermediary effect of market competition on the influence of foreign investment on the price fluctuation of China's industrial sectors, and find that if foreign investment increase by 1%, China's industrial sectors price will drop by 0.331% by promoting market competition.

Key words: foreign capital entry; market competition; price fluctuation of industrial sectors; transmission mechanism; intermediary effect model