

【产业经济】

外资进入对中国工业行业价格变动的的影响机理及其效应

冯根福, 毛毅

(西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

[摘要] 外资进入对中国工业行业的价格变动产生了何种影响? 其影响机理是什么? 本文从理论和实证两个方面对上述问题进行了解答。研究发现:无论是从短期还是从长期看,外资进入均通过提高劳动生产率及削弱垄断势力影响中国工业行业的价格变动。在短期,外资进入通过提高劳动生产率对中国工业行业价格的上涨产生了较强的抑制作用;而在长期,外资进入则通过削弱垄断势力对中国工业行业价格的上涨产生了较强的抑制作用。1999—2012年,外资进入使中国工业行业的劳动生产率增长了25.0598%,使垄断势力下降了1.7538%,并使中国工业行业价格下降了2.4629%。研究结论表明,改革开放以来,外资进入促进了中国工业行业劳动生产率的提高,削弱了某些工业行业的垄断势力,从整体上降低了中国工业行业的价格并抑制了通货膨胀,从而提高了中国社会福利水平。

[关键词] 外资进入; 劳动生产率; 垄断势力; 工业行业价格变动

[中图分类号]F832.6 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)12-0036-15

一、引言

改革开放以来,随着经济崛起与投资环境不断改善,中国吸引的外资不断增加,2012年10月23日,联合国贸易与发展会议组织发布的《全球投资趋势监测》报告显示:中国已超过美国成为全球最大的外国投资目的地。2013年中国实际利用外资金额达1176亿美元,外资企业57402家,占规模以上工业企业数的16.28%,外资企业工业利润总额达到14599.20亿元,占规模以上工业企业利润总额的23.24%。由此可见,外资进入对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,由于长期对外资实行超国民待遇政策,因而致使外资对中国的某些行业已形成垄断和控制^[1]。早在2006年,国务院发展研究中心的一份研究报告指出,在中国已实行开放的28个主要行业中,其中21个行业的多数资产控制权都已被外资所拥有,如在家电行业中的18家国家级定点企业已有11家与外商合资,玻璃行业中最大的五家企业都是合资企业,医药行业中有20%的资产由外资占有^[2]。从中国工业行业外资企业市场占有率的变化状况来看,外资企业市场占有率经历了先

[收稿日期] 2015-10-12

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“垄断行业和垄断行业国有企业引入不同类型民营资本的社会福利研究”(批准号14BJY002)。

[作者简介] 冯根福(1957—),男,河南新郑人,西安交通大学经济与金融学院院长,教授,博士生导师;毛毅(1986—),男,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生。通讯作者:冯根福,电子邮箱:fgf@mail.xjtu.edu.cn。

增大后减小的变化过程,由1995年的17.04%增长到2004年的32.73%,达到顶峰,2004年后外资企业市场占有率逐年下降,2013年下降到23.46%,但仍有部分工业行业的外资企业市场占有率居高不下,如通信设备、计算机及其他电子设备制造业与交通运输设备制造业,2013年上述两个行业的外资企业市场占有率分别高达71.92%与40.36%,另有七个工业行业的外资企业市场占有率也超过了一般行业市场控制的警戒线(30%),超过警戒线的行业总数占工业行业的近1/4。很多学者也将近年在媒体上频繁报出的“价格操纵”、“互相协商价格”等现象归因于外资企业对该行业的控制^[3,4]。然而,也有部分学者持相反的观点,认为外资企业占有行业市场份额的扩大并不能简单等同于外资垄断,虽然有少数行业的确存在某一外资企业市场占有率较高的情况,但还没有一个在其所在的行业内形成垄断并提高其产品的价格。相反,国有企业控制所产生的行业垄断才是中国工业行业价格上涨的主要原因^[5,6]。

于是,这就提出了一个有趣而重要的课题:外资进入对中国工业行业的价格变动究竟有无影响?如果有,有何种影响?其影响机理是什么?正确解答这些问题,对于政府有关部门制定外资进入及反垄断政策具有重要的意义。本文感兴趣和解答的问题主要有两个:一是外资进入对中国工业行业价格变动的影响机理是什么?二是外资进入对中国工业行业的价格变动产生了什么样的具体影响?为了回答上述问题,本文通过构建包含外资企业进入的两国一般均衡模型,以揭示外资进入对价格变动的影响机理及影响效应,并利用中国工业行业的相关数据,对其影响机理及影响效应进行验证,以期政府有关部门制定相关的外资进入及反垄断政策提供一定的帮助。

二、模型分析与假设提出

本文以Melitz and Ottaviano^[7]模型为分析框架,构建一个包含外资企业进入的两国一般均衡模型,从而揭示了外资进入对价格变动的影响机理及影响效应。

1. 消费者行为

假定存在两个对称国家: h 国和 f 国。两国均存在大量的内资企业与外资企业,且企业总数为 N^m ($m=h, f$)。假定每个国家只存在工业部门,并且均生产 Ω 种差异性产品。两国消费者总数为 L^m ($m=h, f$),人均收入水平为 E^m ($m=h, f$),并且两国消费者具有相同的偏好,效用函数采用不可分离的二次函数形式,因此,代表性消费者的效用函数表示为:

$$U^m = \alpha \int_{\Omega} q_i^m di - \frac{1}{2} \gamma \int_{\Omega} (q_i^m)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{\Omega} q_i^m di \right)^2, \text{ s.t. } \int_{\Omega} p_i^m q_i^m di = E^m \quad (1)$$

其中, q_i^m 表示消费者对第 i 种工业品的消费量,参数 α, γ, η 均为正,参数 α 表示异质性工业品偏好的集中度,参数 γ, η 分别表示对于工业品种类偏好的集中度以及工业品之间的差异化程度,当 $\eta=0$ 时说明工业品之间完全替代,此时消费者仅关注工业品的消费总量 Q^m 。

求解(1)式中效用函数的最大化,那么反需求曲线表示为:

$$\lambda^m p_i^m = \alpha - \gamma q_i^m - \eta Q^m \quad (2)$$

其中, λ^m 为拉格朗日乘数。若生产相同产品的各个企业的产出量相同并且每个消费者对第 i 种工业品的消费量 q_i^m 均大于零,则有 $Q_i^m = (\alpha - \lambda^m \bar{p}^m) N^m / (\gamma + \eta N^m)$,其中 N^m 为市场中企业的总数(包括内资企业与外资企业), $\bar{p}^m = (1/N^m) \int_{i \in \Omega} p_i^m di$ 表示工业品价格总水平,则 $q_i^m \geq 0$ 的充要条件为:

$$p_i^m \leq \frac{1}{\gamma + \eta N^m} \left(\frac{1}{\lambda^m} \gamma \alpha + \eta N^m \bar{p}^{-m} \right) = \bar{p}_{i_{\max}}^m \quad (3)$$

由式(3)可得每个消费者对第 i 种工业品的需求价格弹性 $\varepsilon_i = |(\partial q_i^m / \partial p_i^m)(p_i^m / q_i^m)| = [(p_{i_{\max}}^m / p_i^m) - 1]^{-1}$, 这与 CES 需求函数的需求价格弹性不同, 该需求价格弹性不仅由产品差异化程度 η 确定, 还与价格总水平 \bar{p}^m 以及企业总数 N^m 相关, 当价格总水平 \bar{p}^m 下降或者企业总数 N^m 上升时, 会降低市场价格阈值 $\bar{p}_{i_{\max}}^m$, 从而增大在 p_i^m 给定下的需求价格弹性。

将式(3)代入式(2)可以得到消费者对第 i 种工业品需求量 Q_i^m 的函数表达式:

$$Q_i^m \equiv L^m q_i^m = \frac{\alpha L^m}{\gamma + \eta N^m} - \frac{\lambda^m L^m}{\gamma} p_i^m + \frac{\lambda^m \eta N^m}{\gamma + \eta N^m} \frac{L^m}{\gamma} \bar{p}^{-m} \quad (4)$$

2. 生产者行为

为了分析简化, 假定所有企业决定在本国(外国)进行生产时的固定进入成本为 $g^m (m=h, f)$, 并且在生产过程中仅利用劳动投入, 由于企业在外国市场进行生产的过程中为了吸引劳动力, 会设置较高的工资^[8], 因此假设企业在本国生产单位产品的成本为 c , 在外国生产单位产品的成本为 $kc (k > 1)$, 即企业在本国生产单位产品的成本小于在外国生产单位产品的成本。因此, 本国企业的利润由两部分组成: 第一部分是在本国市场销售的利润所得, 第二部分是在进入外国市场建立分厂并销售产品得到的利润, 因此企业的利润函数关于单位产出成本 c 的表达式为:

$$\Pi^m = [p_D^m(c) - c] q_D^m(c) + [p_X^m(c) - kc] q_X^m(c) \quad (5)$$

其中, 下标 D, X 分别表示企业在本国和外国, 则企业利润最大化的条件为:

$$[p_D^m(c) - c] \frac{L_D^m}{\gamma} + [p_X^m(c) - kc] \frac{L_X^m}{\gamma} = q_D^m(c) + q_X^m(c) \quad (6)$$

其中, L_D^m, L_X^m 分别表示本国及外国的消费者总数。

3. 市场均衡

参照 Melitz^[9]的异质性企业贸易模型, 假定企业生产单位产品的成本 c 遵循 Pareto 分布函数 $G(c) = (c/c_M)^s$, 且 $c \in (0, c_M)$, c_M 为企业生产单位产品的成本上限, $s \geq 1$ 为形状参数, 当 $s=1$ 表示企业生产单位产品的成本 c 服从均匀分布, 随着 s 的增大, 高成本企业的相对比重上升, c 的分布越集中于高成本水平。由于本国与外国的劳动生产率存在差异, 因此, 假定两国的成本上限不同, 即 $c_M^h \neq c_M^f, c_M^h > (<) c_M^f$ 即 h 国生产单位产品的成本高于(低于) f 国或者 h 国劳动生产率低于(高于) f 国。

利用上述分布函数, 可以得到企业在本国与外国市场的最优价格与产量, 分别为:

$$\begin{aligned} p_D^m(c) &= \frac{E_D^m (c_D^m + c)}{2}, & q_D^m(c) &= \frac{L_D^m E_D^m \lambda_D^m (c_D^m - c)}{2\gamma} \\ p_X^m(c) &= \frac{E_X^m k (c_X^m + c)}{2}, & q_X^m(c) &= \frac{L_X^m E_X^m \lambda_X^m k (c_X^m - c)}{2\gamma} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, c_D^m, c_X^m 分别表示企业在本国市场及外国市场零利润生产时的单位产出成本, 即 $p_K^m(c_K^m) = c_K^m (K=D, X)$ 。

由式(5)以及企业在本国与外国的进入成本 $g^m (m=h, f)$, 可以得到企业在本国市场及外国市场

生产的临界值点:

$$\int_0^{c_D^m} \Pi_D^m(c) dG(c) + \int_0^{c_X^m} \Pi_X^m(c) dG(c) = g^h + g^f \quad (8)$$

令 N_D^h, N_X^f 分别表示在 h 国生产的本国企业与外国企业总数, N_D^f, N_X^h 分别表示在 f 国生产的本国企业与外国企业总数, 则有:

$$G(c_D^h)N_D^h + G(c_X^f)N_X^f = N^h \quad (9)$$

$$G(c_D^f)N_D^f + G(c_X^h)N_X^h = N^f \quad (10)$$

将企业成本分布函数 $G(c) = (c/c_M)^s$ 以及式(2)、式(8)代入式(9)、式(10), 整理得到:

$$L^h (E^h)^2 \lambda^h (c_D^h)^{s+2} + L^f (E^f)^2 \lambda^f k^2 (c_X^h)^{s+2} = 2\gamma(g^h + g^f)(c_M^h)^s (s+1)(s+2) \quad (11)$$

$$L^f (E^f)^2 \lambda^f (c_D^f)^{s+2} + L^h (E^h)^2 \lambda^h k^2 (c_X^f)^{s+2} = 2\gamma(g^h + g^f)(c_M^f)^s (s+1)(s+2) \quad (12)$$

由式(11)、式(12)可以得出企业在本国市场生产的临界单位产出成本的表达式:

$$c_D^m = \left[\phi \frac{1 - \omega^{-s} k^{-s}}{(1 - k^{-s})(1 + k^{-s})} \right]^{\frac{1}{s+2}} \quad (13)$$

其中, $\phi = [\gamma(g^h + g^f)(c_M^m)^s (s+1)(s+2)] / [L^m \lambda^m (E^m)^2]$, $\omega = c_{M_D}^m / c_{M_X}^m$, ω 可以看做外国企业与本国企业生产率的比值。

4. 外资进入对价格变动的影响

这里使用外资企业进入本国的企业总数占有本国企业比重来表示外资进入的程度, 因此有:

$$f = \int_0^{c_X^{m*}} q_X^{m*}(c) dG^*(c) \Big/ \int_0^{c_D^m} q_D^m(c) dG(c) \quad (14)$$

将企业成本分布函数 $G(c) = (c/c_M)^s$ 及式(7)代入式(14), 易得:

$$f = \left(\frac{c_{M_D}^m}{k c_{M_X}^m} \right)^s \quad (15)$$

式(15)表示外资进入与本国企业和外国企业生产单位产品成本上限的差距成正比, 与企业在国外和国内生产的单位成本差距成反比。

将企业成本分布函数 $G(c) = (c/c_M)^s$ 及式(13)代入式(7), 并求全微分, 可以得到企业价格变化率与成本变化率及垄断势力变化率的关系表达式:

$$\begin{cases} \dot{p} = \dot{c} + \dot{\mu} \\ \dot{c} = a\dot{\omega} + b\dot{k} \\ \dot{\mu} = a\dot{\omega} + b\dot{k} \end{cases} \quad (16)$$

其中, $a = \frac{s}{s+2} \frac{(k\omega)^{-s}}{1 - (k\omega)^{-s}}$, $b = \frac{s}{s+2} \left[\frac{(k\omega)^{-s}}{1 - (k\omega)^{-s}} - \frac{2k^{-2s}}{1 - k^{-2s}} \right]$, \dot{X} 表示变量 X 的变化率。

由于单位成本与劳动生产率负相关, 因此假定 $Z = \kappa - \beta c$ ($\kappa, \beta > 0$), 易得 $\dot{Z} = -\beta \dot{c}$, 将其代入式(16), 整理得出:

$$\begin{cases} \dot{p} = -(1/\beta)\dot{Z} + \dot{\mu} \\ \dot{Z} = -\alpha\beta\dot{\omega} - b\beta\dot{k} \\ \dot{\mu} = a\dot{\omega} + b\dot{k} \end{cases} \quad (17)$$

由式(17)可以很明显地看出价格变动与劳动生产率负相关,与垄断势力正相关,由此得到:
假设 1:劳动生产率抑制价格上涨,垄断势力促进价格上涨。

由式(15)得到 $\dot{f} = s(\dot{\omega} - \dot{k})$,并将其代入式(17)得出:

$$\begin{cases} \dot{p} = -(1/\beta)\dot{Z} + \dot{\mu} \\ \dot{Z} = -\beta(a+b)\dot{\omega} + \beta(b/s)\dot{f} \\ \dot{\mu} = (a+b)\dot{\omega} - (b/s)\dot{f} \end{cases} \quad (18)$$

式(18)说明外资进入通过影响劳动生产率及垄断势力进而影响价格变动,并且当 $b/s > 0$ 时,外资进入通过提高劳动生产率以及降低垄断势力抑制价格上涨,相反,当 $b/s < 0$ 时,外资进入通过降低劳动生产率以及提高垄断势力促进价格上涨。综上所述,本文提出:

假设 2:外资进入通过影响劳动生产率及垄断势力进而影响价格变动。

假设 3:外资进入对劳动生产率及垄断势力产生相反方向的影响,并且当外资进入提高劳动生产率以及降低垄断势力时抑制价格上涨,当外资进入降低劳动生产率以及提高垄断势力时促进价格上涨。

三、实证模型设定、变量选择与估计方法

1. 实证模型设定与变量选择

为了验证假设 1,本文首先借鉴 Chen et al.^[10]的单方程模型来分析劳动生产率以及垄断势力对中国工业行业价格变动的的影响,具体模型如下:

$$\Delta \ln p_{i,t} = \alpha^p + \beta_1^p \Delta \ln f_{i,t} + \beta_2^p \Delta \ln Z_{i,t} + \beta_3^p \Delta \ln \mu_{i,t} + \beta_4^p \Delta \ln cpi_t + u_{i,t}^p \quad (19)$$

其中,因变量 $\Delta \ln p_{i,t}$ 表示*i*工业行业在*t*期的价格变化值。在工业行业价格的度量方面,已有文献大多采用工业行业生产者出厂价格指数指标衡量^[11,12],本文同样采用以 1998 年为基期的工业行业生产者出厂价格指数来度量。 $\Delta \ln f_{i,t}$ 表示*i*工业行业在*t*期外资进入的变化值,本文中的外资进入采用外资企业的市场控制力来衡量,外资企业市场控制力则采用外资企业主营业务收入、资产、总产值占全行业的等权重平均值来计算^[13-15]。 $\Delta \ln Z_{i,t}$ 表示*i*工业行业在*t*期劳动生产率的变化值,劳动生产率采用行业增加值与行业从业人员总数的比值度量,由于 2007 年后统计年鉴中未给出分工业行业增加值的具体数值,本文根据各月的增加值累计同比进行估算得到 2007 年后的分工业行业增加值。 $\Delta \ln \mu_{i,t}$ 表示*i*工业行业在*t*期垄断势力的变化值,本文借鉴现有研究采用营业收入与营业成本比值的方法进行度量^[16-18]。另外,价格总水平对工业行业的价格变动有显著性影响,因此,本文在自变量中加入价格总水平的变化值, $\Delta \ln cpi_t$ 表示在*t*期居民消费价格指数的变化值,该指标同样以 1998 年为基期的居民消费价格指数来度量。 α^p 为模型的常数项, β_i^p ($i=1,2,\dots,4$)分别表示相应变量的系数, $u_{i,t}^p$ 为模型的误差项。

由于劳动生产率以及垄断势力对工业行业价格变动的的影响在短期与长期可能存在差异^[10],因

此,本文在式(19)的自变量中加入各自变量的滞后期以及因变量滞后期,以考察各变量对短期与长期工业行业价格变动影响的差异,具体模型见式(20):

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_{i,t} = & \alpha^p + \beta_1^p \Delta \ln f_{i,t} + \beta_2^p \Delta \ln Z_{i,t} + \beta_3^p \Delta \ln \mu_{i,t} + \beta_4^p \Delta \ln cpi_{i,t} + \beta_5^p \ln f_{i,t-1} \\ & + \beta_6^p \ln Z_{i,t-1} + \beta_7^p \ln \mu_{i,t-1} + \beta_8^p \ln cpi_{i,t-1} + \beta_9^p \ln p_{i,t-1} + u_{i,t}^p \end{aligned} \quad (20)$$

其中 $\ln f_{i,t-1}$ 、 $\ln Z_{i,t-1}$ 、 $\ln \mu_{i,t-1}$ 、 $\ln cpi_{i,t-1}$ 及 $\ln p_{i,t-1}$ 分别表示滞后期的外资进入、劳动生产率、垄断势力、价格总水平以及工业行业价格状况。

本文关注的另一个主要内容是外资进入如何通过劳动生产率及垄断势力间接影响中国工业行业的价格变动(假设 2、假设 3)。为了对其进行研究,在计量模型式(20)的基础上引入联立方程模型,分别考察外资进入对劳动生产率及垄断势力的影响,以及劳动生产率及垄断势力对中国工业行业价格变动的的影响。于是,得到如下联立方程模型:

$$\begin{cases} \Delta \ln p_{i,t} = \alpha^p + \beta_1^p \Delta \ln f_{i,t} + \beta_2^p \Delta \ln Z_{i,t} + \beta_3^p \Delta \ln \mu_{i,t} + \beta_4^p \Delta \ln cpi_{i,t} + \beta_5^p \ln f_{i,t-1} \\ \quad + \beta_6^p \ln Z_{i,t-1} + \beta_7^p \ln \mu_{i,t-1} + \beta_8^p \ln cpi_{i,t-1} + \beta_9^p \ln p_{i,t-1} + u_{i,t}^p \\ \Delta \ln Z_{i,t} = \alpha^z + \beta_1^z \Delta \ln f_{i,t} + \beta_2^z \Delta \ln size_{i,t} + \beta_3^z \Delta \ln rd_{i,t} + \beta_4^z \ln f_{i,t-1} + \beta_5^z \ln size_{i,t-1} \\ \quad + \beta_6^z \ln rd_{i,t-1} + \beta_7^z \ln Z_{i,t-1} + u_{i,t}^z \\ \Delta \ln \mu_{i,t} = \alpha^\mu + \beta_1^\mu \Delta \ln f_{i,t} + \beta_2^\mu \Delta \ln CU_{i,t} + \beta_3^\mu \Delta \ln f_{i,t-1} + \beta_4^\mu \ln CU_{i,t-1} + \beta_5^\mu \ln \mu_{i,t-1} + u_{i,t}^\mu \end{cases} \quad (21)$$

式(21)中包括了价格方程、劳动生产率方程与垄断势力方程,其中价格方程与模型(20)相同,这里不再赘述。在劳动生产率方程中引入外资进入的变化值 $\Delta \ln f_{i,t}$ 、外资进入滞后期 $\ln f_{i,t-1}$ 以及劳动生产率滞后期 $\ln Z_{i,t-1}$,除上述三个变量外,企业平均规模以及科技支出是劳动生产率变动的重要因素,并且上述两个指标对工业行业价格变动与垄断势力不产生直接影响,因此,这里在劳动生产率方程中引入企业平均规模($\ln size$)及行业科技支出($\ln rd$)两个变量,并将其作为劳动生产率的工具变量,企业平均规模($\ln size$)利用各行业企业平均劳动力人数进行衡量,科技支出($\ln rd$)利用各行业科技活动内部经费支出总额占总产值的比重进行度量。在垄断势力方程中引入了外资进入的变化值 $\Delta \ln f_{i,t}$ 、外资进入滞后期 $\ln f_{i,t-1}$ 以及垄断势力滞后期 $\ln \mu_{i,t-1}$ 等变量。 α^z 、 α^μ 为劳动生产率方程与垄断势力方程的常数项, β_i^z ($i=1,2,\dots,7$)、 β_i^μ ($i=1,2,\dots,5$) 为劳动生产率方程与垄断势力方程相应变量的系数, $u_{i,t}^z$ 、 $u_{i,t}^\mu$ 为误差项。为了消除数据的异方差性,对所有变量数据均做了对数变换,并且以货币单位计量的指标均以 1998 年为基期通过 GDP 缩减指数进行了处理。

本文使用 1999—2012 年中国二位码分类的全部工业行业的面板数据进行实证分析。数据来源于 2000—2013 年的《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》以及《中国科技统计年鉴》。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修订,因此 1999—2002 年、2003—2011 年以及 2012 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,这里根据行业名称和内容,对 2002 年与 2011 年前后的二位码行业进行重新匹配。另外,工业行业生产者出厂价格指数是以 2002 年的国民经济行业分类为标准,因此对二位码行业的匹配以 2003—2011 年的行业代码名称作为匹配标准,剔除只在 1999—2002 年或 2012 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。最终得到的样本包括 36 个二位码行业,共计 504 个观测点。

2. 估计方法

(1)单方程模型的工具变量法估计。由(18)式可以明显看出,外国企业与本国企业劳动生产率的差距也是影响价格变动的主要因素,并且该生产率的差距与外资进入程度相关。由于本文关注的焦点是外资进入对中国工业行业价格变动的的影响,因此,在不将外国企业与本国企业劳动生产率差距纳入解释变量时,会造成外资进入变量与随机扰动项相关,产生内生性问题,需要选取合适的工具变量来消除这一内生性问题。理想工具变量必须满足两个条件:与估计方程的随机误差项不相关,与随机解释变量显著相关。而单一的工具变量往往不能同时满足上述两个条件,因而在实证中一般采用多工具变量法。既与外资进入水平显著相关又外生的变量往往是政策性变量,这些变量直接影响中国工业行业的外资进入水平,但无法被价格方程解释。基于如上考虑,本文选择外资企业实际所得税率(*rate*)与行业外资政策指数(*policy*)作为工具变量。外资企业实际所得税率利用各行业外资企业应付所得税除以外资企业的总利润计算得出。行业外资政策指数(*policy*)参照现有研究^[19-21],给鼓励类、限制(甲)类、限制(乙)类、禁止类项目分别赋予权重 3、2、1、0,将投资目录按照行业分类标准进行归类以后,以一个行业各种政策类别的项目数量分别乘以其权重,再相加,得到该行业的外资政策指数。

(2)联立方程模型的三阶段最小二乘法(3SLS)估计。因为存在内生性问题,联立方程模型的计量方法分为两类:一类是有限信息方法,这一类的常用方法为两阶段最小二乘法(2SLS);另一类是完整信息方法,这一类型的常用方法为三阶段最小二乘法(3SLS)。由于有限信息法只利用了联立方程模型中每个方程的样本信息,而完全信息法则利用了联立方程模型中全部变量的所有信息,因此,只有在某些特殊情形下两阶段最小二乘法(2SLS)才等价于三阶段最小二乘法(3SLS)^[22]。本文同样选择三阶段最小二乘法(3SLS)对联立方程模型进行估计。

四、计量分析及结果

1. 单方程模型估计结果

表 1 列出了单方程模型的估计结果。第(1)、(2)列汇报了使用双向固定效应模型(TWFE)估计的结果,该模型同时控制了行业效应和时间效应。为解决内生性问题,本文还同时汇报了基于两种不同计量模型的工具变量法估计结果:第(3)、(4)列的双向固定二阶段最小二乘法(TWFE-2SLS),第(5)、(6)列的工具变量广义矩估计法(GMM-IV)。在分析结果之前,首先要检验解释变量的内生性问题。TWFE-2SLS 与 GMM-IV 估计的内生性检验结果都在不同程度上拒绝外资进入是外生的原假设,这表明外资进入存在明显的内生性。本文选取的工具变量个数大于内生解释变量的个数,需要进行过度识别检验来判断工具变量是否外生。过度识别检验都超过了 0.1,故可以认为所有的工具变量均为外生。因此,这里以第(3)—(6)列的 TWFE-2SLS 与 GMM-IV 估计结果作为分析的基础。计量结果显示外资进入变化 $\Delta \ln f$ 的系数均为负值,说明外资进入在短期对中国工业行业价格的上涨起到抑制作用,但不显著。劳动生产率变化 $\Delta \ln Z$ 的系数均为负值,并且都在 1%的水平下显著,说明劳动生产率在短期会降低生产成本,从而对工业行业价格的上涨起到显著的抑制作用,根据系数的具体数值发现,当劳动生产率上升 1%,将导致短期工业行业价格下降 0.0668—0.1087 个百分点。垄断势力变化 $\Delta \ln \mu$ 的系数均为正值,并且在 1%的水平下显著,说明垄断势力在短期对工业行业价格的上涨起到显著的促进作用,根据系数的具体数值发现,当垄断势力上升 1%,将导致短期工业价格上涨 0.7234—1.0001 个百分点。价格总水平变化 $\Delta \ln cpi$ 在短期与工业行业价格变动存

表 1 外资进入对中国工业行业价格变动的影响(单方程模型估计)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TWFE	TWFE	TWFE-2SLS	TWFE-2SLS	GMM-IV	GMM-IV
$\Delta \ln f$	-0.0021 (-1.27)	-0.0048 (-0.68)	-0.0111 (-0.30)	-0.0222 (-0.45)	-0.0034 (-0.16)	-0.0278 (-1.09)
$\Delta \ln Z$	-0.0872*** (-5.38)	-0.0841*** (-4.98)	-0.0882*** (-4.23)	-0.1087*** (-4.91)	-0.0668*** (-3.31)	-0.0851*** (-3.61)
$\Delta \ln \mu$	0.7801*** (9.79)	0.8488*** (10.15)	0.7648*** (3.20)	0.7234*** (6.54)	1.0001*** (4.18)	0.8194*** (3.89)
$\Delta \ln cpi$	1.4364*** (2.66)	1.7021*** (4.86)	1.4051** (1.99)	1.5062*** (3.64)	2.0949*** (7.06)	1.7852*** (2.68)
$\ln f_{t-1}$		-0.0342 (1.05)		-0.1092 (1.22)		0.0961 (0.30)
$\ln Z_{t-1}$		-0.0029 (-1.25)		-0.0191** (-2.02)		-0.0163** (-2.12)
$\ln \mu_{t-1}$		0.2502*** (4.05)		0.5292*** (3.86)		0.5168*** (3.93)
$\ln cpi_{t-1}$		-0.1153 (-1.22)		-0.1297 (-0.87)		-0.0993 (-0.75)
$\ln p_{t-1}$		-0.1177*** (-5.91)		-0.2102*** (-4.66)		-0.1793*** (-4.23)
$_cons$	0.0938*** (5.57)	1.1031*** (2.84)	0.0931*** (4.55)	0.3534 (0.64)	-0.0021 (-0.09)	1.2682** (2.29)
内生性检验	—	—	3.8892 [0.0491]	4.0346 [0.0453]	4.5653 [0.0324]	5.8381 [0.0163]
过度识别检验	—	—	1.8231 [0.1762]	0.2633 [0.6072]	1.7423 [0.4181]	0.1497 [0.6980]
Adj-R ²	0.5091	0.5512	0.5607	0.5746	0.5712	0.5008
N	468	468	468	468	432	432

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,小括号内为 Z 值统计量,方括号内为统计量相应的概率值。由于部分行业的外资政策指数为 0,因此在实证中对所有行业外资政策指数同时加上 0.001。

资料来源:作者计算整理。

在显著的正相关关系,并且该影响效应在回归中都大于 1,说明短期价格总水平的变化将带来工业行业价格更大幅度的变动,这一点与贺力平等^[23]在研究消费者价格指数(CPI)与生产者价格指数(PPI)的相互联系时所得到的结论具有相似之处。从各变量对工业行业价格变动的长期影响看,外资进入滞后期 $\ln f_{t-1}$ 的系数有正有负,但均不显著。 $\ln Z_{t-1}$ 、 $\ln \mu_{t-1}$ 的系数符号与 $\Delta \ln Z$ 、 $\Delta \ln \mu$ 类似,该结果说明劳动生产率对工业行业价格的长期上涨起到抑制作用,而垄断势力越强的工业行业的价格在长期上涨幅度越大。价格总水平滞后期 $\ln cpi_{t-1}$ 的系数为负,说明价格总水平越高,在长期会抑制工业行业价格的上涨,但不显著。工业行业价格滞后期 $\ln p_{t-1}$ 的系数为负,说明当工业行业价格的短期波动偏离长期均衡时,其将以 11.77%—21.02% 的调整速度向均衡状态调整。上述结果表明,本文的假设 1 得到经验证据的支持。

2. 联立方程模型估计结果

表2列出了联立方程模型的估计结果。联立方程模型的目的在于判断外资进入是否是通过劳动生产率及垄断势力影响中国工业行业的价格变动以及该影响效应到底有多大?第(1)一(3)列为仅包含主要自变量的估计结果,即第(1)列的价格方程仅包括外资进入、劳动生产率、垄断势力及滞后期的工业行业价格等自变量,第(2)列的劳动生产率方程及第(3)列的垄断势力方程仅包括外资进入及滞后期的因变量。从第(1)列中价格方程估计结果得到短期外资进入与长期外资进入的系数

表2 外资进入对中国工业行业价格变动的的影响(联立方程模型估计)

变量	仅包含主要自变量			包含所有自变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln Z$	$\Delta \ln \mu$	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln Z$	$\Delta \ln \mu$
$\Delta \ln f$	-0.0053 (-0.67)	0.3724** (2.33)	-0.0121 (-0.48)	-0.0093 (-1.22)	0.3659** (2.24)	-0.0139 (-0.91)
$\Delta \ln Z$	-0.1087*** (-4.91)			-0.0937*** (-3.78)		
$\Delta \ln \mu$	0.7232*** (6.54)			0.6292*** (3.92)		
$\Delta \ln size$					-0.1511* (-1.79)	
$\Delta \ln rd$					0.0092 (0.50)	
$\Delta \ln cpi$				1.3071*** (6.71)		
$\ln f_{t-1}$	-0.1081 (-1.32)	0.1892* (1.94)	-0.0308** (-2.20)	-0.0893 (-1.38)	0.1809* (1.82)	-0.0261** (-2.33)
$\ln Z_{t-1}$	-0.0186** (-2.22)	-0.1441*** (-8.63)		-0.0336** (-1.93)	-0.1322*** (-7.78)	
$\ln \mu_{t-1}$	0.5291*** (3.86)		-0.3382*** (-5.08)	0.7451*** (2.88)		-0.3692*** (-10.50)
$\ln size_{t-1}$					-0.2501*** (-3.80)	
$\ln rd_{t-1}$					0.1006*** (5.22)	
$\ln cpi_{t-1}$				-0.3772 (-1.62)		
$\ln p_{t-1}$	-0.2101*** (-4.66)			-0.2973*** (-3.40)		
_cons	0.9563*** (4.80)	0.5452*** (5.54)	0.1268*** (4.09)	-0.4266 (-0.59)	0.4981*** (4.40)	0.1202*** (8.60)
N	468	468	468	468	468	468

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,小括号内为 Z 值统计量。

资料来源:作者计算整理。

均为负,说明外资进入对工业行业价格的上涨具有抑制作用,但均不显著。短期与长期劳动生产率的系数均为负值,短期与长期垄断势力的系数均为正值,这与表1的估计结果一致。第(2)列的劳动生产率方程估计结果显示短期外资进入与长期外资进入的系数均显著为正,说明无论长期还是短期,外资进入对劳动生产率的增长均起到促进作用,劳动生产率滞后期显著为负,说明劳动生产率由非均衡状态到均衡状态的调整作用显著。第(3)列的垄断势力方程估计结果显示短期外资进入与长期外资进入的系数均为负值,说明无论长期还是短期,外资进入对垄断势力的增长均起到抑制作用,但在短期不显著,垄断势力的滞后期显著为负,同样说明垄断势力由非均衡状态到均衡状态的调整作用显著。第(4)—(6)列为包含所有自变量的估计结果,主要自变量的估计系数与第(1)—(3)列基本一致。另外,从第(4)列中价格方程估计结果得到长期总体价格水平与工业行业的价格变动负相关,短期总体价格水平与工业行业的价格变动正相关,与表1的估计结果一致。第(5)列劳动生产率方程的估计结果显示企业平均规模无论是在短期还是长期均与劳动生产率负相关,且均在10%的显著水平下显著,这可能是由于部分行业规模报酬非递增造成的。科技支出在短期和长期均与劳动生产率正相关,这说明科技支出对劳动生产率的提高具有促进作用,但短期内不显著。第(6)列的垄断势力方程估计结果与第(3)列一致,这里不再赘述。由表2的估计结果发现,外资进入主要是通过间接方式影响中国工业行业的价格变动,即通过劳动生产率及垄断势力渠道对工业行业的价格变动施加影响,并且外资进入通过提高劳动生产率及减弱垄断势力抑制中国工业行业价格的上涨。上述结果表明,本文的假设2、假设3得到经验证据的支持。

3. 短期与长期弹性

在前文计量结果基础上,本文计算了劳动生产率与垄断势力对外资进入以及工业行业价格对劳动生产率与垄断势力的短期与长期弹性。具体结果见表3。第(1)列给出了单方程模型下(表1第(6)列)工业行业价格对劳动生产率、垄断势力的短期与长期弹性,结果发现,工业行业价格对劳动生产率的短期弹性与长期弹性均为负值,这说明无论是在短期还是长期,劳动生产率的提高均降低了工业行业的价格。工业行业价格对垄断势力的短期与长期弹性均为正值,这说明垄断势力的上升在短期及长期都会导致工业行业价格的上涨,并且短期弹性和长期弹性分别为0.8194和2.8823,长期为短期的3.5倍左右,这是因为具有垄断势力的企业在长期才能将其余企业挤出市场以提高其产出的价格,而在短期的挤出速度较慢。第(2)列给出了基于联立方程模型下(表2第(4)—(6)列)短期与长期弹性的计算结果,其中工业行业价格对劳动生产率、垄断势力的短期与长期弹性与第(1)列单方程的结果基本相同,不再赘述。由第(2)列中劳动生产率对外资进入短期与长期弹性的结果发现,短期与长期弹性均为正值,并且长期弹性大于短期弹性,这是因为低生产率企业在长期才能退出市场,从而提高工业行业的劳动生产率,而在短期退出的速度较缓慢。与之相似,垄断势力对外资进入的长期弹性也大于短期,并且均为负值,说明外资进入无论是在短期还是在长期均会降低工业行业的垄断势力,并且长期效果更明显,这主要是因为短期由于内资企业与外资企业在绩效方面存在着较大差距,外资企业较易获得垄断势力,从而工业垄断势力的下降幅度也较小,而在长期,随着与外资企业的竞争,众多绩效较差的内资企业逐渐退出市场,使内资企业平均绩效提高,并与外资企业的绩效差距逐渐减小^①,外资企业此时较难获得垄断势力,从而工业行业垄断势力的

^① 该结论利用本文的研究数据也得到证实,这里分别检验了外资进入对内资企业平均绩效以及外资进入对外资企业与内资企业平均绩效之比的影响,结果发现,外资进入对内资企业平均绩效具有显著的正向影响,并降低了外资企业与内资企业的绩效差距。限于篇幅,该实证结果未在文中呈现,如有兴趣,可向本文作者索取。

下降幅度较短期会提高。第(3)列给出了外资进入通过劳动生产率与垄断势力渠道对工业行业价格的短期与长期影响,结果发现长期的影响效应均强于短期,并且在短期外资进入通过提高劳动生产率对工业行业价格上涨的抑制作用更强,而在长期通过削弱垄断势力的抑制作用更强。

表 3 短期与长期弹性

$E_q : \Delta \ln p$		(1)	(2)	(3)
$\Delta \ln Z$	短期	-0.0851*	-0.0937*	-0.0343*
	长期	-0.0909*	-0.1130*	-0.1546*
$\Delta \ln \mu$	短期	0.8194*	0.6292*	-0.0087
	长期	2.8823*	2.5062*	-0.1771*
$E_q : \Delta \ln Z$				
$\Delta \ln f$	短期	—	0.3659*	—
	长期	—	1.3684*	—
$E_q : \Delta \ln \mu$				
$\Delta \ln f$	短期	—	-0.0139	—
	长期	—	-0.0707*	—

注:*表示在10%的水平下显著。第(3)列报告了外资进入通过劳动生产率以及垄断势力对产品价格变动的间接影响程度。资料来源:作者计算整理。

4. 稳健性检验

为了检验回归结果的稳健性,本文另外分别利用外资企业主营业务收入、资产以及总产值占比作为外资进入的衡量指标,对前文的估计结果进行稳健性检验。稳健性结果如表4所示^①,解释变量的系数与大小与前文的估计结果无较大差别,说明前文的估计结果具有较好的稳健性。

五、进一步讨论

为了验证1999年以来外资进入对中国工业行业价格变动的影响效果,本文利用表2第(1)—(3)列的实证结果,估算了外资进入对中国工业各行业和整个工业行业劳动生产率与垄断势力的影响,并在此基础上估算了因外资进入导致的劳动生产率与垄断势力的变化对中国工业各行业和整个工业行业价格变动的具体影响。限于篇幅,这里未给出全部二位码行业的估算结果,而是借鉴谢建国^[24]的方法,将全部工业二位码行业划分为劳动密集型行业、资本密集型行业、技术密集型行业、资源密集型行业四种行业类型,比较不同行业类型之间的差异。表5为外资进入对劳动生产率与垄断势力的影响效应。第(1)—(3)列分别给出了工业各行业及整个工业行业的初始劳动生产率、短期外资进入以及长期外资进入后的劳动生产率状况,结果显示外资进入使短期工业劳动生产率由期初的65.6862千元/人增长到66.6091千元/人,增长1.4050%,使长期工业劳动生产率增长到82.1470千元/人,增长了25.0598%。分行业来看,资本密集型行业劳动生产率在短期增长最快,短期增长4.9579%;资源密集型行业劳动生产率在长期增长最快,长期增长70.4754%。而劳动密集型行业劳动生产率不仅没有增长,反而下降,在短期下降6.5145%,长期下降了44.8418%,这主要是因为劳动密集型行业的外资企业市场控制力下降幅度最大,由1999年的27.937%下降到2012年的23.741%,下降了将近4.2个百分点。第(4)—(6)列分别给出了工业各行业及整个工业行业的初始垄断势力、短期外资进入以及长期外资进入后的垄断势力状况,由第(4)列中工业各行业及整个

^① 限于篇幅,仅列出了联立方程模型的稳健性检验结果,单方程模型的稳健性检验结果未在文中呈现,如有兴趣,可向本文作者索取。

表 4 稳健性检验

变量	主营业务收入			资产			总产值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln Z$	$\Delta \ln \mu$	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln Z$	$\Delta \ln \mu$	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln Z$	$\Delta \ln \mu$
$\Delta \ln f$	-0.0088 (-1.06)	0.2931** (2.13)	-0.0103 (-0.97)	-0.0125 (-1.15)	0.3512** (2.15)	-0.0162 (-1.07)	-0.0108 (-0.67)	0.3122*** (2.73)	-0.0104 (-1.01)
$\Delta \ln Z$				-0.1064*** (-3.15)			-0.0830*** (-4.88)		
$\Delta \ln \mu$				0.5790*** (3.49)			0.6444*** (2.93)		
$\Delta \ln size$		-0.1634** (-2.23)			-0.1720 (-1.36)			-0.1590** (-2.21)	
$\Delta \ln rd$		0.0076 (1.05)			0.0121 (0.95)			0.0058 (0.99)	
$\Delta \ln cpi$	1.4762*** (4.76)			1.2177*** (4.96)			1.3300*** (4.92)		
$\ln f_{t-1}$	-0.0837 (-0.89)	0.1760** (2.25)	-0.0204*** (-2.99)	-0.0648 (-0.70)	0.1413** (2.17)	-0.0267** (-2.09)	-0.0901 (-0.58)	0.1658** (2.15)	-0.0199*** (-2.84)
$\ln Z_{t-1}$	-0.0308* (-1.77)	-0.1022*** (-7.95)		-0.0291* (-1.76)	-0.1782*** (-6.60)		-0.0313** (-2.11)	-0.1114*** (-10.91)	
$\ln \mu_{t-1}$	0.7659*** (4.21)		-0.3902*** (-8.93)	0.6231*** (2.77)		-0.3705*** (-8.29)	0.7490*** (4.00)		-0.3814*** (-8.74)
$\ln size_{t-1}$		-0.2024*** (-5.26)			-0.1930*** (-4.95)			-0.1940*** (-5.10)	
$\ln rd_{t-1}$		0.1145*** (2.90)			0.0937*** (2.78)			0.1291*** (2.69)	
$\ln cpi_{t-1}$	-0.3270 (-1.35)			-0.3943 (-1.01)			-0.3243 (-1.32)		
$\ln p_{t-1}$	-0.3151*** (-3.80)			-0.2313*** (-3.45)			-0.3072*** (-3.57)		
$_cons$	-0.3277 (-0.91)	0.4703*** (3.18)	0.1032*** (6.93)	-0.5161 (-0.92)	0.6014*** (4.71)	0.0870*** (5.87)	-0.3890 (-0.79)	0.4658*** (4.05)	0.0994*** (6.74)
N	468	468	468	468	468	468	468	468	468

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,小括号内为 Z 值统计量。

资料来源:作者计算整理。

工业行业初始垄断势力的结果发现,其中劳动密集型行业、技术密集型行业以及资源密集型行业的垄断势力均大于整个工业行业的垄断势力,仅有资本密集型行业垄断势力小于整个工业行业的垄断势力。第(5)列短期外资进入后工业各行业及整个工业行业垄断势力状况的结果显示:外资进入使短期工业行业垄断势力由期初的 1.2316 下降到 1.2296,降低 0.1624%,其中劳动密集型行业垄断势力在短期的下降幅度最大,下降了 0.5362%;资源密集型行业垄断势力在短期增长了 0.4733%。第(6)列长期外资进入后工业各行业及整个工业行业垄断势力状况的结果显示:外资进入使长期整个工业行业垄断势力由期初的 1.2316 下降到 1.2100,下降了 1.7538%,其中资源密集型行业在长期的降幅最大,为-3.6447%;技术密集型行业次之,为-1.6457%,而劳动密集型行业垄断势力在长期上升了 0.8043%。

表 5 外资进入对劳动生产率与垄断势力的影响效应

行业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	初始劳动生产率 (千元/人)	外资进入后 劳动生产率 (短期)(千元/ 人)	外资进入后 劳动生产率 (长期)(千元/ 人)	初始垄断 势力	外资进入后 垄断势力 (短期)	外资进入后 垄断势力 (长期)
劳动密集型行业	70.1249	65.5566	38.6796	1.2682	1.2614	1.2784
资本密集型行业	57.0443	59.8725	94.3017	1.1802	1.1795	1.1613
技术密集型行业	66.5294	68.4839	77.8803	1.2335	1.2322	1.2132
资源密集型行业	72.8827	75.7799	124.2471	1.2676	1.2736	1.2214
整个工业行业	65.6862	66.6091	82.1470	1.2316	1.2296	1.2100

注:具体计算结果是以表 2 第(1)一(3)列的计量结果为基准,并利用各子行业占相关行业(劳动密集行业、资本密集行业、技术密集行业、资源密集行业或工业行业)的产值比重进行加权平均得到的相关行业结果,其中短期代表 1 年后,长期为整个样本时期,下表同。

资料来源:作者计算整理。

表 6 为外资进入通过劳动生产率与垄断势力对中国工业行业价格变动的的影响效应。第(1)一(3)列分别给出了工业各行业及整个工业行业外资进入在短期通过劳动生产率、垄断势力对价格变动的的影响效应以及对价格变动的的影响总效应。结果表明,外资进入在短期通过提高劳动生产率使工业行业价格下降了 0.0039%,通过削弱垄断势力使工业行业价格下降了 0.0009%,从而使中国工业行业价格每年下降了 0.0048%。分行业来看,外资进入在短期对资本密集型行业价格降幅的影响效应最大,使该行业价格每年下降了 0.0630%,技术密集型行业次之,每年下降了 0.0603%,而外资进入不仅没有使劳动密集型行业价格下降,反而还使该行业价格每年增长了 0.1793%。第(4)一(6)列分别给出了工业各行业及整个工业行业外资进入在长期通过劳动生产率、垄断势力对价格变动的的影响效应以及对价格变动的的影响总效应。结果表明,外资进入在长期通过劳动生产率的提高使工业行业价格下降了 1.0433%,通过削弱垄断势力使工业行业价格下降了 1.4196%,从而使中国工业行业价格在样本期内下降了 2.4629%。分行业看,外资进入在长期对资源密集型行业价格的影响效应最大,使该行业价格在样本时期内下降了 11.1033%;技术密集型行业次之,使该行业价格在样本时期内下降了 6.1699%;与上述两类行业不同,外资进入在长期使劳动密集型行业价格在样本期内上涨了 15.6170%。

表 6 外资进入通过劳动生产率与垄断势力对价格的影响效应 单位:%

行业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	通过劳动生产率 (短期)	通过垄断势力 (短期)	外资进入 影响总效应 (短期)	通过劳动生产率 (长期)	通过垄断势力 (长期)	外资进入 影响总效应 (长期)
劳动密集型行业	0.1484	0.0309	0.1793	4.8442	10.7728	15.6170
资本密集型行业	-0.0521	-0.0109	-0.0630	-1.5815	-2.7615	-4.3430
技术密集型行业	-0.0499	-0.0104	-0.0603	-2.1317	-4.0383	-6.1699
资源密集型行业	-0.0051	-0.0011	-0.0062	-4.3738	-6.7296	-11.1033
整个工业行业	-0.0039	-0.0009	-0.0048	-1.0433	-1.4196	-2.4629

资料来源:作者计算整理。

六、结论与政策含义

本文以 Melitz and Ottaviano^[7]模型为分析框架,构建了一个包含外资企业进入的两国一般均衡模型,进而揭示了外资进入对价格变动的的影响机理,在此基础上,对外资进入对中国工业行业价格变动的具体影响进行了实证分析。

本文的主要研究结论是:无论是从短期看还是从长期看,外资进入都是通过提高劳动生产率及削弱垄断势力影响中国工业行业的价格变动;在短期,外资进入通过提高劳动生产率对中国工业行业价格的上涨产生了较强的抑制作用,而在长期,外资进入则通过削弱垄断势力对中国工业行业价格上涨产生了较强的抑制作用;外资进入对中国不同工业行业价格变动的影响效应存在着较大差异,具体而言,外资进入对资源密集型行业、技术密集型行业及资本密集型行业的价格上涨均产生抑制作用,其中对资源密集型行业价格上涨的抑制作用最为明显,随后依次是技术密集型行业与资本密集型行业,而劳动密集型行业由于外资进入程度的大幅下降致使其价格上涨。

本文的研究结论具有重要的政策含义。本文研究结论表明,外资进入促进了中国工业行业劳动生产率的提高,削弱了中国工业一些行业的垄断势力,从整体上降低了中国工业行业的价格和抑制了通货膨胀,从而提高了社会福利水平。本文研究结论还表明,改革开放以来中国实行的积极引进和利用外资政策是完全正确的。因此,在“十三五”期间,一定要积极贯彻中央提出的“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念,进一步解放思想,加大开放力度,积极引进和利用外资。具体地讲,要努力抓好以下两项工作:一是要进一步提高利用外资水平。近年来,中国多次修订《外商投资产业指导目录》,不断拓宽市场开放领域,但与外国投资者的要求还存在着一些差距,因此,可以在加强对外资监管的前提下,通过在我国沿海、沿边、内陆等不同地区设立若干自由贸易园区,以开放促改革、促发展,实现外资利用方式的不断创新,从而拓宽利用外资渠道,进一步提高利用外资水平。二是要提升引进和利用的外资质量。中国的人均 GDP 已达到中等收入国家水平,目前面临的主要挑战之一是如何跨越中等收入陷阱,而跨越中等收入陷阱的关键则是提高企业的科技创新能力和国际竞争力,因此,在未来引进和利用外资时,一定要积极引进具有中高端技术水平的外资企业,这样不但可以有效地提高企业劳动生产率,而且可以有效地削弱国内某些工业行业的垄断势力,从而有效降低工业行业的价格水平。

[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]郎咸平. 新帝国主义在中国[M]. 北京:东方出版社, 2010.
- [3]李全根. 食油价格异常波动的成因与对策研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2009,(4):41-46.
- [4]李晓钟,张小蒂. 中国汽车产业市场结构与市场绩效研究[J]. 中国工业经济, 2011,(3):129-138.
- [5]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.
- [6]王志乐. 经济发展方式的转变与跨国公司的积极作用[J]. 国际经济合作, 2010,(3):36-40.
- [7]Melitz, M. J., and G. I. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. The Review of Economic Studies, 2008, 75(1):295-316.
- [8]Chor, D. Subsidies for FDI: Implications from a Model with Heterogeneous Firms [J]. Journal of International Economics, 2009, 78(1):295-316.
- [9]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6):1695-1725.
- [10]Chen, N., J. Imbs, and A. Scott. The Dynamics of Trade and Competition [J]. Journal of International

- Economics, 2009,77(1):50-62.
- [11]Cavelaars,P. Does Competition Enhancement Have Permanent Inflation Effects[J]. *Kyklos*, 2003,56(1):69-94.
- [12]Przybyla,M.,and M. Roma. Does Product Market Competition Reduce Inflation? Evidence from EU Countries and Sectors[R]. ECB Working Paper, 2005.
- [13]国家统计局课题组. 对国有经济控制力的量化分析[J]. *统计研究*, 2001,(1):3-10.
- [14]李海舰. 外资进入与国家经济安全[J]. *中国工业经济*, 1997,(8):62-66.
- [15]卜伟,谢敏华,蔡慧芬. 基于产业控制力分析的我国装备制造业产业安全问题研究[J]. *中央财经大学学报*, 2011,(3):62-66.
- [16]Epifani,P.,and G. Gancia. Trade, Markup Heterogeneity and Misallocations [J]. *Journal of International Economics*, 2011,83(1):1-13.
- [17]Federico,S. Industry Dynamics and Competition from Low-Wage Countries: Evidence on Italy [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2014,76(3):389-410.
- [18]Binici, M., Y. W. Cheung, and K. S.Lai. Trade Openness, Market Competition, and Inflation: Some Sectoral Evidence from OECD Countries[J]. *International Journal of Finance and Economics*, 2012,17(4):321-336.
- [19]殷华方,鲁明泓. 中国吸引外商直接投资政策有效性研究[J]. *管理世界*, 2004,(1):39-45.
- [20]殷华方,潘镇,鲁明泓.中国外商直接投资产业政策测量和有效性研究:1979—2003[J]. *管理世界*, 2006,(7):34-45.
- [21]魏浩. 我国外资优惠政策的战略性调整:基于跨国公司的分析框架[J]. *改革*, 2004,(5):86-91.
- [22]李子奈,叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社, 2000.
- [23]贺力平,樊纲,胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁[J]. *经济研究*, 2008,(11):16-26.
- [24]谢建国. 外商直接投资与中国的出口竞争力——一个中国的经验研究[J]. *世界经济研究*, 2003,(7):34-39.

The Influence Mechanism and Effect of Foreign Capital Entering on the Price Changes of China's Industrial Sectors

FENG Gen-fu, MAO Yi

(School of Economics and Finance of Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: What kind of variation it would take to the changes of China's industrial sectors price along with the entry of foreign capital? What was its influence mechanism? In this paper, we solve these problems from the view of theory and demonstration separately. The study found that: both in the short-term and long-term, the entry of foreign capital influenced the change of China's industrial sectors price all through improving labor productivity and weakening monopoly power. In the short-term, there was a stronger inhibiting effect to the rise of China's industrial sectors price from improving labor productivity caused by the entry of foreign capital, however, in the long-term, there was a stronger inhibiting effect to the rise of China's industrial sectors price by weakening monopoly power caused by the entry of foreign capital. From 1999 to 2012, Chinese industrial labor productivity increased by 25.0598%, monopoly power decreased by 1.7538%, and China's industrial sectors price reduced by 2.4629% because of the entry of foreign capital. Research results indicated that, since China's reform and opening up, the entry of foreign capital promoted the raising of the Chinese industry sectors labor productivity, weakening monopoly power of some industries in China, reducing China's industrial sectors prices and curbing inflation on the whole, thereby it improved the level of the Chinese social welfare.

Key Words: foreign capital entering; labor productivity; monopoly power; change of industrial sectors price

JEL Classification: D24 E31 L20

[责任编辑:王燕梅]