

---

---

# 要素价格扭曲、企业投资与产出水平

陈彦斌 马 啸 刘哲希\*

---

**内容提要** 本文通过建立生产部门的竞争性市场均衡模型,利用中国工业企业数据库(1999~2007年)数据分析得到以下两个主要结论:资本品市场的扭曲税远高于劳动力市场,且两者均存在明显的行业、地域和所有制特征;不同行业间资本品扭曲税的相对差异提高了总投资和资本存量,但是降低了资本配置效率,反而抑制了制造业总产出的增长。消除资本品市场的相对扭曲会使制造业总投资年均下降13.75%,但总产出将年均增加约1%。伴随着资本配置效率的提高,要素市场化改革对于投资规模的负向冲击有限,且不会带来经济增速大幅下滑。

**关键词** 要素价格 企业投资 配置效率

---

## 一 引言

改革开放以来,中国要素市场化改革进程严重滞后。资本品市场、劳动力市场、土地市场以及资源品(我们所讨论的资源品不仅包括自然资源,也包括电力等非自然资源)市场等要素市场均存在不同程度的价格扭曲,影响了企业的投资成本。资本品市场方面,利率管制压低了贷款利率,使得投资的资金成本大幅降低。1980~2010年,

---

\* 陈彦斌、马啸、刘哲希:中国人民大学经济学院 通信地址:中国人民大学经济学院 100872;电子邮箱:cyb@ruc.edu.cn(陈彦斌);martinmx87@163.com(马啸);liu\_ruc@126.com(刘哲希)。

本文是国家自然科学基金项目(71273272,71373266)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国宏观经济困境的形成机理与应对策略”的阶段成果。感谢两位匿名审稿人的宝贵意见以及中国人民大学“宏观经济学研讨会”和“经济体制改革论坛”上与会者的有益讨论,但文责自负。

中国的一年期实际贷款利率平均只有 2%，远低于理论上应达到 7% 的实际贷款利率水平（陈彦斌等，2014），不同企业由于所有制等因素在获取资本的能力上也面临较大差异。劳动力市场方面，大量农村剩余劳动力转移导致中国的工资水平长期偏低，劳动力成本也被大幅压低。2010 年，中国制造业小时工资仅为美国的 5.7% 和 OECD 国家平均水平的 7%。<sup>①</sup> 不仅如此，劳动力工资还存在着明显的城乡差异和所有制差异。土地市场方面，政府凭借在土地市场中的垄断地位向企业提供大量的廉价工业用地，2000 ~ 2011 年中国工业用地价格仅上涨 1.8 倍，而同期商业用地和住宅用地价格分别上涨了 4.5 倍和 6.7 倍。<sup>②</sup> 资源品市场方面，政府同样压低了企业所应承担的资源成本。长期以来，中国的成品油、天然气、水、电、煤气和热力等大部分资源品价格都受到政府管制，低于国内市场均衡水平与国际一般水平。<sup>③</sup>

那么，要素价格扭曲是否显著地改变了中国的投资水平？由此产生的投资结构对于资本配置结构会带来多大的影响？要素价格市场化改革又是否真的会带来投资增速和经济增速大幅下滑？研究这些问题对于当前正处于改革转型时期的中国经济具有重要的实质性意义。

与本研究直接相关的文献主要包括两类：一类是利用不同方法对于要素价格扭曲系数进行测定。陈永伟和胡伟民（2011）通过建立生产部门的竞争均衡求得各行业的要素价格扭曲系数，施炳展和冼国明（2012）通过估计科布 - 道格拉斯（Cobb - Douglas）生产函数求出要素的边际产出作为要素应得报酬，然后与实际要素报酬相比以得到要素价格扭曲程度。郝枫和赵慧卿（2010）采用随机前沿面分析，通过比较最优要素生产可能性曲线与实际生产可能性曲线之间的差距去测度要素市场的扭曲程度。另一类是探析要素价格扭曲对于投资的影响，这类研究集中在宏观层面。例如，陈彦斌等（2014）通过引入“扭曲税”刻画利率管制，发现资本品市场中的利率管制会扩大总投资、抑制消费，从而加剧总需求失衡的程度。徐长生和刘望辉（2008）研究发现，劳动力市场负向扭曲会引起中国的内需不足，投资快速增长，经济出现内部失衡。

虽然宏观理论模型刻画了要素价格扭曲对于要素配置总额的影响机制，但由于企业异质性的存在，通过微观数据测算要素价格扭曲对于企业投资的影响就更具有实际意义。然而，过往研究主要是集中讨论要素价格扭曲对于要素配置效率的影响。例如，Brandt 等（2013）、陈永伟和胡伟民（2011）以及 Dollar 和 Wei（2007）分别从省份层

① 外国数据引自美国劳工部网站，中国 2010 年的数据引自 Sirkin 等（2011）的研究。

② 数据来源：中国地价网，[http://www.mlr.gov.cn/tdsc/djxx/djje/201208/t20120801\\_1127356.htm](http://www.mlr.gov.cn/tdsc/djxx/djje/201208/t20120801_1127356.htm)。

③ 2007 年中国工业用电价格是 0.068 美元/千瓦，只有 OECD 国家工业用电价格的 72%，显著低于日本（0.12 美元/千瓦时）和英国（0.13 美元/千瓦时）的工业用电价格（王乾坤等，2009）。

面、行业层面以及所有制层面对于要素价格扭曲导致的效率损失进行讨论。赵自芳和史晋川(2007)分析了要素价格扭曲与国有企业资本深化以及“民工荒”等宏观经济问题之间的密切联系。Hsieh 和 Klenow(2009)通过企业层面的分析认为,中国和印度由于要素价格扭曲带来了大量的全要素生产率(TFP)损失,而 Midrigan 和 Xu(2014)通过构建两部门动态模型认为金融摩擦对于 TFP 的影响是温和的。这些研究大多关注于如果要素市场上的价格扭曲得以完全消除,配置结构的优化对于经济效率的提高程度。然而,不容忽视的是在中国长期依赖高投资驱动经济增长的背景下,虽然纠正要素价格扭曲在长期可使要素配置结构逐步优化,增强经济发展的内在动力,但在短期内经济体可能会面临投资水平明显下降,进而导致生产部门的资本存量减少和经济增速明显下滑。因此,对于要素价格扭曲影响效应的分析应结合投资总量与要素配置效率变动两个方面综合考虑,这是过往研究的不足之处,也是本文研究的主要方向。

在本文中,我们通过建立生产部门的竞争性市场模型,以中国工业企业数据库(1999~2007年)数据为样本度量制造业企业的资本和劳动扭曲税(衡量要素成本偏离市场价格的程度)。进一步地,我们定义了绝对要素成本和相对要素成本,分别反映企业(行业或制造业)面临的扭曲税水平和与整个制造业平均扭曲税水平相比的相对水平,后者代表了制造业中企业(或行业)由于异质性所产生的要素成本差异。我们利用固定效应模型和动态面板模型研究发现,行业层面相对资本成本的下降将显著促进投资的增加,而相对劳动力成本的变化对投资影响并不显著。

进一步分析表明,消除行业间的相对资本成本差异降低了制造业投资水平年均约 13.75%,减少了各年份的资本存量,但是其使得投资更多流向高 TFP 行业,优化了资本配置结构,进而使得 2000~2007 年制造业总产出平均增加约 1%。一方面,这一结果验证了要素价格扭曲对总投资存在促进作用;另一方面,这也表明,虽然消除制造业行业间资本的扭曲税差异将使得制造业总投资出现下降,但由此带来的投资结构的改善将使得资本配置结构逐步改善,总体看并不会必然造成制造业产出的下滑。而减少的投资额可以用于其他关乎国计民生的重要产业(例如教育、医疗等),从而带来国民福利的提高。通过对于影响机制的进一步分析,我们发现同样程度的相对资本成本变动对投资率的影响效应与企业特征、地区因素有关:民营、集体和外资企业的投资率变动幅度超过国有企业,而东南沿海省份的投资率变动幅度超过其他省份。

与已有文献相比,本文的主要贡献有两点:其一,通过测度扭曲税和计量分析,从定量角度分析了制造业中劳动力和资本品市场的扭曲税对于投资总量和投资结构的影响,弥补了已有理论研究的不足,为评价要素价格扭曲所产生的经济影响提供了经验研究上的依据和支持。其二,量化分析了企业异质性对于资本扭曲税与企业投资率

间作用的影响,表明资本品价格扭曲对于投资的促进作用在很大程度上依赖于企业的个体特征,从而也验证了从微观层面分析要素价格扭曲对投资影响的合理性。

本文结构安排如下:第二部分建立竞争性市场均衡模型以测算要素的扭曲税程度;第三部分对于1999~2007年中国工业企业数据库进行一系列处理,以保证回归结果的可靠性;第四部分对于制造业企业的资本和劳动力成本及其特征进行分析;第五部分利用固定效应模型和动态面板模型,对相对要素成本与投资率之间的影响进行分析,并对影响机制进行探讨;第六部分为结论。

## 二 模型部分

为了测算劳动力和资本价格的扭曲程度,本文结合 Hsieh 和 Klenow (2009) 和 Brandt 等 (2013) 的研究方法,建立竞争性市场均衡模型。由于中国存在着整体性的要素价格扭曲(例如利率管制),我们定义了绝对和相对要素成本,用以分离整个要素市场的变动和单个企业在要素市场境况的变动。在 Hsieh 和 Klenow (2009) 模型的设定下,可以由企业的最优化问题解出要素需求(详见附录1):

$$w(1 + \tau_{wsj}) = (1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{P_{sj} Y_{sj}}{L_{sj}} \quad (1)$$

$$R(1 + \tau_{Ksj}) = \alpha_s \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{P_{sj} Y_{sj}}{K_{sj}} \quad (2)$$

其中,  $w$  和  $R$  为市场工资和利率,  $\alpha_s$  为  $s$  行业的资本产出弹性,  $\sigma$  为产品间替代弹性,  $P_{sj}$ 、 $Y_{sj}$ 、 $L_{sj}$  和  $K_{sj}$  分别为  $s$  行业中  $j$  企业的产品价格、产出量、劳动雇佣量和资本量。

该企业面临的劳动力与资本价格扭曲税分别记为  $\tau_{wsj}$  和  $\tau_{Ksj}$ 。其中,  $\tau_{wsj}$  可以被视为由于部门、所有制或者户籍制度所产生的劳动力价格扭曲的影响。户籍制度使得农村劳动力得不到与城市居民同等水平的劳动保障,并且阻碍了劳动力的正常流动,表现为  $\tau_{wsj}$  较高;而所有制的歧视使得国企员工存在较高的隐形福利,则  $\tau_{wsj}$  较低。同样地,  $\tau_{Ksj}$  是由于资本品市场不完善所带来的资本价格扭曲。如果企业由于信贷歧视无法以市场利率得到借款(例如中小企业),则  $\tau_{Ksj}$  较高;若企业的投资能够获得政府的相应补贴,则  $\tau_{Ksj}$  较低。

由最优化行为可知,企业所投入的资本和劳动与扭曲税存在函数关系。如果我们能够确定名义产出  $P_{sj} Y_{sj}$ 、劳动报酬  $wL_{sj}$ 、资本报酬  $RK_{sj}$ 、资本产出弹性  $\alpha_s$  和替代弹性  $\sigma$ , 我们就能够识别出企业  $j$  所面临的扭曲税  $\tau_{wsj}$  和  $\tau_{Ksj}$ 。

在以上模型的基础上,为了便于计量分析,我们进一步定义企业、行业和整个制造

业在扭曲存在情况下所面临的绝对和相对要素成本(见表1)。<sup>①</sup>

表1 单个企业、行业与整个经济体的绝对与相对要素成本定义

企业 <sub><i>ij</i></sub> 绝对要素成本:	$\gamma_{\eta ij} = 1 + \tau_{\eta ij}, \eta = K, w$	相对要素成本:	$\zeta_{\eta ij} = \frac{\gamma_{\eta ij}}{\gamma_{\eta}}, \eta = K, w$
行业 <sub><i>i</i></sub> 绝对要素成本:	$\gamma_{\eta i} = 1 + \tau_{\eta i}, \eta = K, w$	相对要素成本:	$\zeta_{\eta i} = \frac{\gamma_{\eta i}}{\gamma_{\eta}}, \eta = K, w$
整个制造业:	$\gamma_L = \frac{\sum_{i=1}^s \theta_i (1 - \alpha_i)}{\sum_{i=1}^s \theta_i (1 - \alpha_i) / (1 + \tau_{ws})}$ ,	$\gamma_K = \frac{\sum_{i=1}^s \theta_i \alpha_i}{\sum_{i=1}^s \theta_i \alpha_i / (1 + \tau_{Ks})}$	

说明:  $\gamma_L$  和  $\gamma_K$  为整个经济体的绝对劳动力和资本成本, 可以看作利用行业绝对要素成本  $\gamma_{\eta}$ 、收入份额  $\theta_i$  和资本收入份额  $\alpha_i$  通过要素市场出清条件(见附录定义1)加权后得到。

企业(行业)所面临的绝对要素成本  $\gamma$  为其实际利用 1 单位要素支付的成本(该要素市场价格与扭曲税额之和)与该要素市场价格之比。<sup>②</sup>  $\gamma$  越大, 则反映企业(行业或经济体)在利用要素时的隐含成本越高(扭曲税越高)。

$\zeta$  表示相对要素成本, 用企业(行业)的绝对要素成本和整个经济体的绝对要素成本之比表示, 其大小反映了该企业(行业)在该生产要素市场中的处境。 $\zeta$  越大, 则表明该企业在该要素市场中投入 1 单位生产要素所需要付出的成本越高。

接下来, 我们建立反映投资和要素成本关系的计量模型。首先将(2)式对数化:

$$\log(K_{ij}) = \log\left(\alpha_i \frac{\sigma - 1}{\sigma}\right) + \log(P_{ij} Y_{ij}) - \log(R) - \log(1 + \tau_{Kij}) \quad (3)$$

接着引入时间因素  $t$ 。<sup>③</sup> 根据附录(A4)和(A6)式,  $P_{ijt}$  和  $Y_{ijt}$  分别受到  $(1 + \tau_{Kijt})$

① 对于绝对和相对要素成本的区分基于以下两点考虑: 一是理论上, 要素市场存在着由宏观因素(如户籍制度、利率管制)和微观层面企业异质性(如行业、所有制)所产生的扭曲, 因而有必要对此加以区分。二是文中对于资本品价格水平的度量方式(银行各期限利率加权与折旧率之和)可能存在测量误差, 难以准确反映相应年度的资本品市场价格, 这会影响对于绝对要素成本的度量; 而相对要素成本对于市场利率水平的不同取值保持不变。故我们在计量分析中主要考察相对要素成本变动对投资的影响, 并利用年度虚拟变量控制各年度的资本品市场价格。一些学者在对要素价格扭曲的研究中也区分了绝对和相对水平。例如, 陈永伟等(2011)的研究中定义了要素价格绝对和相对扭曲程度, 其定义方式与我们文中定义的绝对和相对要素价格互为倒数关系, 但对于价格水平的具体衡量由于理论框架的不同, 与我们存在差异。

② 以比值形式来表示绝对要素成本, 是为了便于比较对于不同年份的扭曲税大小。

③ 引入时间  $t$  一方面与研究采用的面板数据相匹配, 另一方面也在控制行业(企业)固定效应的背景下, 通过扭曲税在不同年份间的差异识别扭曲税的影响效应。

和  $K_{sjt}$  的影响。为分离出扭曲系数的直接影响,并避免方程两端存在联立性,定义:

$$y_{sjt} = P_{sjt} Y_{sjt} / K_{sjt}^{\alpha_s} (1 + \tau_{Ksjt})^{\alpha_s} \quad (4)$$

下面的分析中我们将  $y_{sjt}$  称为产出因素,  $y_{sjt}$  反映了除资本因素外其他因素变动对产出的影响(包括劳动力和技术水平等)。对于(3)式关于  $t$  期和  $(t-1)$  期进行一阶差分,并将  $P_{sjt} Y_{sjt}$  和  $(1 + \tau_{Ksjt})$  分别按照(4)式和附录 1 中定义 1 进行表述,则可得:

$$(1 - \alpha_s) \log\left(\frac{K_{sjt}}{K_{sjt-1}}\right) = \log\left(\frac{y_{sjt}}{y_{sjt-1}}\right) - \log\left(\frac{R_t}{R_{t-1}}\right) - (1 - \alpha_s) \left[ \log\left(\frac{\zeta_{Ksjt}}{\zeta_{Ksjt-1}}\right) + \log\left(\frac{\gamma_{Kt}}{\gamma_{Kt-1}}\right) \right] \quad (5)$$

又根据近似等价,我们有  $\log\left(\frac{K_{sjt}}{K_{sjt-1}}\right) = \log\left(1 + \frac{I_{sjt}}{K_{sjt-1}} - \delta\right) = \frac{I_{sjt}}{K_{sjt-1}} - \delta$ 。 $\delta$  为折旧率,假设对于所有企业都相同,其中  $I_{sjt} = K_{sjt} - (1 - \delta)K_{sjt-1}$  表示第  $t$  年的投资。对于右边第一项和第三项也做类似的等价变换(常数项被  $\beta_0$  吸收),<sup>①</sup>可以得到基准计量模型:

$$\frac{I_{sjt}}{K_{sjt-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{y_{sjt}}{y_{sjt-1}} + \beta_2 \frac{\zeta_{Ksjt}}{\zeta_{Ksjt-1}} + \lambda' z_{sjt} + \mu_{sj} + o_t + \varepsilon_{sjt} \quad (6)$$

(5)式中  $\log\left(\frac{\gamma_{Kt}}{\gamma_{Kt-1}}\right)$  和  $\log\left(\frac{R_t}{R_{t-1}}\right)$  只与时间  $t$  有关,故其对于投资率  $\frac{I_{sjt}}{K_{sjt-1}}$  的影响

包含于时间虚拟变量  $o_t$  中。 $\frac{y_{sjt}}{y_{sjt-1}}$  表示产出因素变动,  $\frac{\zeta_{Ksjt}}{\zeta_{Ksjt-1}}$  表示相对资本成本变动,  $z_{sjt}$  为控制变量,包括负债率、利润率、固定资产比重等,  $\mu_{sj}$  为个体虚拟变量,反映个体不随时间变化的差异性,  $\varepsilon_{sjt}$  为随机干扰项。

### 三 数据处理

我们采用“中国工业企业数据库”(1999~2007年)数据测算要素成本。该数据库是基于国家统计局进行的“规模以上工业统计报表”统计获取的资料而形成,统计了中国所有的国有和主营业务收入 500 万元以上的非国有工业法人企业,收录企业的总产值约占工业总产值的 95% 左右,<sup>②</sup>能够满足竞争性市场均衡分析的需要。为便于比较,我们选取制造业企业(行业前两位代码 13~42)进行分析,并选择工业增加值、

① 具体为:  $\log\left(\frac{y_{sjt}}{y_{sjt-1}}\right) = \frac{y_{sjt}}{y_{sjt-1}} - 1$ ,  $\log\left(\frac{\zeta_{Ksjt}}{\zeta_{Ksjt-1}}\right) = \frac{\zeta_{Ksjt}}{\zeta_{Ksjt-1}} - 1$ 。

② 关于中国工业企业数据库的样本结构、数据可信度等的讨论可参见 Brandt 等(2012)的研究。

企业代码、四位行业代码、省份代码、工资总额、固定资产购置原价、(折旧后)资产存量、企业建立年度、出口额、注册类型、所有权结构、债务资产结构、销售额、出口额等指标。

Brandt 等(2012)的研究指出,中国工业企业数据库存在重复记录、变量缺失、企业代码和名称更改等问题,给研究分析带来了困难。针对该数据库中的一些问题,我们采取以下步骤进行相应的调整。

1. 构建非平衡面板数据。在行业和企业层面讨论要素成本对投资的影响,需测算单个企业的实际资本量,而这要使用同一企业不同时期的数据,故需要使用面板数据。由于工业企业数据库只提供了各年份的截面数据,为了解决这一问题,我们采用了 Brandt 等(2012)提出的方法,采取企业代码、名称、法人代表、电话、多个指标混合 5 种方式对相邻和跨年度的企业进行了匹配,并在其方法基础上增加了对于重复记录值的识别(详见附录 2)。最终,我们得到包含 477 154 个制造业企业、1761 725 个观测值的非平衡面板数据。

表 2 各年度有效观测值个数

年度	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
观测值个数	134 576	135 989	143 863	154 833	167 397	242 379	235 085	260 140	287 463

2. 对于工资总额的调整。我们发现该数据库中劳动者报酬(工资、福利收入及社会保险费之和)占工业增加值的比值在 0.20 ~ 0.50 之间,而国家统计局编制的资金流量表(实物交易)相应年份的劳动者报酬与增加值的比值在 0.47 ~ 0.60 之间,<sup>①</sup>这表明该数据库中的劳动力报酬并未完全包含劳动力的非工资性补偿。在非工资性补偿是工资总额一个固定比例的假定下,我们对于每年的工资总额按照比例进行调整,<sup>②</sup>使得调整后的工资总额占工业增加值比重与当年国家统计局公布的劳动力报酬占增加值的比重相同。

3. 构建实际资本存量和投资额。工业企业数据库的固定资产账面价值是会计核

<sup>①</sup> 由于不存在与制造业劳动者报酬及增加值比值恰好对应的统计指标,与 Hsieh 与 Klenow(2009)和 Brandt 等(2012)类似,我们采用整个经济体中非金融工业部门的劳动者报酬与增加值比值作为替代以进行调整。

<sup>②</sup> 我们使用国家统计局统计年鉴资金流量表(实物交易)中非金融部门企业劳动力报酬与增加值的比重进行调整。

算的结果,而非实际资产存量。参照文献中广泛使用的方法(Brandt等,2013),我们利用各年度固定资产购置原价以及1993年企业年度调查的行业固定资产购置原价数据,<sup>①</sup>重新构建企业各年份的实际资产存量和投资额数据。具体方法如下:首先,利用1993和1998年的各行业固定资产购置原价数据,构建各行业的固定资产购置原价平均增速。其次,利用固定资产购置原价平均增速,根据每家企业第一年统计数据的时间,通过其企业年龄和该年固定资产购置原价反推其固定资产购置原价序列;而在每家企业进入该数据的第二年后,直接利用数据库所给出的固定资产购置原价的差分得到其每年的投资额。最后,利用永续盘存法和投资品价格指数得到每年的实际资本存量。

$$K_{ijt}^r = (1 - \delta)K_{ijt-1}^r + \frac{I_{ijt}}{P_{Kt}} \quad (7)$$

其中, $P_{Kt}$ 为投资品价格指数,我们设定以1999年为基年。对于1990~2007年的数据,我们直接利用国家统计局给出的投资品价格指数(以上一年为基期)计算得到。国家统计局并未提供1978~1990年相应的数据,故我们利用了Brandt等(2012)的计算结果,使用投资中建筑成本和设备成本的相应比重以及建筑和设备产品的价格指数计算得到(Brandt和Rawski,2008)。对于资本折旧率 $\delta$ 的选取,参照文献中的一般设定,选择为5%(陈彦斌等,2013)。考虑到这一资本折旧率可能低估了真实的经济折旧率,我们同样采用张军等(2004)对于中国制造业经济折旧率的估计结果9.6%进行敏感性分析。

4. 对于行业的调整。2003年,中国开始采用新的国民经济行业分类及代码GB/T 4754-2002代替原先使用的GB/T 4754-94,对一些行业代码进行了较大调整。<sup>②</sup>为了保证数据前后的可对比性,我们按照GB/T 4754-2002中的行业分类标准对于数据库中1999~2002年间的企业行业代码进行了调整,保证其前两位行业代码与GB/T 4754-2002中的行业分类标准一致。

5. 产出弹性的计算。由于中国的劳动力和资产配置状况是要素价格扭曲的结果,无法直接使用各个行业的报酬份额以反映相应的劳动力和资本产出弹性。与Hsieh和Klenow(2009)的方法类似,我们利用NBER Productivity Database计算得到美国

<sup>①</sup> 1993年的行业数据来自Brandt等(2012)。

<sup>②</sup> GB/T 4754-94中的其他制造业(代码43)大部分并入了GB/T 4754-2002中的工艺品及其他制造业(代码42);GB/T 4754-94中的淀粉及淀粉制品业原属于食品制造业(行业代码14),后并入农副产品加工业(代码13)。

1999~2007年的各个行业劳动力报酬比重,<sup>①</sup>并利用国民经济行业分类标准 GB/T 4754-2002 与 NBER Productivity Database 的行业分类标准 SIC87 的对应关系得到中国各行业的劳动力产出弹性的度量,并在规模报酬不变的假设下得到资本产出弹性。

6. 对于缺失值和异常值的处理。我们所得到的数据中,2004年的企业工业增加值和工业总产值缺失。<sup>②</sup>故我们在经验分析过程中并未加入2004年的数据,而仅将该年数据用来匹配不同年份的企业。在得到的面板数据中,我们进一步删除了工业增加值和劳动力报酬为负的观测值,最终得到的面板数据约包含了165万个各年度企业观测值。

#### 四 要素成本测算结果

在本部分,我们测算了绝对和相对的劳动力及资本成本。测算结果表明,资本品市场较劳动力市场存在更高的扭曲税,其中国有部门、重工业行业和西部地区面临更低的扭曲税。

##### (一)要素成本总体情况

我们采用(1)和(2)两式测算单个企业的要素成本,并由此得到行业和整个经济体的绝对和相对要素成本。其中, $P_{ijt}Y_{ijt}$ 为企业在 $t$ 年的工业增加值,劳动力报酬 $w_tL_{ijt}$ 按照前述方法调整得到。要得到 $t$ 年的名义资本报酬,需要计算 $t$ 年的 $R_t$ 和名义资本量 $K_{ijt}$ 。 $R_t$ 为名义利率与折旧率 $\delta$ 之和,我们利用中国人民银行给出的各年度贷款基准利率和不同期限的贷款比例得到法定名义利率(见附录3),而对 $\delta$ 分别取0.05和0.096,对应于不同的 $\delta$ 值由前述方法算得相应的实际资本量 $K_{ijt}^*$ ,通过投资品价格指数得到相应年度的名义资本量 $K_{ijt}$ ,从而得到两种 $\delta$ 取值下的名义资本报酬。

<sup>①</sup> 我们采用这一处理方式基于以下原因:一方面,由于扭曲税的存在,每个企业劳动力和资本投入比重并不一定等于产出弹性水平,因而,直接通过报酬份额或者OLS回归得到的产出弹性可能会产生偏差。另一方面,美国可看作是不存在要素市场扭曲的发达经济体,而中国随着经济发展也逐渐收敛达到世界先进的生产技术水平,因而我们利用美国制造业的产出弹性作为中国制造业产出弹性的度量。考虑到中国与美国的行业产出弹性可能存在差异,我们也采用了Olley和Pakes(1992)的半参回归方法,直接使用中国工业企业数据库的数据测算得到了各行业的产出弹性,并重新进行了分析,发现主要结果并无显著差异。限于篇幅,本文没有给出该稳健性分析的结果,如有需要可向作者索取。

<sup>②</sup> 2004年的工业增加值和产值数据包含在当年的经济普查数据中,而在年度数据中缺失。由于经济普查数据与年度数据的企业代码存在差异,故无法直接对两组数据进行匹配得到与其他年份编排方式一致的增加值和产值指标。由于这一样本缺失问题与企业或行业的特征没有直接关系,所以并不会改变回归分析中参数的一致性,但可能会降低参数估计的有效性。虽然存在这一问题,但是第五部分的回归结果仍稳健地反映出相对资本成本变动对于投资率存在显著负向影响。

替代弹性  $\sigma$  一般介于 1 到 10 之间,我们这里参照 Hsieh 和 Klenow(2009) 的设定选取 3。事实上,测算结果对于  $\sigma$  的取值并不敏感。在不同  $\sigma$  值的选择下,绝对和相对的劳动力成本并不会发生变化,这是因为在根据 NBER Productivity Database 测算产出弹性时,也根据  $\sigma$  值进行了相应调整。<sup>①</sup> 而  $\sigma$  值越大,加成比重越小,测算得到的绝对资本成本也越大,因而  $\sigma = 3$  是对于绝对资本扭曲系数较保守的测算;<sup>②</sup> 并且,相对资本成本并不随  $\sigma$  值发生变动。

图 1 表示整个经济体中绝对劳动力和资本成本随年份的变动情况。由图 1a 可知,1999~2007 年绝对劳动力成本基本上保持在 1 左右,总体扭曲程度较小。过往劳动力市场扭曲存在的主要原因是所有制分割和城乡分割,然而这些因素所产生的影响已大为减少。国有企业改革在一定程度上缩减了国有企业职工的隐形福利,而在 2001 年中国加入 WTO 后,外资的涌入以及民营经济的发展使得劳动力的需求不断提升,并给予了劳动力更多的选择空间,促进了劳动力市场一体化的发展,“高薪聘才”、“从国企跳槽”等现象已成为常态,中共十六届三中全会也确定了取消对农民进城就业的限制性规定。与此同时,随着人口红利的逐步消失,“民工荒”问题愈加严重,低端劳动力工资也已经更多的由市场机制决定。

图 1a 中显示 2006 年前后绝对劳动力成本突然出现了较为迅速的提高。并且这一现象对于不同产出弹性和折旧率是稳健的。从中国工业企业数据库来看,2006 年相较 2005 年劳动力报酬平均上升约 11%,而工业增加值平均上升约 13.3%,从平均值而言难以解释 2006 年的急剧变动。我们认为,2006 年产生的绝对要素成本增大有可能来自于劳动力资源分配状况的恶化和养老制度的改革:在出口良好且国内处于经济过热的背景下,沿海地区高效率企业(主要是民营企业)的收入大为提高,对于劳动力需求增大,从而产生了“民工荒”,但是劳动力资源由国有部门向民营部门的流动却较为缓慢;2006 年的养老保险制度改革降低了个人缴费率(从 11% 降低到 8%),普遍提高了单位缴费率(基本达到 20%),而单位的缴费可能并没有反映在劳动力报酬中。对于这些因素是否是 2006 年绝对要素成本急剧增加的关键成因,我们将在以后的研究中进一步探究。

1999~2007 年绝对资本成本逐步增加(见图 1b),反映了经济中资本存量不足和信贷市场扭曲的特征。一方面,虽然这一时期中国保持了较高的名义固定资产投资增

<sup>①</sup> 这里的隐含假设是中国和美国的企业替代弹性相同。假设替代弹性不同会对计算得到的绝对要素成本产生乘数效应,但不会改变其变化趋势和相对要素价格,从而不会对计量结果造成影响。

<sup>②</sup>  $\sigma$  取值的改变并不会改变绝对资本成本的变动趋势,而只影响其绝对值的大小。

速(22.3%),但是仍面临着资本不足的问题,人均资本拥有量仍处于较低水平。另一方面,利率管制使得银行业的基准利率水平无法充分反映资本的边际收益率。1999~2007年的名义贷款利率平均水平约为5.9%,而Bai等(2006)测算得到的国内资本收益率大约为20%,借款成本存在着严重低估。

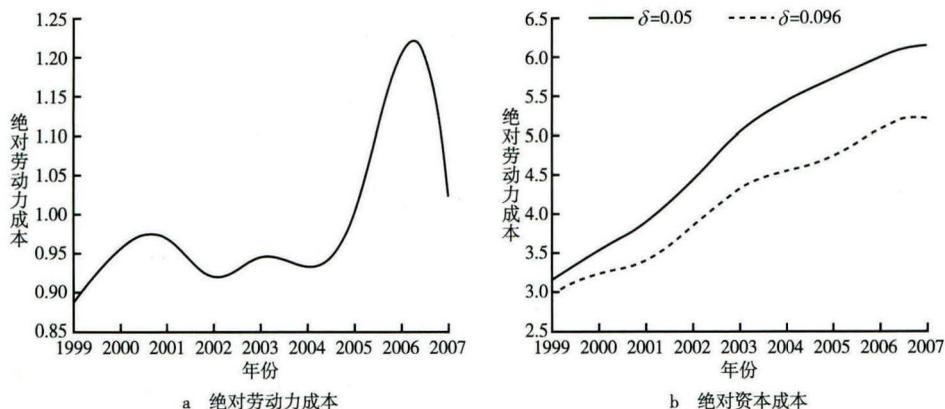


图1 经济体中绝对劳动力和资本成本随时间变化情况

数据来源:中国工业企业数据库。

## (二) 要素成本的特征

从行业分布来看(见表3),基础工业尤其是重工业部门(如行业24、32)的相对资本成本较低,而轻工业的相对资本成本较高,这在一定程度上反映出了中国长期以来优先发展重工业的产业政策,资本品大量流入重工业部门。

进一步分析可发现,国有部门和非国有部门在要素成本上存在着明显差异。<sup>①</sup>为此,需要区分国有企业和非国有企业。一种方式是通过注册类型来识别国有企业,注册类型代码为110(国有企业)、141(国有联营企业)和151(国有独资公司)被认定为国有企业,此类样本点数量占全部年度样本点数量的8.94%,然而这些样本点中约有1/7没有任何国有股份,<sup>②</sup>另外约有1/2拥有国有股份的企业并没有被这种方式识别出来。为解决这一问题,我们同样采用了第二种方式进行识别,即把所有拥有国有股

<sup>①</sup> Brandt等(2013)通过对省级层面的数据研究发现,国有部门和非国有部门在要素价格扭曲程度上存在显著差异,这一差异引起的资本配置结构使得实际产出比有效产出低约15%。

<sup>②</sup> 其他调查数据也发现有类似情况。例如,Dollar和Wei(2007)利用世界银行在2002~2004年对于12400家企业调查数据的统计结果表明,由于改制等各种原因,注册类型并不完全对应于企业的性质。在他们的样本中,约有1/7的注册类型为国有的企业实际上完全为私人所拥有。

## 要素价格扭曲、企业投资与产出水平

份的企业都认定为国有企业,①通过这样识别的国有企业约占所有样本点的15.34%。但是这种方式对于国有企业的识别也存在着不足,它忽略了部分为国有但国有股以法人股形式体现的企业。在表4中,我们给出了两种方式定义下国有企业和非国有企业的相对要素成本。

表3 部分行业的相对劳动力和资本成本( $\delta = 0.05$ , 1999 ~ 2007年)

行业名称及代码	劳动力	资本	行业名称及代码	劳动力	资本
农副产品加工业 13	1.259	1.537	烟草制品业 16	0.349	2.268
纺织业 17	0.970	0.808	通用设备制造业 35	1.042	0.830
家具制造业 21	0.944	1.154	交通运输设备制造业 37	1.063	0.851
石油加工、炼焦及核燃料加工业 25	0.683	0.781	黑色金属冶炼及压延加工业 32	1.077	0.616
橡胶制品业 29	1.136	0.681	电气机械及器材制造业 39	1.132	1.218

说明:行业名称后面为相应的行业代码。在计算各行业的相对要素成本时,我们截去了两端各5%企业的相对要素成本,并对于不同年份的相对要素成本按经过PPI平减后的实际产出水平加权得到整个时间段内行业的相对要素成本。

表4 国有与非国有企业的相对要素成本(1999 ~ 2007年)

	注册类型定义		国有股份定义	
	国有	非国有	国有	非国有
劳动力	0.654	1.049	0.796	1.068
资本, $\delta = 0.05$	0.446	1.073	0.547	1.142
资本, $\delta = 0.096$	0.486	1.082	0.578	1.143

表4显示,与非国有企业相比,国有企业在劳动力和资本品市场均处于有利地位,并且这一结果对于不同的国有企业定义方式和折旧率水平是稳健的。在劳动力市场上,国有企业对于劳动者的雇佣受到来自政府的隐性补贴和鼓励(例如复员安置等),这使得企业有动力增加劳动力的雇佣量,因而国有企业常表现为“人浮于事”的局面。非国有企业的劳动力成本与市场平均水平相差较小(相对要素成本约5%)。这在很大程度上是由于“人口红利”为中国提供了大量劳动适龄人口,劳动力供给的工资弹性很高,使得非国有企业在稍高于市场平均工资水平就能雇佣到足够数量的劳动力。

① 当把国有企业定义为国有股份占比超过10%、25%和50%时,国有企业在劳动力和资本市场上仍处于明显有利地位。

国有企业和非国有企业在资本品市场表现出更大的成本差异。在利率管制下,信贷市场的利率水平长期以来低于市场均衡水平,资金相对稀缺,而政府凭借对于国有银行的控制将信贷资金优先输送给国有企业。此外,国有企业的经济效率较低,很大程度上依赖于政府通过扭曲性信贷政策对其进行补贴(林毅夫,2012),而预算软约束和政府的隐形担保也在一定程度上刺激了大量投资。对于非国有企业而言,其借贷成本高昂,融资渠道匮乏,在流动性收紧时,甚至只能借助高利贷维持经营。

从变动趋势来看,图 2a 显示劳动力市场由所有制带来的成本差异在 1999 ~ 2007 年有所减小。一方面,随着国企改革的推进,一部分国有企业的职工下岗分流,部分隐性福利被取消,国企部门劳动力冗余的状况有所缓解。在国企改革高峰期的 1999 ~ 2001 年,国有企业的相对劳动力成本出现了明显下降。另一方面,非国有企业在薪酬福利方面对于劳动力的吸引力逐渐增强,并且劳动法规逐步完善,对于职工在养老、医疗和住房等方面的保障也逐渐提高,而劳动力市场的一体化也逐渐消除了体制分割。2005 年以后伴随一轮薪酬的快速提升和社会保险覆盖范围的扩大,非国有企业相对劳动力成本快速上升(趋于 1)。

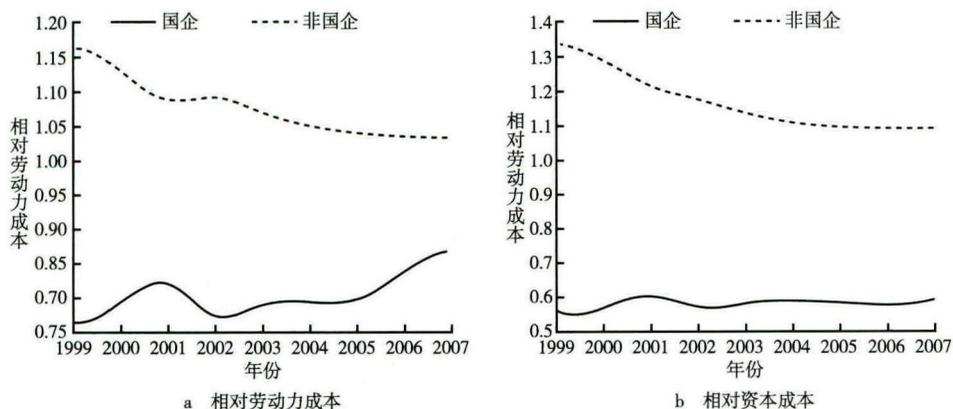


图 2 相对劳动力与资本成本随时间变化情况

说明:这一结果由第二种识别方式(使用是否拥有国有股份认定国有企业)和  $\delta = 0.05$  得到。在使用另一种定义方式或者使用  $\delta = 0.096$  时,也能得到类似结果,限于篇幅这里不再给出。

资本品市场上国有企业的优势地位在 1999 ~ 2007 年间变化不大(图 2b)。与非国有企业相比,国有企业能够持续以非国有企业约 1/2 的成本获取资本品。这反映资本品市场持续处于高度扭曲当中:在资本品持续稀缺(图 1b)的背景下,国有企业依然

能够凭借其政府背景获取大量廉价资本。

我们发现,不同省级地区的相对劳动和资本成本存在很大差异。<sup>①</sup>其中,西部省级地区的相对要素成本明显低于中部、东部和东北省级地区。Brandt 等(2013)提出,这一现象的出现很大程度上是由于“西部大开发”和 TFP 水平的差异造成的。“西部大开发”带来的优惠政策,使西部地区在 2000 年后吸引了大量国有和民间资本,西部地区的人均资本迅速上升,但由于其 TFP 水平提高缓慢,故人均产出和收入水平依然较低。

### 五 计量结果及分析

我们首先采用固定效应模型,利用加总得到的行业层面数据研究相对要素成本与投资率之间的关系,<sup>②</sup>讨论消除相对资本成本差异对于总投资额和资本配置效率的影响。随后我们利用动态面板方法对于上述结果进行稳健性检验,并在企业层面探讨了相对要素成本对于投资率的影响渠道。

#### (一) 基准模型回归结果

表 5 显示的是在行业层面对于式(6)的估计结果。第(1)列为折旧率  $\delta = 0.05$  假定下的基准模型,控制了年份和行业的固定效应。结果表明,相对资本成本与上年相比减少 1%,该行业的投资率将增加 0.204%。而行业相对资本成本分布在 0.44 ~ 2.63 之间,这意味着对于相对资本成本为 2.63 的行业,将这一行业的资本成本降低到市场平均水平所带来的投资率增加值约为 12.6%(对应的相对资本成本变动率为 -62%)。这反映出扭曲税的存在对于行业投资率存在很大影响。第(2)列为不控制行业虚拟变量时的结果。相对资本成本系数的估计参数值从 -0.204 减少到 -0.320,这表明相对要素成本与行业确实存在很强的相关性,当忽略行业虚拟变量时会产生遗漏变量问题。

当加入相对劳动力成本变动和其他解释变量时(第(3)列),相对资本成本变动对于投资率的影响有所减少,但仍然显著小于 0。而相对劳动力成本的降低(雇佣量增加)会显著地提高投资率,这表明资本与劳动力主要表现为互补关系而非替代关系。本文下面的研究显示,相对劳动力成本的变动对于投资率的影响主要反映为由滞后的相对资本成本变动所引致的效应,其自身对于投资率并未有显著影响。故我们在下文中主要考察由相对资本成本变动所产生的影响。

① 如需要具体结果,可向作者索取。

② 采用行业层面数据进行研究是为了消除企业数据由测量误差可能带来的影响,使结果更为稳健。

表 5 以行业投资率为被解释变量的回归

被解释变量	投资率, $\delta = 0.05$			投资率, $\delta = 0.096$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
相对资本成本变动	-0.204*** (0.086)	-0.320*** (0.078)	-0.197** (0.085)	-0.320*** (0.075)	-0.225 (0.235)	-0.389** (0.225)	-0.158 (0.247)	-0.395** (0.225)
产出因素变动	0.116 (0.090)	0.205** (0.099)	0.034 (0.128)	0.205** (0.099)	0.957*** (0.281)	0.986*** (0.260)	0.928*** (0.290)	0.986*** (0.260)
相对劳动力成本变动 <sup>ba</sup>			-0.079* (0.050)				-0.148*** (0.054)	
相对资本成本 × 相对资本成本变动				-1.72 × 10 <sup>-4</sup> (0.028)				0.008 (0.031)
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	否	是	否	是	否	是	否
其他控制变量	否	否	是	否	否	否	是	否
观测值个数	174	174	174	174	173	173	173	173
R <sup>2</sup>	0.617	0.430	0.668	0.430	0.559	0.425	0.590	0.426

说明:括号内为聚类稳健标准差(聚类至行业层面),\*、\*\*、\*\*\*分别表示单边检验的p值/小于10%、5%、1%。下表同。我们有1999~2007年(除2004年)所有制造业行业(共29个)的数据,故通过差分构造出6年的回归方程。被解释变量为行业投资率(经过投资品价格指数调整后的实际投资率,其他解释变量包括资本负债率、固定资产比重(固定资产/总资产)、营业利润率(营业利润/销售额)、国有资本比重(国有股本/总股本)。在(5)~(8)列回归中,我们去掉了异常值(投资率为428)。\*行业投资率 = 行业实际投资量/滞后一期行业实际资本存量; <sup>b</sup>表示  $\xi_{it}/\xi_{it-1}$ ; <sup>a</sup>我们发现,相对资本成本变动与相对劳动力成本变动间的交叉效应并不显著,故在回归中不包含该交叉项。

第(4)列表明,相对资本成本变动的影响效应并不会因为相对资本成本绝对值的大小变化而出现明显改变:在不同的相对资本成本水平下,1%的相对资本成本变动所产生的影响基本接近。

我们利用  $\delta = 0.096$  的情形对于上述结果进行了稳健性检验((5)~(8)列),结果与(1)~(4)列基本一致:相对资本成本变动对于投资率的影响仍然是负向的。在利用折旧率  $\delta = 0.096$  计算实际资本量的情况下,每年度计算得到的实际资本量要小于  $\delta = 0.05$  的情形,故得到的投资率的变异更大。在  $\delta = 0.05$  下得到的行业平均投资率及标准差为 11.6% 和 8.1%,而在  $\delta = 0.096$  下相应的为 15.7% 和 17.7%。投资率变异的增大使得系数估计值在  $\delta = 0.096$  情形下的标准误更大,故系数的显著性下降,但是系数的方向以及随不同方程设定形式的变动与(1)~(4)列一致。

### (二)消除相对资本成本差异对投资和产出的影响

利用表 5 第(1)列的结果,我们首先测算了在行业层面消除相对资本成本差异后投资率的变动。结果表明,如果在 1999~2007 年各行业的相对资本成本都变动到 1,那么行业 23(印刷业和记录媒介的复制)、行业 28(化学纤维制造业)、行业 29(橡胶制品业)、行业 32(黑色金属冶炼及压延加工业)都将面临较大的投资率下滑,这些行业无一例外都属于产能过剩行业。<sup>①</sup> 而一些重工业部门如行业 25(石油加工、炼焦及核燃料加工业)、行业 35(通用设备制造业),也将由于相对资本成本差异的消除而出现不同程度的投资率下降。

根据各行业及年度的实际资本存量,我们进一步测算了当消除相对资本成本差异后整个制造业的投资额变动状况。图 4a 显示,消除差异会使得 2000~2007 年的制造业总投资额平均下降 13.75%,对应于实际资本存量的比率平均为 1.21%。

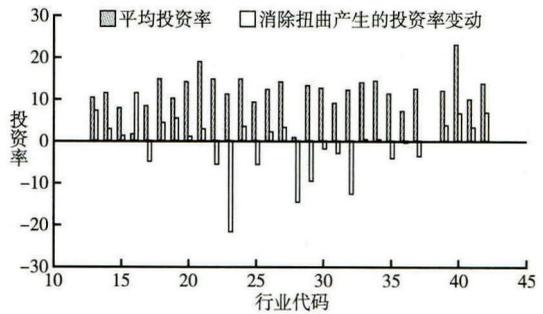


图 3 行业投资率

说明:该图是根据表 5 第(1)列估计结果和  $\delta = 0.05$  下整个样本时间段内行业的相对资本成本计算得到。考虑到不同的基准点(1 或者  $\zeta_y$ )会使得资本价格扭曲程度趋于 1 时的变化率有所不同,这里使用  $2(\zeta_y - 1)/(1 + \zeta_y)$  度量其变化率。

<sup>①</sup> 由于我们采用的是二位行业分类代码,故虽然一些子行业如水泥(属于行业 31)、电解铝(属于行业 33)也出现了普遍性的产能过剩,但是其所在行业没有表现出较低相对资本成本。

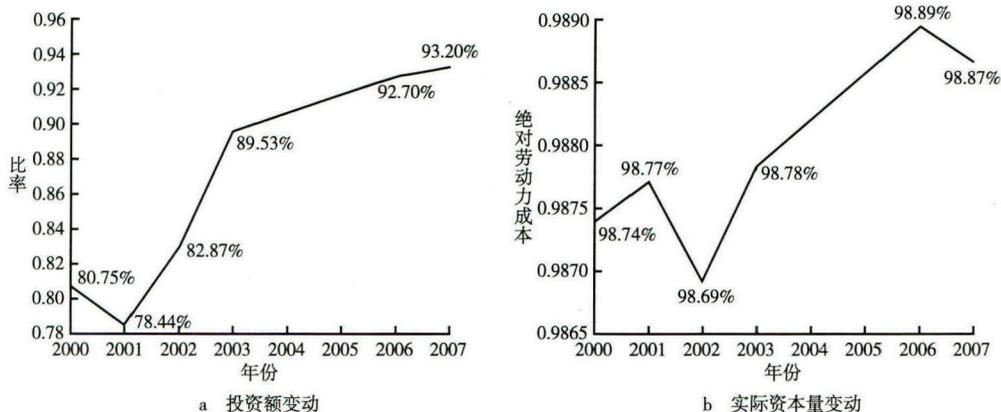


图 4 消除相对资本成本差异后的投资额及实际资本量变动

说明:图 4a 是根据表 5 第(1)列结果以及各行业的实际资本存量计算得到。

图 4 的趋势反映,相对资本成本差异对于制造业投资额的影响在逐步下降,而我们认为这主要是由于国有企业在整个经济中占比下降造成的。如图 2 所示,资本品市场的特征为国有企业和非国有企业间所面临相对资本成本的差异较大,而随着国有企业在制造业中的产值和规模比重下降,所有制因素对制造业投资额的影响逐渐减小。2000 年国有企业占制造业工业增加值的比重约为 37.5% (这里采用对于国有企业的第二种识别方式),而 2007 年下降到 15.3%,占实际资本总量的比重从 53.9% 下降到 24.4%。

我们进一步测算了各年份当消除相对资本成本差异后,行业间投资品配置结构的改变对于制造业产出的影响。在计算产出变动时我们不考虑由于产出变动所带来的相对价格效应,并假设变动前后实际资本在行业内部企业间的配置状况相同,故根据(A1)式可得到  $\frac{Y_{adjust}}{Y} = \sum_i \theta_i \left(\frac{K_{adjust}}{K}\right)^{\alpha_i}$ , 其中  $K_{adjust} = K(1 + change)$ ,  $change$  表示行业实际资本量由于消除相对资本成本差异所产生的变动值。

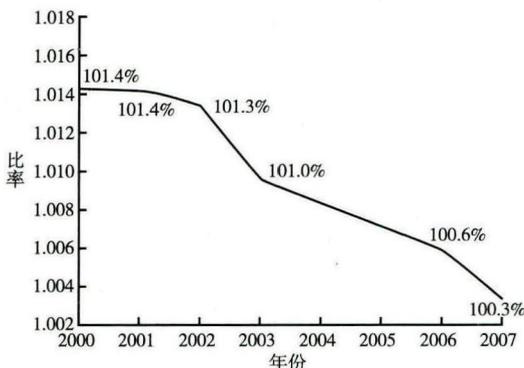


图 5 消除相对资本价格差异所带来的产出变动

说明:图 5 根据表 5 第(1)列结果以及各行业的实际资本存量计算得到,反映了消除相对资本成本差异后带来的当年产出变动。

计算结果表明(见图5),2000~2007年由行业间重新配置投资品带来的制造业产出增加平均为1%。这表明:如果能够消除相对资本成本差异,虽然总投资额和实际资本量会出现下降,但是由此带来的资本配置结构的优化就能够促进当年制造业产出的增加。

实现要素价格市场化,长期内将提高经济的运行效率并减少对于高投资的依赖,但短期内投资规模可能面临的大幅下滑仍是需要应对的改革成本。我们的研究证实了消除相对资本成本差异将在一定程度上降低制造业的总投资,2000~2007年的制造业投资额平均下降幅度为13.75%。然而同时我们也应看到两个积极因素:

其一,在投资总量层面上,从2000~2007年,扭曲税对于投资规模的促进作用在逐步下降。随着国有企业改制的推进和中国加入WTO,中国国内市场化程度不断提高,非国有部门企业迅速发展,国有企业产出占比逐步下降,资本品市场扭曲所带来的影响也随之减少。而在金融危机后推出的“四万亿”计划虽然使中国出现了一定程度的“国进民退”,但国有企业在经济中的比重仍在逐步下降。根据国家统计局的数据,国有工业企业占工业企业总资产和主营业务收入的比重分别由2007年的15.50%和9.12%下降到2013年的12.93%和8.02%。

其二,对于经济增长而言,消除扭曲税带来的是资源配置效率的改善,更多的资源被配置到高TFP行业,单位资本带来的产出上升,使得整体经济增速的下滑幅度进一步缩小。根据我们测算,结合投资总量与资本配置效率两方面的考虑,消除资本品市场的扭曲,制造业产业的总产出在2000~2007年上升了0.3%~1.4%。

### (三)稳健性检验

表5第(1)~(8)列的结果可能受到内生性的影响。一方面,由于成本调整、信贷约束等因素的存在,投资是逐步调整的。这意味着本期的投资率可能受到过去的投资率、相对资本成本变动以及产出变动的影响,因而计量模型对于滞后项的忽略可能会产生遗漏变量问题;另一方面,相对要素成本变动和产出变动可能存在其他方面的内生性。例如,政府的产业政策可能同时影响该行业的投资水平和所面临的融资约束,这样在固定效应模型中相对要素成本变动对于投资率影响的参数估计会产生偏误。

为了解决这些问题,我们采用系统GMM方法(Blundell等,1998)对以下形式的方程进行估计,以验证我们结果的稳健性:

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{I_{it-1}}{K_{it-2}} + \beta_2 \frac{y_{it}}{y_{it-1}} + \beta_3 \frac{y_{it-1}}{y_{it-2}} + \beta_4 \frac{\zeta_{K_{it}}}{\zeta_{K_{it-1}}} + \beta_5 \frac{\zeta_{K_{it-1}}}{\zeta_{K_{it-2}}} + \lambda' z_{it} + o_i + v_{it} \quad (8)$$

其中,  $v_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ ,  $\frac{I_{it-1}}{K_{it-2}}$ 、 $\frac{y_{it-1}}{y_{it-2}}$  和  $\frac{\zeta_{K_{it-1}}}{\zeta_{K_{it-2}}}$  分别表示投资率、产出因素和相对资本成

本变动的一阶滞后项。

系统 GMM 方法利用面板数据结构本身构造矩条件,并通过 GMM 方法进行识别,解决了不易从外部寻找工具变量的问题。进入矩条件的变量可以分为三类:严格外生变量(包括不包含在方程内的工具变量)、前定变量和内生变量。矩条件分别为:<sup>①</sup>

$$\text{当 } x_{it} \text{ 为外生变量时: } E(x_{it}v_{it}) = 0$$

$$\text{当 } x_{it} \text{ 为前定变量时: } E(\Delta x_{it}v_{it}) = 0, E(x_{it-k}\Delta v_{it}) = 0 \quad k = 1, 2, \dots, t-1$$

$$\text{当 } x_{it} \text{ 为内生变量时: } E(\Delta x_{it-1}v_{it}) = 0, E(x_{it-k}\Delta v_{it}) = 0 \quad k = 2, 3, \dots, t-1$$

在对于(8)式的矩条件设定中,我们将投资率、相对资本成本变动、产出因素变动定为内生变量,而将其他的变量设定为前定变量。按这种方法设定的矩条件只是我们对于面板数据生成过程的假设,在实际中并不一定成立。为了验证这一假设,需要使用 Sargan 检验(同方差情形)或者 Hansen 检验(异方差情形)进行过度识别检验。若检验的原假设不被拒绝,则在统计上不能拒绝设定的矩条件是合理的。

表 6 中,我们给出了利用系统 GMM 方法对于(8)式的估计结果。在异方差稳健的情况下,(9)~(12)列的 Hansen 检验的 p 值均至少大于 0.100,并且这一结果对于工具变量的设定形式(工具变量一期一个或者“坍塌”(collapse))是稳健的。这表明,我们对于(8)式中不同变量矩条件的设定形式是合理的。<sup>②</sup>

从结果来看,相对资本成本的变动及其一阶滞后项对于行业投资率存在负向影响,并且这种影响对于不同的方程设定形式和折旧率的选取是稳健的。因此,我们得到了与前文基本一致的结论:相对资本成本的变动会显著地影响投资率,并且这种影响长期存在。

表 6 的结果同样说明了投资存在着动态调整的特性:过去的相对资本成本变动对于现在的投资率也存在影响。然而,由于我们样本时间长度的限制,在方程设定中无法对于加入更高阶滞后项进行估计。但是这种投资动态调整机制的存在使得我们有理由相信,我们在表 5 中关于相对资本成本变动对于投资率的影响是保守的。从长期来看,相对资本成本的增加可能对于投资率产生更大的负面影响。

<sup>①</sup> 前定和内生变量以差分形式定义的矩条件也同样可以使用正交离差方式定义,其变换方式可参见 Roodman(2009)的研究。

<sup>②</sup> 我们也对于矩条件中的差分型工具变量、水平型工具变量分别进行了 Hansen 检验(当识别条件能够满足时),其结果均大于 0.100,限于篇幅,这里不再给出。

表 6 以行业投资率为被解释变量的回归

被解释变量	投资率, $\delta = 0.05$		投资率, $\delta = 0.096$	
	(9)	(10)	(11)	(12)
投资率(-1)	0.228 (0.205)	0.221* (0.164)	0.066 (0.106)	0.072 (0.085)
相对资本成本变动	-0.303* (0.197)	-0.301** (0.181)	-0.635** (0.339)	-0.815*** (0.265)
相对资本成本变动(-1)	-0.230* (0.158)	-0.240** (0.121)	-0.054 (0.211)	-0.344** (0.157)
产出因素变动	0.127 (0.223)	0.229 (0.190)	-0.126 (0.413)	0.288* (0.212)
产出因素变动(-1)	-0.076 (0.149)	0.003 (0.094)	-0.171 (0.256)	-0.180 (0.174)
相对劳动力成本变动	-	0.018 (0.092)		-0.047 (0.135)
时间虚拟变量	是	是	是	是
其他控制变量	否	是	否	是
观测值	116	116	115	115
工具变量个数	28	72	28	72
Hansen 过度识别检验 p 值	0.332	1.000	0.275	1.000
AR(1) 检验 p 值	0.0295	0.0389	0.0798	0.0694

说明:(-1)表示滞后一期。(9)和(11)列中我们将投资率、相对资本成本变动、产出变动设为内生变量;(10)和(12)列中我们将其他控制变量(资产负债率、固定资产比重、营业利润率和国有资本比重)均设为前定变量;时间虚拟变量设定为外生变量,相对劳动成本变动作为前定变量进入所有方程的矩条件。过多的工具变量会降低 Hansen 检验的功效,为此我们对于(10)和(12)两列工具变量的“坍塌”形式也进行了 GMM 估计,得到的 Hansen 检验值高于 0.10。由于样本年份较少且在 2004 年存在间断,我们无法直接得到 AR(2) 检验的 p 值。但是 Hansen 检验的 p 值 > 0.10 在一定程度上可以证明不存在二阶序列相关。

#### (四)影响机制分析

即使在同一行业内并且相对资本成本相同,企业间的异质性可能会改变相对资本成本的影响效应。接下来,我们试图探讨相对资本成本对于投资率的影响效应在不同特征的企业间是否相同。具体而言,我们将探讨两个因素——所有制和省际因素对于相对资本成本与投资率间相互作用的影响。

其一,所有制的影响。已有研究表明,中国不同所有制的企业在 TFP 和资本报酬

率方面存在明显差异,国有企业明显低于非国有企业(Hsieh 和 Klenow, 2009; Dollar 和 Wei, 2007; Brandt 等, 2013)。厂商理论表明在要素市场中, TFP 水平越高的企业所雇佣的资本和劳动力也越多。然而,在现实中 TFP 水平较低的国有企业却拥有大量的资本,而这主要归因于资本品价格的扭曲。我们已经证明,国有企业比非国有企业所面临的资本成本更低。

当我们将非国有企业进一步区分为外资企业、私人企业、集体企业时,不同类型的企业在相对资本成本上也存在明显不同。表 7 的(13)和(14)两列显示,随着国有股份占比的增加,相对资本成本下降,其中国有企业在同等股份变动下降幅最大。而随着个人股份、集体股份以及外资股份(港澳台和国外股份)占比的增加,资本价格扭曲程度出现了迅速上升。这进一步表明,资本品市场是高度扭曲的,其中国有企业是最大的受益者。为了分析所有制对于相对资本成本影响效应的作用,我们在基准模型(6)式基础上增加了交叉项:

$$\frac{I_{ijt}}{K_{ijt-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{y_{ijt}}{y_{ijt-1}} + (\beta_2 + a'percent_{ijt}) \frac{\zeta_{Kijt}}{\zeta_{Kijt-1}} + \lambda'z_{ijt} + \mu_{it} + \varepsilon_{ijt}$$

$$a'percent_{ijt} = a_1 state_{ijt} + a_2 collective_{ijt} + a_3 individual_{ijt} + a_4 external_{ijt} \quad (9)$$

其中  $state_{ijt}$ 、 $collective_{ijt}$ 、 $individual_{ijt}$  和  $external_{ijt}$  分别表示国有股份、集体股份、个人股份和外资股份占该企业总股份的比重,  $\mu_{it}$  为每个行业各年份的虚拟变量。<sup>①</sup>

表 7 中(15)和(16)列是对于(9)式的估计。估计结果表明,相对而言,资本成本的变动对外资企业影响较大,而对国有企业的影响较小。具体而言,在其他因素不变的情况下,资本成本每下降 1%, 国有独资企业的投资率上升幅度仅为 0.242%, 而外资独资企业的投资率上升幅度则高达 0.478%, 私人独资和集体独资企业分别为 0.344% 和 0.359%。并且,这一差异也与中国不同所有制企业的 TFP 水平差异基本一致:国有企业的 TFP 水平较低,而外资企业的 TFP 较高。这一结果验证了所有制对于相对资本成本与投资率间的作用关系存在影响。

更为有趣的是,回归结果显示,当相对资本成本不变时,国有股份占比的提高反而会显著地降低投资率,国有独资企业比总体的投资率降低约 25.1%。这表明,在相同的市场竞争环境下,国有企业由于其运营效率较低而难以积累资本品,而只能依靠政府对于资本价格的扭曲来使其获得资本品。

<sup>①</sup> 控制单一企业的个体效应会降低估计的有效性。样本中共有 30 余万家企业,而去掉法人股大于 0 的样本后有效观测值只有 40 余万个,这意味着控制个体效应后占样本绝大多数的仅有一期观测值的企业将无法对估计产生影响。

## 要素价格扭曲、企业投资与产出水平

表 7 以相对资本成本和行业投资率(  $\delta = 0.05$  )为解释变量的回归

被解释变量	相对资本成本		投资率, $\delta = 0.05$	
	(13)	(14)	(15)	(16)
相对资本成本变动			-0.727 *** (0.076)	-0.671 *** (0.101)
产出因素变动			1.715 *** (0.253)	1.709 *** (0.255)
国有股份比重	-0.179 (0.137)	-0.220 (0.204)	-0.251 (0.171)	-0.382 *** (0.105)
个人股份比重	0.464 *** (0.124)	0.423 ** (0.195)	0.383 *** (0.082)	0.329 *** (0.079)
集体股份比重	0.391 *** (0.128)	0.350 ** (0.196)	-0.090 (0.175)	-0.218 ** (0.096)
外资股份比重	0.173 (0.124)	0.133 (0.191)	0.249 ** (0.090)	0.196 *** (0.062)
相对资本成本变动 × 国有股份比重			0.485 *** (0.080)	0.431 *** (0.077)
相对资本成本变动 × 个人股份比重			0.383 *** (0.082)	0.329 *** (0.079)
相对资本成本变动 × 集体股份比重			0.368 *** (0.087)	0.314 *** (0.070)
相对资本成本变动 × 外资股份比重			0.249 ** (0.090)	0.196 *** (0.062)
相对劳动力成本变动		$1.34 \times 10^{-3}$ *** ( $5.45 \times 10^{-4}$ )		$4.46 \times 10^{-5}$ ( $1.44 \times 10^{-4}$ )
行业 × 时间虚拟变量	是	是	是	是
其他控制变量	否	否	否	是
观测值	830 227	830 225	426 627	426 493
R <sup>2</sup>	0.062	0.062	0.055	0.055

说明:由于我们无法判断法人股的具体归属,在具体操作时我们删去了法人股份大于0的观测值。其他控制变量包括资产负债率、固定资产比重、营业利润率。为了减少异常值对于回归结果的影响,我们截去了相对资本扭曲系数、相对劳动扭曲系数、投资率两端各5%的观测值。

其二,地区因素的影响。我们认为地区因素可能也会对相对价格扭曲程度以及其与投资间的作用产生影响。一方面,政绩竞争(周黎安,2004;乔坤元,2013;田伟和田红云,2009)和事权财权不匹配的财税体制使得地方政府具有推动投资的动力,地方政府的行为对于企业投资决策会产生很大影响;另一方面,投资不仅取决于资本价格,还可能受到当地的要素禀赋和人文、自然环境的影响。

因此,我们尝试从省级层面对于地区因素和相对资本价格与投资间的作用关系进行分析。我们采用以下的估计式:

$$\frac{I_{ijt}}{K_{ijt-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{y_{ijt}}{y_{ijt-1}} + (\beta_2 + \sum_m \delta_m \text{province}_{mjt}) \frac{\zeta_{Kijt}}{\zeta_{Kijt-1}} + \lambda' z_{ijt} + \mu_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

其中,  $\text{province}_{mjt}$  为虚拟变量,  $\text{province}_{mjt} = 1$  当且仅当  $j$  企业位于第  $m$  个省份。

表 8 相对资本成本与省(市区)交叉项估计系数

省(市区)	$\delta_m$	省(市区)	$\delta_m$	省(市区)	$\delta_m$	省(市区)	$\delta_m$
北京	0	上海	-0.011*** (0.004)	湖北	0.010* (0.007)	云南	-0.008 (0.009)
天津	0.009 (0.007)	江苏	-0.011** (0.005)	湖南	0.011* (0.006)	西藏	-0.030** (0.014)
河北	0.013** (0.005)	浙江	-0.005 (0.006)	广东	-0.008* (0.006)	陕西	0.016 (0.013)
山西	0.010 (0.010)	安徽	0.004 (0.006)	广西	-0.023*** (0.007)	甘肃	0.044*** (0.011)
内蒙古	0.008 (0.006)	福建	-0.001 (0.007)	海南	0.002 (0.022)	青海	0.064** (0.030)
辽宁	0.015** (0.008)	江西	0.007 (0.008)	重庆	-0.015*** (0.005)	宁夏	0.017 (0.019)
吉林	0.013* (0.008)	山东	0.006 (0.006)	四川	0.004 (0.006)	新疆	0.016 (0.016)
黑龙江	0.005 (0.008)	河南	0.012 (0.012)	贵州	0.019 (0.018)		

说明:  $\delta_m$  的系数将北京作为基准。括号内为聚类稳健标准差(行业层面)。在该回归中我们并未加入控制变量(资产负债率、固定资产比重、营业利润率)。加入这些控制变量的结果与此类似,限于篇幅不再给出。

表 8 中的给出了(10)式中  $\delta_m$  的估计值。从结果来看,相对资本成本的降低对于东南沿海省(市)(上海、江苏、浙江、福建、广东等)的投资促进作用最大,主要是因为这些省份的市场化程度较高,企业对于资本价格较为敏感。而对于西部省份(市区),相对资本成本的减少对于投资的促进作用并不明显,在少数省区(如甘肃、青海)资本价格的下降甚至对于投资率存在负向作用。

## 六 总结

本文通过建立竞争性市场均衡模型,利用微观数据测算了中国制造业企业的资本和劳动力成本,分析了其对于行业和企业投资率的影响。结果表明,劳动力和资本品市场均存在着扭曲税,并且资本品市场的扭曲更为显著。资本品市场扭曲税的存在造成了资本错配,大量资本被配置到生产效率较低的国有部门。虽然从短期来看,资本品市场的扭曲将促进制造业企业投资规模扩张,进而起到稳增长的作用,但从长期来看,资本大量流向低 TFP 的企业,降低了资本配置效率。

要素价格市场化的改革虽然会导致投资规模出现一定的下滑,但下滑幅度并不大。与此同时,要素价格市场化将使资源配置更为优化,高 TFP 行业将获得更多的资本注入,资本配置效率将得到明显提升。此外,随着资本价格扭曲程度的下降,非国有部门的投资率相比于国有部门显著提升,经济增长更多的由内生动力所带动。总体而言,综合考虑投资总量与资本配置效率两方面,要素价格市场化即使在短期内也不会导致经济增速大幅下降,长期而言更是保证经济持续发展的必然选择。因此,政府不应因对经济增速过分担忧,而不去摆脱对以要素价格扭曲为基础的高投资发展模式的依赖。

本研究仍存在一些可以拓展之处:其一,中国工业企业数据库可能存在较大的测量误差。为了减少这一问题对结果的影响,我们在研究中已尽量去除异常值并主要使用行业数据。从行业层面和企业层面的回归结果来看,相对资本成本变动对于投资率的影响效应是基本稳健的。然而,如何根据中国工业企业数据库的特点减少企业数据的测量误差,仍值得进一步研究。其二,我们对于折旧率的估计建立在行业折旧率相同的假设上,而事实上不同行业的折旧率可能存在较大差异。在计量分析中,我们通过行业层面的固定效应控制了折旧率对回归结果的影响。如果可以得到各行业的折旧率,将可以通过计算得到准确的各行业投资率,从而提高系数估计的有效性。

### 参考文献

- 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣(2013):《中国通货膨胀对财产不平等的影响》,《经济研究》第8期。
- 陈彦斌、陈小亮、陈伟泽(2014):《利率管制与总需求结构失衡》,《经济研究》第2期。
- 陈永伟、胡伟民(2011):《价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用》,《经济学(季刊)》第10卷第4期。
- 郝枫、赵慧卿(2010):《中国市场价格扭曲测度:1952-2005》,《统计研究》第6期。
- 林毅夫(2012):《解读中国经济》,北京大学出版社。
- 乔坤元(2013):《我国官员晋升锦标赛机制的再考察》,《财经研究》第4期。
- 施炳展、冼国明(2012):《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第4期。

- 田伟、田云红(2009):《晋升博弈、地方官员行为与中国区域经济差异》,《南开经济研究》第1期。
- 王乾坤、胡兆意、李琼慧(2009):《中国与世界主要国家电价比较分析》,《电力技术经济》第6期。
- 徐长生、刘望辉(2008):《劳动力市场扭曲与中国宏观经济失衡》,《统计研究》第5期。
- 周黎安(2004):《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》第6期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省级物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 赵自芳、史晋川(2007):《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》,《统计研究》第6期。
- Bai, Chong - En; Hsieh, Chang - Tai and Qian, Yinyi. "The Return to Capital in China." *NBER Working Paper No. 12755*, 2006.
- Blundell, Richard and Bond, Stephen. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), pp. 115 - 143.
- Brandt, Loren; Tombe, Trevor and Zhu, Xiaodong. "Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China." *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1), pp. 39 - 58.
- Brandt, Loren; Biesebroeck, Johannes and Zhang, Yifan. "Creative Accounting or Creative Destructions? Firm - level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *NBER Working Paper No. 15152*, 2012.
- Brandt, Loren and Rawski, Thomas. *China's Great Economic Transformation*. Cambridge University Press, 2008, pp. 352 - 360.
- Dollar, David and Wei, Shang - Jin. "Das (wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China." *NBER Working Paper No. 13103*, 2007.
- Hsieh, Chang - Tai and Klenow, Peter. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp. 1403 - 1448.
- Olley, G. Steven and Pakes, Ariel. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *NBER Working Paper No. 3977*, 1992.
- Midrigan, Virgiliu and Xu, Yi. "Finance and Misallocation: Evidence from Plant - level Data." *American Economic Review*, 2014, 104(2), pp. 422 - 458.
- Olley, G. Steven and Pakes, Ariel. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *NBER Working Paper No. 3977*, 1992.
- Roodman, David. "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata." *Stata Journal*, 2009, 9(1), pp. 86 - 136.
- Sirkin, Harold; Zinser, Michael and Hohner, Douglas. *Made in America Again: Why Manufacturing Will Return to the U. S.* The Boston Consulting Group, 2011.
- Young, Alwyn. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), pp. 1091 - 1135.
- Zhang, Xiaobo and Tan, Kong - Yam. "Incremental Reform and Distortions in China's Product and Factor Markets." *World Bank Economic Review*, 2007, 21(2), pp. 279 - 299.

#### 附录1:模型推导

假设经济体中存在唯一的最终品  $Y$ , 其由  $S$  个行业的产品  $Y_s$  组装得到。并且最终产品市场完全竞争, 其代表性厂商的生产函数为科布 - 道格拉斯(C - D)形式, 记为:

## 要素价格扭曲、企业投资与产出水平

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s} \quad (A1)$$

其中,  $\sum_{s=1}^S \theta_s = 1, 0 < \theta_s < 1$ 。最终品  $Y$  的价格水平记为  $P$ , 投入品  $Y_s$  的价格水平记为  $P_s$ 。

行业  $s$  的产出  $Y_s$  由该行业中的  $M_s$  种差异化产品组装得到。其生产函数为 CES 形式, 其中不同产品间的替代弹性假设为  $\sigma$ , 则有:

$$Y_s = \left( \sum_{j=1}^{M_s} Y_{sj}^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (A2)$$

上式表明, 对于任何有限的  $\sigma$  值, 同一行业内的产品间不能进行完全替代。我们从两个角度说明这一假设:

第一, 同一行业的产品间存在差异。我们采用的《中国工业企业数据库》对企业使用四位代码进行区分, 然而即使在四位行业代码规定下的同一行业中, 不同企业所生产的产品仍存在较大差异。<sup>①</sup>

第二, 同一行业的产品在国内市场中存在贸易壁垒。Young(2000)指出, 改革开放后中央政府的渐进式改革使得地方政府掌握了大量经济权力, 其出于地方利益考虑为贸易设置了一系列壁垒, 使得中国省际间的贸易壁垒不断加强, 各省的生产结构趋于同质化, 后续的研究也支持了这一观点 (Zhang 和 Tan, 2007)。即使产品同质, 贸易壁垒的存在也使得同一行业内的完全替代难以发生。

利用行业  $s$  的产出成本最小化问题, 可推得企业  $j$  面临的需求函数:

$$Y_{sj} = (P_s/P_j)^{\sigma} Y_s \quad (A3)$$

假设行业  $s$  中企业  $j$  的生产函数为 C-D 形式, 投入要素为资本  $K$  和劳动  $L$ :

$$Y_{sj} = A_j K_j^{\alpha_s} L_j^{1-\alpha_s} \quad (A4)$$

在 (A4) 式中, 我们假设企业的生产为规模报酬不变, 并且同一行业的劳动力产出弹性  $1 - \alpha_s$  和资本产出弹性  $\alpha_s$  相同。在面临需求函数 (A3)、劳动价格  $\omega$ 、资本价格  $R$  和扭曲税的情况下, 该企业通过选择价格  $P_j$  最大化当期利润:

$$\pi_j = P_j Y_{sj} - (1 + \tau_{wj}) \omega L_j - (1 + \tau_{Kj}) R K_j \quad (A5)$$

通过最大化问题的一阶条件可以解得企业的最优化产品定价:

$$P_j = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{(1 + \tau_{wj})^{1-\alpha_s} (1 + \tau_{Kj})^{\alpha_s} \omega^{1-\alpha_s} R^{\alpha_s}}{A_j (1 - \alpha_s)^{1-\alpha_s} \alpha_s^{\alpha_s}} \quad (A6)$$

以及企业对劳动和资本的需求:

$$\frac{K_j}{L_j} = \frac{\alpha_s}{1 - \alpha_s} \frac{1 + \tau_{wj}}{1 + \tau_{Kj}} \frac{\omega}{R} \quad (A7)$$

$$\omega(1 + \tau_{wj}) = (1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{P_j Y_{sj}}{L_j} \quad (A8)$$

$$R(1 + \tau_{Kj}) = \alpha_s \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{P_j Y_{sj}}{K_j} \quad (A9)$$

在上述模型基础上, 我们可以定义竞争性市场均衡。

定义 1: 在上述经济体中, 对于给定的劳动和资本扭曲税  $\{\tau_{wj}, \tau_{Kj}\}$  和要素总体禀赋水平

<sup>①</sup> 例如, 国民经济行业分类及代码 GB/T 4754 - 2002 中 1392 为豆制品制造, 其包含了各种豆类制品的制作活动。显然, 不同豆类一般用于不同用途, 并非能完全替代。

$\{K, L\}$ , 竞争性市场均衡是一组要素分配  $\{L_j, K_j\}$ 、产出水平  $\{Y, Y_s, Y_j\}$  以及价格水平  $\{P, P_s, P_j, w, R\}$ , 并满足以下条件:

(i) 产品市场出清。

$$P_s Y_s = \theta_s P Y; P_s = \left( \sum_{j=1}^{M_s} P_j^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}; Y_j = (P_s / P_j)^\sigma Y_s; Y_s = \left( \sum_{j=1}^{M_s} Y_j^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)}; Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s}$$

(ii) 要素市场出清。

$$L_{sj} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{(1-\alpha_s) P_j Y_{sj}}{(1+\tau_{wsj}) w}, \quad L_s = \sum_{j=1}^{M_s} L_{sj} = L \frac{\theta_s (1-\alpha_s) / (1+\tau_{ws})}{\sum_{s=1}^S \theta_s (1-\alpha_s) / (1+\tau_{ws})}$$

$$K_{sj} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{\alpha_s P_j Y_{sj}}{(1+\tau_{ksj}) R}, \quad K_s = \sum_{j=1}^{M_s} K_{sj} = K \frac{\theta_s \alpha_s / (1+\tau_{ks})}{\sum_{s=1}^S \theta_s \alpha_s / (1+\tau_{ks})}$$

其中,  $\tau_{ws} = \sum_{j=1}^{M_s} \frac{P_j Y_{sj}}{P_s Y_s} (1+\tau_{wsj}) - 1$  和  $\tau_{ks} = \sum_{j=1}^{M_s} \frac{P_j Y_{sj}}{P_s Y_s} (1+\tau_{ksj}) - 1$  分别为  $s$  行业加总后的扭曲税。对于任意一组  $\{\tau_{wsj}, \tau_{ksj}\}$ , 满足上述(i)、(ii)的均衡条件要素分配  $\{L_j, K_j\}$  和产出水平  $\{Y, Y_s, Y_j\}$  存在且唯一。

#### 附录 2: 非平衡面板匹配方法

步骤一: 定义新的变量为企业代码 + 工业增加值 + 营业利润, ①通过该变量筛选出每年的重复观测值, 再进行识别以删除重复部分。

步骤二: 对于经过重复值识别后的数据, 依次采用企业代码、名称、法人代表、城市 + 电话号码、地域信息 + 主要产品匹配相邻两年的企业数据, 得到相邻两年的非平衡面板。

步骤三: 将相邻两年的非平衡面板按照中间年份数据匹配和首尾两年的企业代码、名称匹配(考虑到企业某些年份的观测值可能存在缺失)得到相邻 3 年的非平衡面板。并将相邻 3 年的非平衡面板逐步匹配得到总的非平衡面板数据。

#### 附录 3: 名义利率水平的计算

步骤一: 我们利用中国人民银行的短期贷款和中长期贷款数据推算出  $t$  期的新增短期贷款和中长期贷款数额。具体方式如下: 短期贷款金额直接依据当年年末的短期贷款金额。对于中长期贷款假设平均期限为 3 年, 并利用  $t$  期新增贷款数为  $t$  期中长期贷款余额减去  $t-1$  和  $t-2$  期的新增中长期贷款额得到每年的新增中长期贷款额, 而由于初始只有 1994 年的中长期贷款数据, 我们假设 1992 ~ 1994 年中长期贷款增速与 1994 ~ 2007 年平均增速相同, 反推出 1992 ~ 1994 年的新增中长期贷款额。

步骤二: 利用中国人民银行给出的利率数据, 根据利率期限平均并根据调整日期加权, 得到  $t$  期的短期和中长期贷款名义利率。

步骤三: 依据步骤一得到的  $t$  期短期贷款以及对应的  $t, t-1$  和  $t-2$  期的新增中长期贷款额以及步骤二得到的  $t, t-1$  和  $t-2$  期的短期和中长期名义利率, 加权得到  $t$  期的名义利率水平。

(截稿: 2015 年 1 月 责任编辑: 宋志刚)

① 在实际操作中, 我们发现这一变量能较为充分反映企业的运营信息, 筛选效果较好。