

需求异质与企业加成率估计

尹 恒, 张子尧

[摘要] De Loecker and Warzynski(2012,简称 DLW)开创了企业加成率估计的新思路,然而其对企业需求异质性处理不足可能造成严重偏误。本文提出一个充分考虑需求异质性的企业加成率结构估计方法,将生产函数和加成率整合在一个估计系统中,并正式处理纵向产品差异和横向产品差异这两类不可观测的需求异质性。本文使用 1998—2013 年中国工业企业数据库中的 10 个制造业大类行业,对所提出的加成率估计方法与 DLW 三步法进行了全面比较。结果表明,两种方法的企业加成率估计确实差别明显。在所有 10 个行业本文估计的企业加成率分布都更为集中;企业加成率水平比 DLW 的估计低很多。样本期内所有制造业行业的加成率稳步下降,制造业竞争度渐次提升;出口市场竞争性更强、出口企业加成率更低;东部地区企业市场力量最弱,西部地区次之,中部地区最高。而 DLW 估计结果则刚好相反。进一步分析表明,本文的估计方法与 DLW 方法在企业加成率水平、企业加成率动态变化以及企业加成率离散度等多个维度具有显著的差异。这些结果至少表明,目前广泛使用的 DLW 三步法存在的问题不容忽视,在很多重要的应用问题上可能得出误导性结论。

[关键词] 加成率; 企业异质性; 生产函数估计; 结构估计

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)12-0060-18

一、引言

市场竞争程度决定市场效率和社会福利。作为测度市场竞争度的关键指标,加成率(Markup,通常定义为价格除以边际成本)在经济分析和政策评估中具有极为重要的意义。然而边际成本不可观测,这使得加成率的经验测量十分困难。Hall 在 20 世纪 80 年代的一系列论文(Hall,1986,1988,1990)中,根据企业成本最小化行为提出了估计加成率的直观思路:由于在完全竞争条件下可变投入的产出弹性等于其成本在销售收入中所占的份额,因此,可变投入产出弹性对其成本份额偏离的程度就构成市场不完全竞争程度即加成率的测度。这种加成率估计方法需要估计生产函数(据此 DLW 称之为生产端估计)。Hall 沿用 Solow(1957)以来用宏观数据估计生产函数和生产率思路,得

[收稿日期] 2019-04-26

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“结构经验方法在宏观领域的应用——以资源配置效率和产能利用分析为例”(批准号 71673305);国家自然科学基金面上项目“异质企业环境下税收的超额负担研究”(批准号 71873132)。

[作者简介] 尹恒,中国人民大学国家发展与战略研究院教授,财政金融学院博士生导师,经济学博士;张子尧,中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:尹恒,电子邮箱:yheng@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

到宏观层面的加成率估计。

Berry et al.(1995)提出根据消费者行为和市场结构估计加成率的微观思路(DLW称之为需求端估计)。他们选择特定的市场结构、竞争环境和企业行为模式,根据企业的最优定价决策从观测到的价格数据推测消费者替代弹性进而估计加成率。这一加成率估计思路还需要使用诸如消费者特性、产品特征和相应价格等细节数据,这使得其加成率估计只能局限在特定的市场和产品,如Berry et al.(1995)对汽车市场、Nevo(2001)对早餐谷物食品市场、Goldberg and Hellerstein(2012)对啤酒市场的估计。

20世纪末以来,利用微观数据估计生产函数的代理变量方法得到了很大发展(如Olley and Pakes,1996;Levinsohn and Petrin,2003;Akerberg et al.,2015,以下简称ACF),这给从生产端估计企业加成率的思路带来了新的可能性。DLW将Hall方法和ACF生产函数估计法结合起来,提出了利用企业层面数据估计加成率的三步法。这一加成率估计方法只需要做一般的环境设定(如企业成本最小化),且只需要企业生产投入和产出数据(绝大多数微观企业数据库都具备),因而呈现出十分广泛的应用前景。应用这一方法估计企业加成率、分析企业市场力量及其影响因素的文献迅速发展起来。例如,Lu and Yu(2015)发现中国21世纪初加入WTO削减关税,使得企业加成率分布的发散程度下降,有助于缓解资源误配置程度;De Loecker et al.(2016)利用印度数据发现出口关税下降有助于提升市场竞争度,但消费者只是部分受惠于投入品关税下降引起的成本节省(由于不完全Pass-through和企业加成率上升);Blonigen and Pierce(2016)发现美国制造业企业并购后加成率明显上升;Brandt et al.(2017)发现中国加入WTO产出品关税下降有助于降低企业的加成率,而削减投入品关税反而导致企业加成率上升;De Loecker et al.(2018)估计了19世纪50年代以来美国企业市场力量的演变趋势,发现1955—1980年间是稳定的,之后加成率稳步上升(从1.21上升到2016年的1.61)。这只是近年来大量DLW三步法应用文献中的很小部分。

然而,近年来DLW三步法表现出一些不合理的“异象”,引起了研究者的兴趣和注意。Traina(2018)使用美国上市公司的数据估计企业加成率,发现美国上市公司的市场力量在1980年以来仅仅略微上升,在更宽泛的时间尺度上(19世纪50年代至今)则几乎没有变化,这与De Loecker et al.(2018)得到的美国企业平均加成率从1.21上升到1.61的结论明显不同。Raval(2019)指出根据DLW方法的原理,使用不同的可变投入定义估计的加成率应该是一致的,至少应该高度正相关(相关系数接近于1)。然而Raval(2019)使用了文献中常用的五套微观数据(智利、哥伦比亚、印度、印度尼西亚和美国)测试发现,在所有的数据中使用劳动投入估计的加成率(劳动加成率)与使用材料投入估计的加成率(材料加成率)反而都是负相关。而且,使用不同可变投入估计的加成率在所有数据库中都呈现完全不同的时间趋势。例如,哥伦比亚数据中样本期内劳动加成率下降了28%,而材料加成率则上升8%。这与DLW三步法的标准答案存在显著的差异。此外,使用DLW三步法估计出的企业加成率行业内离散度明显偏高,例如Lu and Yu(2015)估计出的中国制造业企业加成率显示大部分行业90分位企业加成率大于1.6,而10分位企业加成率小于1(仅有0.8—0.9)。相应地,行业内企业间的利润率也应该如此悬殊,这明显与现实中国企业利润率的差距背离。对于DLW三步法可能存在的问题,最近Jaumandreu and Yin(2017)、Traina(2018)、Karabarbounis and Neiman(2018)、Raval(2019)从可变投入的定义与调整成本、样本企业的选择偏差、生产函数估计偏误等方面针对DLW方法和估计结果提出了不同的意见。

本文分析表明,由于对企业需求异质性处理不足,DLW三步法存在不容忽视的问题,可能导致加成率估计严重偏误。要估计企业的市场力量(加成率),就需要将标准ACF方法扩展到存在企业

需求异质性的不完全竞争环境。虽然 DLW 意识到可能需要在 ACF 的生产率代理函数中引入需求端影响因素,但没有给予足够的重视,也没有深究其对加成率估计的影响,而这使得 DLW 三步法面临以下严重问题:①代理函数中应该包括估计目标即企业加成率,从而加成率的估计不应该与生产函数参数和随机误差的估计分开,而应该同时进行。②代理函数中应该包括需求端的不可观测异质性,而这显然破坏了 OP/LP/ACF 生产函数估计传统的基本逻辑:用可观测变量作为不可观测变量的代理变量^①。③需求端不可观测异质性,会造成 ACF 第一步回归严重的内生性问题,也使得生产端随机误差的估计混入大量杂音。由于存在以上诸多问题,预测 DLW 三步法加成率估计偏误的方向是困难的。

本文在尹恒和杨龙见(2019)框架基础上提出一个充分考虑需求异质性、同时识别生产函数和企业加成率的结构估计方法。与 DLW 的生产端思路相同,本文从可变投入的成本最小化问题出发得到可变投入份额与加成率的关系式。不过本文并不据此直接估计加成率,而是以此作为生产函数估计方程的约束,将生产函数估计和加成率整合在一个估计系统中。本文正式处理了纵向产品差异和横向产品差异两类不可观测的需求端异质性。根据企业产品质量选择控制纵向产品差异,用一组需求移动因子(Demand Shifters)控制横向产品差异。本文还引入劳动的调整成本,考虑了经济波动造成的资本(产能)利用率的波动及每期生产量—销售量的差异。本文使用 1998—2013 年中国工业企业数据库中的 10 个制造业大类行业,对所提出的加成率估计方法与 DLW 三步法进行了全面比较。结果表明两种方法企业的加成率估计确实差别明显。本文的企业加成率估计在所有 10 个行业分布都更为集中,方差比 DLW 三步法估计小很多。本文估计的 10 个行业加成率均值在 1.13—1.34 之间,比 DLW 低很多。多数行业 DLW 三步法的加成率估计都处于很高的水平(超过 1.6),意味着这些行业的利润率也应处在极高水平。加成率的变化模式也完全不同。本文的估计显示在样本期内所有制造业行业的加成率稳步下降,制造业竞争度渐次提升。而 DLW 三步法的估计则刚好相反,所有行业的加成率水平都呈渐次上升趋势,市场竞争度下降。除了关于国有企业的结论一致(加成率更高)外,两种方法关于不同组别企业加成率差别的结果也形成鲜明对照。本文的加成率估计显示出口企业加成率更低、出口市场竞争性更强;东部地区企业市场力量最低,西部地区次之,中部地区最高。而 DLW 三步法显示的画面则完全相反。与 Lu and Yu(2015)、Brandt et al.(2017)等运用 DLW 三步法的分析相比,本文的估计在出口及关税变化对中国制造业企业加成率的影响、加成率动态特征和离散度等方面均存在明显的差异。这些结果表明,目前广泛应用的 DLW 三步法可能存在严重偏误,在很多重要的应用问题上可能得到误导性结论。

本文的贡献主要体现在以下两个方面:①本文正式把企业需求异质性纳入加成率结构估计框架中,明确提出对需求异质性不完善处理是导致 DLW 三步法可能存在偏误的重要原因。与 Ravel(2019)在 Akerberg et al.(2015)的控制函数方法(Control Function Approach)框架下对 DLW 三步法的讨论不同,本文没有使用 OP/LP/ACF 中的非参数求逆(Non-parametric Inversion)方法,而是使用 Doraszelski and Jaumandreu(2013)提出的参数化求逆方法(Parametric Inversion)。本文根据企业短期利润最大化问题求解出生产率的表达式,从而非常清晰地表明忽略需求异质性会导致产出弹性估计偏误、控制函数可逆性条件失效等一系列问题,最终导致 DLW 三步法存在严重的偏误。②在阐明 DLW 三步法偏误来源的基础上,本文提出了一个充分考虑企业需求异质性、同时识别生产函数和企业加成率的结构估计方法。这一方法还处理了劳动的调整成本、资本使用率以及企业产销比等干扰估计准确性的因素。本文的估计结果呈现出与 DLW 三步法明显不同的结果,对中国制造业

^① Jaumandreu and Yin(2017)表明企业需求端异质性甚至比生产端异质性(生产率)更大。

企业加成率的整体图景和动态特征提供了更为稳健的经验证据。

余下第二部分分析 DLW 加成率估计思路和问题;第三部分提出一个多维度需求异质环境下加成率的结构估计方法;第四部分描述数据与变量、比较加成率估计结果;第五部分与中国制造业企业加成率的既有研究结果比较;第六部分总结全文。

二、加成率的生产端估计与 DLW 方法存在的问题

1. 生产端的企业异质加成率估计思路

企业的投入分为两类:一类如资本 K ,在短期内不能调整;另一类是短期可以调整(可能蒙受一定的调整成本)的静态投入,如劳动 L 、中间品投入 M 。企业 i 在短期(时期 t)的成本最小化问题是:

$$\begin{aligned} \min_{M_i, L_i} C_{it} &= W_t L_{it} + P_{Mt} M_{it} \\ \text{s.t. } Y_{it}^* &= F(M_{it}, L_{it}, K_{it}, \omega_{it}) \end{aligned}$$

其中, W_t 和 P_{Mt} 为短期要素价格, Y_{it}^* 为企业 i 在时期 t 的计划产出。 ω_{it} 为企业生产端的异质性(即生产率)。企业在规划 t 期生产时清楚自己的生产率 ω_{it} ,但对分析者而言 ω_{it} 是不可观测的。根据短期投入的一阶条件可得:

$$W_t = MC_{it} \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial L_{it}}, \quad P_{Mt} = MC_{it} \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial M_{it}}$$

从而:

$$\frac{P_{Mt} M_{it}}{P_{it} Y_{it}^*} = \frac{MC_{it}}{P_{it}} \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Y_{it}^*}, \quad \frac{W_t L_{it}}{P_{it} Y_{it}^*} = \frac{MC_{it}}{P_{it}} \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial L_{it}} \frac{L_{it}}{Y_{it}^*}$$

其中, P_{it} 为产出价格。企业 i 在时期 t 的实际产出 Y_{it} 面临随机扰动和测量误差,即设 $Y_{it} = Y_{it}^* e^{\vartheta_{it}}$ 。

又 $\beta_{M_{it}} \equiv \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Y_{it}^*}$, $\beta_{L_{it}} \equiv \frac{\partial Y_{it}^*}{\partial L_{it}} \frac{L_{it}}{Y_{it}^*}$, 分别为静态投入的产出弹性;加成率的标准定义为 $\mu_{it} \equiv$

$\frac{P_{it}}{MC_{it}}$, 有:

$$\mu_{it} = \beta_{L_{it}} \left(\frac{W_t L_{it}}{R_{it}} e^{\vartheta_{it}} \right)^{-1}; \quad \mu_{it} = \beta_{M_{it}} \left(\frac{P_{Mt} M_{it}}{R_{it}} e^{\vartheta_{it}} \right)^{-1}; \quad \mu_{it} = (\beta_{L_{it}} + \beta_{M_{it}}) \left(\frac{P_{Mt} M_{it} + W_t L_{it}}{R_{it}} e^{\vartheta_{it}} \right)^{-1} \quad (1)$$

根据式(1),企业可变成本的收入比率是可观测的,知道了静态投入的产出弹性和产出的随机误差 ϑ_{it} ,加成率的估计变得很直接。而这是生产函数估计文献长期以来努力的方向。这正是 DLW 三步法称之为加成率生产端估计方法的原因。与根据特定消费行为和市场结构推断加成率的需求端方法相比(如 Berry et al., 1995; Goldberg, 1995),式(1)只需要企业在静态投入市场是价格接受者、追求成本最小化。这就是 DLW 三步法反复强调的加成率生产端估计方法的优势所在。

为了识别短期投入弹性和生产函数的纯粹扰动 ϑ_{it} , DLW 三步法求助于 OP 开始的生产函数结构估计方法(生产率的代理变量方法),特别是 ACF 的两步法。具体地,根据企业长期投入如(材料)决策,有 $m_{it} = m(k_{it}, \omega_{it})$ (小写变量为大写变量的对数,下同)。传统 OP/LP 的传统,设这一函数对于 ω_{it} 是单调的、可逆的。因此,不可观测异质性 ω_{it} 可用可观测的变量如 k_{it} 、 m_{it} 表示,即 $\omega_{it} = h(k_{it}, m_{it})$ 。将其代入生产函数可得第一步估计方程:

$$y_{it} = f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + h(k_{it}, m_{it}) + \vartheta_{it} = \phi(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \vartheta_{it} \quad (2)$$

给定生产函数 $f(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 的形式, 第一步用非参数回归得到 $\hat{\omega}_{it}$ 以及 $\hat{\vartheta}_{it}$; 第二步根据标准的生产率过程设定 $\omega_{it} = g(\omega_{it-1}) + \xi_{it}$, 用 GMM 方法识别生产函数参数(投入的产出弹性)。

总之, DLW 加成率估计可以用三步法概括: 前两步用 ACF 估计 $\hat{\beta}_{Lit}$, $\hat{\beta}_{Mit}$ 和 $\hat{\vartheta}_{it}$, 第三步将其代入式(1)得到 $\hat{\mu}_{it}$ 。

2. 需求异质环境的设定

既然要估计企业的市场力量, 显然 $\hat{\mu}_{it} > 1$ 或价格大于边际成本, 需要偏离标准 ACF 方法的完全竞争设定, 这是生产端加成率思路不可回避的。DLW 三步法加成率估计的问题, 是需要考虑需求异质但却处理不完整。为了便于理解 DLW 三步法的这一问题, 本文设定一般的需求异质环境。具体地, 除了加成率的异质性外, 需求异质性还包括纵向产品差异(产品质量) δ_{Qit} 和横向产品差异 δ_{Hit} , 即企业 i 在时期 t 的需求函数为:

$$y_{it} = \varphi - \eta_{it} (p_{it} - \delta_{Qit}) + \delta_{Hit} + v_{it} \quad (3)$$

式(3)可以理解为对任意需求函数的一阶逼近(对数形式)。 v_{it} 为独立同分布的需求扰动。根据企业利润最大化, 需求价格弹性的绝对值 η_{it} 与加成率呈单调关系: $\mu_{it} = \frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}$ 。

需求端异质性 δ_{Hit} 和 δ_{Qit} 的差别在于, 前者来源于企业促销、市场口碑等纯粹的需求因素, 与企业生产过程和成本无关; 而产品质量差异 δ_{Qit} 需要付出更高的生产成本才能获得。具体地, 设定企业间可以比较的“标准质量”产出量是 $Y_{it} \exp(\alpha(\delta_{Qit}))$, $\alpha'(\cdot) > 0$ 。这只是描述质量和成本的一般关系, 即产品质量 δ_{Qit} 越高, 需要的生产投入越多从而生产成本就越大, 相应地折算的标准产出就越大。^① 这样, 存在纵向产品差异时生产函数变为:

$$y_{it} = f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \omega_{it} - \alpha(\delta_{Qit}) + \vartheta_{it} \quad (4)$$

式(4)实际上是对传统生产函数在异质产出环境下的一般化, 原则上保持传统生产函数的一切性质。 ω_{it} 也正是传统“索洛余值”意义上的全要素生产率, 测度企业 i 在时期 t 如果选择标准质量的投入生产标准质量产出, 效率有多大。综合式(3)和式(4), 企业销售收入为:

$$r_{it} = \frac{1}{\eta_{it}} \varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \omega_{it} - \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \alpha(\delta_{Qit}) + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_{it}} \delta_{Hit} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \vartheta_{it} + \frac{1}{\eta_{it}} v_{it} \quad (5)$$

3. DLW 加成率估计方法的问题

为了将 ACF 两步法扩展到不完全竞争环境, 得到式(1)中所需的生产函数弹性参数和纯粹扰动 ϑ_{it} , DLW 三步法的修正是在材料投入函数中引入更多的影响因素 z_{it} , 即 $m_{it} = m(k_{it}, \omega_{it}, z_{it})$ 。DLW 三步法认为 z_{it} 中应该包括中间品投入价格 P_{Mit} , 估计时根据其研究主题(出口与加成率)还纳入企业的出口特征。根据 OP/LP/ACF 传统继续设定这一函数对于 ω_{it} 是单调的, 即 $\omega_{it} = h(k_{it}, m_{it}, z_{it})$ 。也就是说, 加成率估计三步法对 ACF 程序的唯一调整是第一步非参数回归式(2)中控制了更多的变量 z_{it} 。

实际上, DLW 三步法注意到 z_{it} 中应该包括影响需求的因素, 不过 DLW 没有深究其对估计带来的影响。到底 $m(\cdot)$ 中应该包括哪些因素? 遗漏这些因素对控制函数 $\omega_{it} = h(\cdot)$ 是否有重要影响? 在

^① Grieco and McDevitt(2016)也是这样处理的。

柯布—道格拉斯生产函数 $f(k_i, l_i, m_i) = \beta_K k_i + \beta_L l_i + \beta_M m_i$ 情形下看得很清楚。此时,可以求出 $h(\cdot)$ 的显式表达式:

$$\omega_i = \frac{\eta_i}{\eta_i - 1} \left[p_M - \frac{1}{\eta_i} \varphi - \ln \beta_M - \ln \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) + \left(\frac{1}{\eta_i} - 1 \right) \beta_K k_i + \left(\frac{1}{\eta_i} - 1 \right) \beta_L l_i + \left(\frac{1}{\eta_i} \beta_M - \beta_M + 1 \right) m_i + \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \alpha (\delta_{Qi}) - \delta_{Qi} - \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hi} \right] \quad (6)$$

式(6)明确地显示了 DLW 三步法的如下严重问题:

(1) z_i 中应该包括需求价格弹性 η_i 从而 μ_i 。而 μ_i 正是 DLW 三步法的估计目标。这表明 μ_i 的估计需要用到生产函数参数和随机误差 ϑ_i , 而生产函数参数和随机误差 ϑ_i 的估计又需要 μ_i 。也就是说,加成率 μ_i 不应该与生产函数参数和随机误差 ϑ_i 分开估计,而应该同时估计。

(2) z_i 中应该包括需求端不可观测的异质性 δ_{Hi} 和 δ_{Qi} 。即使 $m(\cdot)$ 的可逆性还继续存在, $\omega_i = h(\cdot)$ 中也应该包含了不可观测的异质性 δ_{Hi} 和 δ_{Qi} , 而这显然破坏了 OP/LP/ACF 代理变量传统的基本逻辑:用可观测的变量代理不可观测的变量。即 OP/LP/ACF 估计生产函数的代理变量方法失效了。

(3) 即使能够观测到产量 y_i , 也不考虑 $\omega_i = h(\cdot)$ 中还包括不可观测异质性,需求异质环境下 ACF 第一步非参数回归式(2)也存在严重的内生性。根据式(4),此时的误差项是 $-\alpha(\delta_{Qi}) + \vartheta_i$, 显然 δ_{Qi} 与静态投入 L_i 和 M_i 正相关的。而且此时的估计残差也不是估计式(1)需要的纯粹扰动 $\hat{\vartheta}_i$ 。ACF 第一步不能分离 $\hat{\omega}_i$ 和 $\hat{\vartheta}_i$, 第二步用 GMM 的参数估计也就相应出现问题。

(4) 若观测不到产量,用产出价格指数 P_i 平减销售收入,根据式(5),ACF 第一步实质上估计的是:

$$y_i' = r_i - p_i = -p_i + \frac{1}{\eta_i} \varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) f(k_i, l_i, m_i) + \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \omega_i - \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \alpha (\delta_{Qi}) + \delta_{Qi} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hi} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \vartheta_i + \frac{1}{\eta_i} v_i$$

此时问题会变得更复杂。第一步误差应该是 $-\left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \alpha (\delta_{Qi}) + \delta_{Qi} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hi} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \vartheta_i + \frac{1}{\eta_i} v_i$, 而不是 ϑ_i ; 与 $h(\cdot)$ 函数对应的是 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i} \right) \omega_i$, 而不是 ω_i 。

DLW 三步法出现以上问题的实质,是对需求端因素处理不完整。在完全竞争环境下,企业以市场价格可以销售任意数量,不存在影响企业决策的需求端因素,LP/ACF 设定静态要素需求函数 $m_i = m(k_i, \omega_i)$ 是合理的。然而,估计企业异质的加成率显然只能是在不完全竞争环境,此时异质的需求端因素会影响企业的计划产量 Y_i^* , 从而进一步影响企业的静态要素需求。也就是说,所有影响需求量 Y_i^* 的因素,都应纳入 DLW 要素需求函数 $m_i = m(k_i, \omega_i, z_i)$ 的 z_i 中,显然应该包括估计目标 μ_i , 以及需求端不可观测的异质性 δ_{Qi} 和 δ_{Hi} 。然而如上所述,这从根本上动摇了代理变量方法和分步估计有效性的基础。总之,DLW 加成率估计需要引入需求异质,但只对需求异质作部分处理,这是其面临问题的根源。

三、生产函数参数和加成率的整合估计

1. 加成率的识别和参数约束

与 DLW 三步法的生产端思路相同, 本文加成率的识别从根据静态投入成本最小化得到的式(1)出发。鉴于可变投入(特别是劳动)的调整成本可能造成生产端方法的加成率估计偏误(Raval, 2019), 本文在式(1)基础上引入劳动的调整成本。根据存在调整成本时劳动选择的动态优化问题:

$$(1+\Delta_{it})W_{it}=MC_{it}\frac{\partial Y_{it}^*}{\partial L_{it}}$$

其中, Δ_{it} 为存在劳动调整成本时劳动的影子价格对实际工资的偏离。^①考虑柯布—道格拉斯生产函数, 结合材料的一阶条件, 式(1)变成:

$$\ln\left(\frac{R_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\right)=-\ln(\beta_M+\beta_L)+\ln\left(\frac{\eta_{it}}{\eta_{it}-1}\right)+\ln\left(1+\frac{W_{it}L_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\Delta_{it}\right)+\vartheta_{it} \quad (7)$$

如前, DLW 三步法用 ACF 方法估计 β_L 、 β_M 和 ϑ_{it} 后, 直接用式(7)计算加成率(不考虑调整成本)。与他们的分开估计不同, 本文将加成率和生产函数估计整合在一个估计系统中。本文用式(7)清除 ϑ_{it} , 并形成对生产函数估计系统中参数的约束。

具体地, 考虑到观察到的企业工资 W_{it} 从而实际劳动成本 $W_{it}L_{it}$ 中可能已经部分包括了调整成本因素, 估计模型为:

$$\ln\left(\frac{R_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\right)=X_{it}\sigma+\sigma^L\ln\left(1+\frac{W_{it}L_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\Delta_{it}\right)+\vartheta_{it} \quad (8)$$

控制向量 X_{it} 包括常数、企业的营销努力度(sc_{it})、出口市场参与度($export_{it}$)、企业年龄(age_{it})、东部地区虚拟变量($east_{it}$)、中部地区虚拟变量($middle_{it}$)、地级市及以上的城区虚拟变量($core_{it}$)、省会城市虚拟变量($ccity_{it}$)、新进入企业虚拟变量($entrant_{it}$), 还包括一整套年份虚拟变量和行业(四位数行业)虚拟变量。由于 ϑ_{it} 是生产端的纯粹扰动, 可以用 OLS 进行估计, 不用担心内心性问题。

关于 Δ_{it} 的经验识别。注意到 $\frac{P_{Mt}M_{it}}{W_{it}L_{it}}=\frac{\beta_M}{\beta_L}(1+\Delta_{it})$, 不失一般性, Δ_{it} 在不同时期、不同企业可以平均掉, 从而:

$$\hat{\Delta}_{it}=\frac{P_{Mt}M_{it}}{W_{it}L_{it}}\left(\frac{1}{N}\sum_i\sum_{T_i}\frac{P_{Mt}M_{it}}{W_{it}L_{it}}\right)^{-1}-1$$

T_i 为企业 i 的观测数, N 为总观测数。用 OLS 估计式(8), 得到 $\hat{\sigma}^L$ 和清除了 ϑ_{it} 的收入—可变成本率预期值 $\ln\left(\frac{R_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\right)$ 。定义 $\hat{\Theta}_{it}=\ln\left(\frac{R_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\right)-\hat{\sigma}^L\ln\left(1+\frac{W_{it}L_{it}}{P_{Mt}M_{it}+W_{it}L_{it}}\hat{\Delta}_{it}\right)$, 从而有:

$$\hat{\mu}_{it}=(\beta_M+\beta_L)\exp(\hat{\Theta}_{it}), \text{ 或者 } \hat{\eta}_{it}=\frac{(\beta_M+\beta_L)\exp(\hat{\Theta}_{it})}{(\beta_M+\beta_L)\exp(\hat{\Theta}_{it})-1} \quad (9)$$

式(9)作为约束施加到以下估计系统。

2. 生产函数参数和加成率估计系统

根据生产函数结构估计的惯例, 设 ω_{it} 为一阶 Markov 过程:

^① 其具体影响因素, 参见 Doraszelski and Jaumandreu(2018), Jaumandreu and Yin(2017)。

$$\omega_{it} = \gamma_t + g(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (10)$$

其中, ξ_{it} 为生产率的随机扰动, 还引入生产率时间趋势 γ_t 。在柯布—道格拉斯生产函数设定下, 将式(10)代入式(5):

$$r_{it} = \frac{1}{\eta_{it}} \varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \ln \lambda_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \beta_K u_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) (\beta_K k_{it} + \beta_L l_{it} + \beta_M m_{it}) + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \gamma_t + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) g(\omega_{it-1}) - \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \alpha(\delta_{Qit}) + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_{it}} \delta_{Hit} + \zeta_{it} \quad (11)$$

这里考虑了经济波动造成的资本(产能)利用率的变化(即当期只有比例为 U_t 的资本存量投入生产, 实际使用的资本为 $U_t K_{it}$), 还考虑了企业每期生产量和销售量的差异, $\lambda_{it} \equiv \frac{\text{当期销售量}}{\text{当期生产量}}$ 。 $\zeta_{it} = \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) (\vartheta_{it} + \xi_{it}) + \frac{1}{\eta_{it}} v_{it}$ 为独立同分布的纯粹扰动项。式(11)和滞后一期的式(6)是本文同时识别生产函数参数和加成率的基本方程。

还需要解决 δ_{Qit} 和 δ_{Hit} 的识别问题。根据企业产品质量(δ_{Qit})的最优决策:

$$\alpha'(\delta_{Qit}) = \frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}$$

即 δ_{Qit} 是加成率的函数。因此, 可用 $\frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}$ 的非参数函数逼近式(11)和式(6)中 δ_{Qit} 相关项:

$$\left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \alpha(\delta_{Qit}) - \delta_{Qit} = Y \left(\frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}\right) \quad (12)$$

横向产品差异 δ_{Hit} 的识别。借鉴 De Loecker(2011), 本文用需求移动因子(Demand Shifters)来控制横向产品差异^①:

$$\delta_{Hit} = \alpha_1 sc_{it} + \alpha_2 east_{it} + \alpha_3 middle_{it} + \alpha_4 export_{it} + \alpha_5 core_{it} + \alpha_6 ccity_{it} + \alpha_7 entrant_{it} \quad (13)$$

3. GMM 估计

根据设定, 式(11)中的扰动项 ζ_{it} 满足 $E[Z \cdot \zeta] = 0$, Z 为工具向量。因此, 估计参数 θ 的 GMM 问题是:

$$\min_{\theta} \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} Z_{it} \zeta_{it}(\theta) \right] W_N \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} Z_{it} \zeta_{it}(\theta) \right] \quad (14)$$

$W_N = (Z'Z)^{-1}$ 为权重矩阵。具体地, 估计系统为式(9)和式(13), 以及:

$$\hat{\zeta}_{it} = r_{it} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}}\right) (\beta_K k_{it} + \beta_L l_{it} + \beta_M em_{it}) - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}}\right) \ln \lambda_{it} - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}} \delta_{Hit} - (c_0 + \gamma_1 \cdot d00 + \gamma_2 \cdot d01 + \dots) \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}}\right) - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}} c_1 - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it}}\right) g(\omega_{it-1}, \hat{Pr}_{it-1}) + Y \left(\frac{\hat{\eta}_{it}}{\hat{\eta}_{it} - 1}\right) \quad (15)$$

$$\hat{Pr}_{it-1} = \Gamma(k_{it-1}, l_{it-1}, em_{it-1}, sc_{it-1}) \quad (16)$$

① Jaumandreu and Yin(2017)发现即使控制了可以观测的需求移动因子, 剩下的需求异质性仍然十分明显。不过, 这里控制了纵向异质性, 这样处理是可以接受的。

$$\hat{\omega}_{it-1} = \frac{\hat{\eta}_{it-1}}{\hat{\eta}_{it-1}-1} \left[\begin{array}{l} \ln(1-\tau_{Mit-1}) - \ln\left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) + \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) \beta_M p_{M-1} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) \gamma_p p_{t-1} - \ln\beta_M - \\ \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) \ln\lambda_{it-1} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) (\beta_K k_{it-1} + \beta_L l_{it-1} + \beta_M em_{it-1}) + em_{it-1} - \ln(1-\tau_{it-1}) - \\ \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}} (a_0 + \delta_{Hit-1}) + Y\left(\frac{\hat{\eta}_{it-1}}{\hat{\eta}_{it-1}-1}\right) \end{array} \right] \quad (17)$$

其中, $em_{it-1} = m_{it-1} + p_{M-1}$ 为中间品投入支出。考虑到企业退出造成的样本选择问题, 期望生产率函数中引入为企业 i 在时期 t 持续经营的概率 Pr_{it-1} , 变为 $g(\omega_{it-1}, \hat{\text{Pr}}_{it-1})$ 。式(15)中, 用 c_0 吸收时间趋势中的基准值、未知函数 $g(\cdot)$ 和 $Y(\cdot)$ 中的常数; 用 c_1 合并需求函数参数 φ 和横向产品差异 δ_{Hit} 中的常数; 用时间虚拟变量序列 $d00-d13$ 合并识别 $\beta_M p_{M-1}$ 、 $\beta_K u_t$ 和 γ_t ; 用 $\hat{\omega}_{it-1}$ 和 $\hat{\text{Pr}}_{it-1}$ 的二阶多项式逼近未知函数 $g(\cdot)$ 。 Pr_{it-1} 由式(16)中未知函数 $\Gamma(\cdot)$ 的四阶多项式识别。式(17)中设产能利用率 u_t 与一般价格水平 p_t 呈线性关系, 即 $u_t = \gamma p_t$, 即 $\left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_{it-1}}\right) \gamma_p p_{t-1}$ 项, $\gamma_p = \gamma \beta_K$ 为待估参数。式(17)还考虑了企业材料税率 τ_{Mit} (增值税进项税率) 和销售税率 τ_{it} (增值税销项税率) 的异质性。式(15)和式(17)中用 $\frac{\hat{\eta}_{it-1}}{\hat{\eta}_{it-1}-1}$ 的三阶多项式逼近未知函数 $Y(\cdot)$, 以控制产品质量的异质性。

基本识别包括 33 个参数: 投入弹性 (β_K 、 β_L 、 β_M)、横向产品差异参数 (7 个)、时间趋势参数 (11 个)、 $g(\cdot)$ 参数 (5 个)、 $Y(\cdot)$ 参数 (3 个)、产能利用参数 (γ_p)、常数 (a_0 、 c_0 和 c_1)。本文借鉴 Doraszelski and Jaumandreu (2013) 提出的“Concentrating Out”方法对估计系统降维, 使用 15 个非线性参数 (投入弹性、横向产品差异参数、 $Y(\cdot)$ 逼近参数、产能利用参数 γ_p 以及 a_0) 的函数表示余下的 18 个线性参数。这样在实际估计中最优化程序只需要搜索 15 个参数, 大大提高了 GMM 估计的收敛性和稳健性。式(14)中的工具向量 Z 由外生变量的多项式组成。^①基本工具集包括常数、时间虚拟变量 (11 个)、 $east_{it-1}$ 、 $middle_{it-1}$ 、 $core_{it-1}$ 、 $ccity_{it-1}$ 、 $entrant_{it-1}$ 、 $export_{it-1}$ 、 sc_{it-1} 、 $\hat{\eta}_{it-1}$ 的三阶多项式, 以及 k_{it-1} 、 l_{it-1} 和 m_{it-1} 的三阶多项式 (19 个), 共 41 个。

参数估计出来后, 根据式(9)自然得到加成率的估计。

四、数据与基本估计结果

下面用“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”(工业企业数据库)数据比较 DLW 三步法及本文的估计方法。本文使用的数据样本期为 1998—2013 年, 覆盖全部国有工业企业及规模以上的非国有工业企业^②。为了尽量使数据更为可靠, 本文参照 Brandt et al. (2012) 提出的跨期匹配方法, 对数据库进行了细致整理并仔细地界定变量含义, 构建面板数据。样本期内国民经济行业分类

① 这一方法在贸易和经验产业组织中广泛使用, 例如 Berry et al. (1995)、Olley and Pakes (1996)、Levinsohn and Petrin (2003)、Akerberg et al. (2015)、Wooldridge (2009)、Doraszelski and Jaumandreu (2013, 2018), 还包括 Ai and Chen (2003, 2007) 提出的格点估计方法 (Sieve Estimation)。

② 规模以上指年主营业务收入 (销售额) 超过 500 万元 (含) 的企业。2006 年 (含) 后不包括年主营业务收入低于 500 万元的国有企业。2011 年 (含) 后调查范围调整为主营业务收入超过 2000 万元 (含) 的工业企业。

和相关行业代码经过了两次调整^①,本文将其统一调整为2011年国民经济行业分类标准。本文主要考虑中国制造业企业,选取了二位数制造业行业的企业样本,并排除文教、工美、体育和娱乐用品制造业(行业代码24)和石油加工、炼焦和核燃料加工业(行业代码25)。囿于篇幅,本文按照行业产品性质对二位数制造业进行适当的简单合并,将所有制造业企业分为10大行业。

本文的模型是一个高维且高度非线性的估计系统,恰当定义估计系统中的可观测变量对于估计的准确性来说极为重要。^②估计参数时需要用到相关变量的一阶滞后项,需要持续经营至少两期的企业样本。参数估计完成后根据式(9)估计企业加成率时则不需要滞后项。因此,本文对样本的清理按照一般清理和特别清理两个标准进行,后者更严格。^③参数估计对样本要求严格,同时用两个标准清理样本,根据参数估计结果计算企业加成率时,只使用一般清理标准,从而样本覆盖范围更大,得到更多企业的加成率估计结果。表1列示了清理后分行业样本主要变量的统计描述。可以看出这14年间所有行业的企业平均规模都有巨大增长,销售收入的增长要明显快于劳动投入,表明劳动生产率有很大改善。各行业可变成本占销售收入的比重都有所上升,不过差别不大。

表1 基本统计

代码	行业简称	企业数	观测数	销售收入(万元)		资本(万元)		劳动(人)		中间品投入(万元)		可变成本率(%)	
				1999	2013	1999	2013	1999	2013	1999	2013	1999	2013
1	食品	36786	120986	6724.1	27296.9	3076.1	7080.5	328.3	618.3	4127.5	16545.8	80.09	83.49
2	纺织	64896	231630	4737.1	18235.6	1948.9	2931.5	440.4	569.6	3320.4	8872.9	85.08	87.14
3	木材	14720	45388	3562.4	17719.4	1441.3	2997.3	263.7	484.1	2413.3	8466.3	82.29	84.83
4	造纸	19640	80610	3401.4	21825.8	2052.8	5240.4	286.7	505.9	2177.0	8685.5	81.81	84.58
5	化学	63623	248846	6121.6	30230.8	4013.2	6802.5	389.5	519.4	4006.4	14918.9	79.85	82.85
6	非金	31437	116334	3445.8	24179.5	3029.7	6607.5	418.7	520.0	2210.5	11843.3	79.91	82.95
7	金属	51295	186589	7901.0	42458.8	6191.4	11342.5	532.2	616.3	5286.4	25349.8	81.36	84.75
8	设备	45769	175146	4171.3	23738.3	2183.5	4067.6	392.8	515.4	2712.8	10571.2	80.00	82.57
9	运输	18221	72474	12228.9	47345.9	5467.0	6006.0	710.4	605.1	8558.5	17954.2	81.65	84.59
10	电气	43618	163424	9939.2	52241.7	2866.5	5225.0	391.5	580.6	6303.0	16781.8	80.96	83.68

表2比较10个行业生产函数参数的估计结果。从资本、劳动和中间品投入的产出弹性和规模收益参数看,两种方法的估计结果均处在合理的范围内(DLW三步法估计的行业8的资本弹性明显偏低外),且估计的标准误都很小。两种方法估计的资本产出弹性系数估计都比较合理^④。本文的参数估计与DLW运用ACF的结果并不存在系统性偏高或偏低,在10个行业中,本文估计的长期规模参数有4个稍高(行业2、5、7和8),5个偏低(行业3、4、5、9、10),行业1比较接近。短期规模参数也有4个高出(行业1、3、5和7),6个偏低(行业2、3、6、8、9、10)。就参数结构而言,除了行业1和行业2稍接近外,其余8个行业两种方法的估计结果存在明显差别,尤其是材料和劳动的参数。这表明两种方法企业加成率估计的差别会很明显。

① 2002年5月10日发布的《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)和2011年4月29日发布《国民经济行业分类》(GB/T4754-2011)。工业企业数据库中相应的行业代码变化始于2003年和2013年。
 ② 变量的定义与构建,参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。
 ③ 具体标准参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。
 ④ Olley and Pakes(1996)指出,在生产函数估计中经常出现资本弹性系数过低的偏误。

表 2 生产函数参数估计

代码	行业简称	本文的方法						DLW 方法					
		K		L		M		K		L		M	
		系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误
1	食品	0.1209	0.0114	0.2467	0.0369	0.6797	0.0373	0.2029	0.0278	0.1601	0.0246	0.6539	0.0338
2	纺织	0.0906	0.0133	0.3266	0.0573	0.6269	0.1096	0.0661	0.0126	0.2344	0.0270	0.7538	0.0216
3	木材	0.1100	0.0132	0.2387	0.0495	0.6458	0.0671	0.2026	0.0340	0.0512	0.0255	0.7411	0.0319
4	造纸	0.1447	0.0130	0.3215	0.0446	0.5188	0.0553	0.1448	0.0415	0.1324	0.0494	0.7391	0.0480
5	化学	0.1669	0.0106	0.4060	0.0425	0.4223	0.0352	0.1927	0.0160	0.0354	0.0272	0.7552	0.0136
6	非金	0.0738	0.0070	0.2427	0.0249	0.6102	0.0419	0.0835	0.0135	0.3946	0.0388	0.6366	0.0235
7	金属	0.1506	0.0071	0.2257	0.0215	0.6388	0.0386	0.0995	0.0176	0.1190	0.0204	0.7841	0.0202
8	设备	0.1257	0.0073	0.3343	0.0281	0.5010	0.0226	0.0197	0.0111	0.0514	0.0202	0.9577	0.0206
9	运输	0.1255	0.0210	0.2343	0.0472	0.6436	0.0438	0.2197	0.0372	0.2707	0.0412	0.6060	0.0443
10	电气	0.1517	0.0191	0.3775	0.0596	0.5637	0.0508	0.0880	0.0195	0.0711	0.0168	0.8718	0.0220

据表 3,两种方法企业的加成率估计确实差别明显。本文估计的企业加成率在所有 10 个行业分布都更为集中,方差比 DLW 三步法估计小很多。从分位数比看,本文估计 90 分位与 10 分位的加成率差距较大的是食品行业(0.189)和化学行业(0.133),一般在 0.1—0.2 之间,即价格超出边际成本的幅度差别在 20 个百分点左右。而 DLW 三步法估计的相应数值都在 0.6 以上,化学、设备和电气三个行业 90 分位与 10 分位的加成率差距甚至超出 100 个百分点。这样的话行业内企业间的利润率差距也应该十分悬殊,应该是不合理的。从加成率水平看,所有 10 个行业本文估计的均值和中位数均在 1.13—1.27 之间。即使在 90 分位本文的估计都在 1.36 以下,即价格超出边际成本的幅度在 46%以内。而 DLW 估计的 10 个制造业行业加成率均值处于 1.16—2.18 间,中位数处于 1.09—2.08 间,除了食品、非金属和金属外,其余 7 个行业的加成率都处于很高的水平。在 90 分位 DLW 的加成率估计都超出了 1.50,有 7 个行业超出 1.80,造纸、化学、设备和电气行业甚至超过 2,即价格超出边际成本 1 倍以上。这意味着这些企业的利润率也接近暴利水平,是明显不合理的。DLW 的加成率估计有 4 个行业(食品、非金属、金属和运输设备)估计的 10 分位值小于 1,即超过 10%的企业价格

表 3 两种方法加成率估计比较

代码	行业简称	本文的方法						DLW 方法					
		均值	方差	中位数	10 分位	90 分位	增长率	均值	方差	中位数	10 分位	90 分位	增长率
1	食品	1.2493	0.0843	1.2252	1.1753	1.3639	-4.8125	1.1638	0.3601	1.0854	0.8252	1.5794	-12.0554
2	纺织	1.2388	0.0242	1.2376	1.2070	1.2713	-2.3458	1.4591	0.3071	1.4359	1.0941	1.8213	25.4131
3	木材	1.1680	0.0252	1.1649	1.1375	1.2030	-2.3164	1.4682	0.2773	1.4556	1.1177	1.8138	20.9563
4	造纸	1.1312	0.0325	1.1249	1.0906	1.1768	-5.7802	1.5511	0.3915	1.5122	1.0983	2.0194	33.2557
5	化学	1.1257	0.0598	1.1123	1.0651	1.1976	-5.0556	1.5427	0.5859	1.4076	1.0581	2.1209	4.4390
6	非金	1.1664	0.0349	1.1661	1.1257	1.2115	-2.9544	1.2279	0.2676	1.2009	0.9165	1.5518	19.1127
7	金属	1.1278	0.0223	1.1253	1.1008	1.1580	-3.3280	1.2982	0.2761	1.2647	0.9787	1.6588	16.4834
8	设备	1.1336	0.0307	1.1320	1.0943	1.1745	-4.2020	2.0185	0.5378	1.9407	1.4684	2.6252	14.9057
9	运输	1.1824	0.0374	1.1816	1.1302	1.2304	-5.1014	1.4249	0.4063	1.3899	0.9385	1.9301	44.1598
10	电气	1.2700	0.0456	1.2655	1.2147	1.3332	-5.3860	2.1764	0.6544	2.0772	1.4433	3.0133	54.4363

注:加成率增长率=(2013 年均值-1999 年均值)/1999 年均值。

甚至小于边际成本。样本期内加成率的变化模式也完全不同,本文的估计显示在 1999—2013 年间所有制造业行业的加成率呈下降趋势,而据 DLW 三步法的估计除食品行业外其余 9 个行业加成率都大幅提高。

五、与中国制造业加成率分析的既有结果比较

DLW 三步法在国际贸易、产业组织等领域得到了广泛应用,近年来使用这一方法估计企业加成率进而分析企业市场力量的影响因素的文献不断涌现。下面重点比较两篇研究中国制造业企业加成率的文献:Brandt et al.(2017)和 Lu and Yu(2015),比较不同加成率估计方法得到的关于一些重要应用问题的结论是否存在差别。

1. 出口对企业加成率的影响

是否出口市场竞争性更强、企业加成率更低?本文可以在一个简单的回归框架下比较两种加成率估计方法对这些问题的回答。具体地,本文回归如下方程:

$$\ln\mu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d_{it} + \beta \text{control}_{it} + v_{it} \quad (18)$$

其中, d_{it} 为感兴趣的企业特征虚拟变量,这里主要考虑是否为出口企业、是否为国有企业、是否为东部或中部地区企业。 control_{it} 为控制变量,包括一套年份虚拟变量、行业(二位数)虚拟变量,企业年龄,还包括企业资本、劳动以控制企业规模和要素密度对加成率的影响。表 4 列示了估计结果。可以看到,就国有企业而言两个加成率估计的答案是一致的,即国有企业的市场力量更高,就本文的加成率估计而言,国有企业比非国有企业加成率高出 0.4%,DLW 是 4.7%。然而,关于出口和区位特征的结果却形成鲜明对照。本文的加成率估计显示,出口市场竞争性更强,出口企业加成率比非出口企业平均低 0.6%,而 DLW 三步法的估计显示国内市场竞争性更高,出口企业的加成率高出非出口企业 3.6%。就东中西部地区而言,本文的结果是东部地区企业市场力量最低,加成率比西部地区企业低 1.3%;中部地区最高,加成率比西部地区企业高 0.6%。而 DLW 显示完全相反:东部地区企业市场力量最高,加成率高出西部地区 8.4%;中部地区企业加成率则比西部地区高 4.2%。

表 4 不同特征企业加成率差异的回归分析比较

	本文的方法		DLW 方法	
	回归系数	标准差	回归系数	标准差
出口虚拟变量	-0.0063	0.0000	0.0361	0.0005
国有企业虚拟变量	0.0039	0.0001	0.0474	0.0006
东部地区虚拟变量	-0.0128	0.0001	0.0836	0.0007
中部地区虚拟变量	0.0060	0.0001	0.0420	0.0008
样本量	1402077		1256089	
R ²	0.8530		0.5723	

2. 关税变动对企业加成率的影响

加入 WTO 带来的关税水平变动对企业加成率有什么影响?具体地,借鉴 Brandt et al.(2017)的框架,本文使用固定效应模型回归如下方程:

$$\ln\mu_{it} = \alpha + \alpha_0 \text{output_tariff}_{st-1} + \alpha_1 \text{input_tariff}_{st-1} + \beta \text{control}_{it} + \gamma_r \times \gamma_r + \gamma_i + v_{it} \quad (19)$$

其中, μ_{it} 为企业加成率, $\text{output_tariff}_{st-1}$ 是企业所在四位数行业滞后一期的产出品关税税率,

$input_tariff_{s,t-1}$ 是企业所在四位数行业滞后一期的投入品关税税率^①。 $control_{it}$ 为控制变量集, 包括企业的产出规模、资本规模、劳动力雇佣人数、是否为国有企业等特征, 以控制企业规模、要素密度和企业所有权等因素对加成率的影响。 $\gamma_t \times \gamma_r$ 为企业所在年份虚拟变量与省份虚拟变量的交互项, γ_i 为个体固定效应。表 5 中模型(1)是基本回归结果, 模型(2)在模型(1)的基础上增加控制了行业特征, 本文主要考虑行业内的国有企业比重与出口比重。模型(3)和模型(4)使用加权固定效应模型, 以企业存续期内在所属行业的产出份额作为权重。为了缓解 2001 年加入 WTO 后关税税率可能出现的内生性问题, 本文参照 Brandt et al.(2017)的做法, 在模型(5)和模型(6)使用 WTO 协定规定的投入品和产出品最大税率作为实际税率的工具变量, 同时使用企业在总产出中所占份额作为权重进行加权。

表 5 列示了上述模型的估计结果。可以看到, 两种加成率估计方法给出的结论存在明显差异。就投入品关税而言, 在不考虑企业产出份额的前提下, 本文的估计结果表明投入品关税税率下降 1% 企业加成率上升 0.065%—0.070%, 而 DLW 方法为 1.041%—1.046%。两种估计方法的结论在方向上一致, 但影响程度(绝对值)相差 15—16 倍。模型(3)和模型(4)使用行业内市场份额作为权重进行加权估计。本文的估计结果表明投入品关税税率下降 1% 使得企业加成率上升 0.031%—0.037%, DLW 方法为 0.879%—0.919%, 与模型(1)和模型(2)的估计结果差异不大, 影响程度稍稍下降。由于各个行业在国民经济总体中的占比不同, 在模型(5)和模型(6)中本文使用企业在总产出中所占份额作为权重进行加权估计, 可以看到两种加成率估计方法的结论产生了分歧。DLW 方法表明投入品关税税率下降 1% 企业加成率上升 4.570%—5.195%, 与前述模型相比估计系数方向不变, 但绝对值变化较大。而本文方法的估计系数方向出现了明显改变, 系数由负变正, 投入品关税税率下降会导致企业加成率下降而不是上升。具体地, 本文的方法显示投入品关税税率下降 1% 使得企业加成率下降 0.345%—0.526%。

表 5 两种估计方法企业加成率回归结果比较

企业加成率 估计方法	解释变量	未加权				行业内产出份额加权				总产出份额加权			
		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
		系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误
本文的方法	投入品关税	-0.0647	0.0029	-0.0697	0.0030	-0.0370	0.0102	-0.0306	0.0097	0.5256	0.0122	0.3450	0.0144
	产出品关税	-0.0122	0.0009	-0.0123	0.0009	-0.0230	0.0037	-0.0262	0.0036	-0.0603	0.0045	-0.0436	0.0046
	R ²	0.811		0.811		0.842		0.842		0.7182		0.7692	
DLW 三步法	投入品关税	-1.0411	0.0313	-1.0458	0.0317	-0.9186	0.0934	-0.8793	0.0930	-5.1950	0.1198	-4.5696	0.1477
	产出品关税	-0.0720	0.0104	-0.0714	0.0104	-0.0188	0.0350	0.0026	0.0322	0.3705	0.0513	0.3115	0.0513
	企业特征	是		是		是		是		是		是	
	年份×地区	是		是		是		是		是		是	
	行业特征			是				是				是	
	R ²	0.5812		0.5814		0.5947		0.5978		0.5548		0.5675	
	样本数	660140		659571		660140		659571		660140		659571	

① 关税税率数据来自 AEA 官方网站 Brandt et al.(2017)论文页面在线提供的数据集。产出品关税指该企业所属行业的关税税率, 投入品关税指该企业使用的原材料的加权平均关税税率。投入品关税税率是该企业使用的原材料对应的产出品税率加权平均值, 权重取自 2002 年三位数行业投入产出表(IO Table), 具体计算过程见 Brandt et al.(2017)。

3. 企业加成率动态特征

下面运用 Brandt et al.(2017)提出的行业平均加成率动态分解方法,将两种估计方法得到的行业平均加成率的动态变化分解为行业内持续经营企业(在位者)加成率水平的变动、在位者市场份额的变动(行业内再配置)、企业进入、企业退出四个不同的影响渠道。行业加成率的动态分解公式为:

$$\Delta\mu_t^I = \sum_{i \in C} (\bar{s}_{it} \Delta\mu_{it} + \Delta s_{it} [\bar{\mu}_{it} - \mu_{st-k}]) + \sum_{i \in E} s_{it} [\mu_{it} - \mu_{st-k}] - \sum_{i \in X} s_{it-k} [\mu_{it-k} - \mu_{st-k}] \quad (20)$$

其中, $\Delta\mu_t^I$ 是行业 I 在 k 期到 t 期之间的平均变动。 s_{it} 是企业市场份额, $\bar{\mu}_{it}$ 和 \bar{s}_{it} 分别为行业平均加成率和平均市场份额, C, E, X 分别代表在位者、进入者和退出者。

本文根据式 (20) 计算了 10 个行业在四个样本区间 (1999—2000 年、2001—2004 年、2005—2009 年、2011—2013 年) 的两种加成率动态分解结果, 因篇幅所限表 6 只给出中国加入 WTO 前后 (2001—2004 年) 的结果。表 6 清楚地表明两种估计方法得到的动态分解结果存在明显的差异。就行业总体加成率而言, 本文的加成率估计结果显示加入 WTO 后 10 个行业的加成率水平都有所下降, 而 DLW 三步法则显示这一时期除金属制造业(行业 7)外其他所有行业的加成率水平是提升的。具体到各个分解效应, 本文的估计结果显示所有行业的在位者企业市场势力在这一时期遭到一定的削弱, 但大部分行业的市场份额再配置效应为正, 部分抵消了在位者企业市场势力的下降趋势, 仅造纸印刷(行业 4)、金属制造(行业 7)与电气电子(行业 10)的再配置效应为负。DLW 三步法则表明除金属制造(行业 7)之外的绝大多数行业在位者企业市场势力均有所上升, 同时大部分行业通过市场份额的再配置降低了行业平均加成率水平, 仅运输设备(行业 9)与电气电子(行业 10)的再配置效应为正。对于企业进入退出对行业加成率水平的影响, 两种加成率估计方法给出的结论也不相同。本文的方法表明新进入企业提高了行业加成率水平, 而企业退出降低了行业加成率水平。这一结论适用于所有 10 个行业。DLW 三步法则显示除食品饮料(行业 1)和金属制造(行业 7)之外大部分行业的新进入企业都提高了本行业的加成率水平, 5 个行业的企业退出降低了行业加成率水平(纺织服装、木材家具、造纸印刷、机械设备和电气电子), 其余 5 个行业的企业退出则提高

表 6 2001—2004 年企业加成率动态分解结果比较

代码	行业名称	本文的方法					DLW 三步法				
		在位者	再配置	进入	退出	总效应	在位者	再配置	进入	退出	总效应
1	食品饮料	-0.0057	0.0035	0.0911	-0.1061	-0.0172	0.0856	-0.0167	-0.0015	0.0194	0.0867
2	纺织服装	-0.0096	0.0016	0.0144	-0.0254	-0.0190	0.0943	-0.0046	0.1022	-0.0184	0.1735
3	木材家具	-0.0099	0.0038	0.0109	-0.0243	-0.0196	0.0815	-0.0039	0.0692	-0.0147	0.1321
4	造纸印刷	-0.0123	-0.0025	0.0054	-0.0124	-0.0217	0.1449	-0.0235	0.0727	-0.0047	0.1894
5	化学医药	-0.0149	0.0003	0.0122	-0.0216	-0.0240	0.0639	-0.0150	0.0072	0.0002	0.0564
6	非金属制造	-0.0060	0.0000	0.0112	-0.0169	-0.0117	0.0785	-0.0108	0.0497	0.0022	0.1197
7	金属制造	-0.0165	-0.0011	0.0029	-0.0111	-0.0258	-0.0440	-0.0159	-0.0305	0.0034	-0.0870
8	机械设备	-0.0100	0.0010	0.0240	-0.0316	-0.0166	0.1086	-0.0128	0.0667	-0.0121	0.1504
9	运输设备	-0.0201	0.0012	0.0579	-0.0583	-0.0193	0.1038	0.0067	0.0642	0.0115	0.1862
10	电气电子	-0.0142	-0.0028	0.0127	-0.0228	-0.0271	0.1965	0.0003	0.1720	-0.0050	0.3639

了行业加成率水平(食品饮料、化学医药、非金属制造、金属制造和运输设备)。此外,两种估计方法就何种效应占主导地位给出了不同的答案。本文的估计方法显示新进入企业和企业退出是行业加成率水平变化的主要渠道(广延边际, Extensive Margin), DLW 三步法则表明在位者企业市场势力变化是行业加成率水平变化的主导因素(集约边际, Intensive Margin)。

4. 企业加成率的分布特征

上述分析集中在企业加成率的水平层面,文献表明企业加成率的离散度(Markup Dispersion)同样是影响福利水平的重要因素(Opp et al., 2014)。下面借鉴 Lu and Yu(2015)分析企业加成率离散度的框架,讨论加入 WTO 带来的关税下降如何影响行业内的企业加成率离散度,比较两种企业加成率估计方法得到的结论是否一致。

泰尔指数的计算公式为:

$$Theil_{it} = \frac{1}{n_{it}} \sum_{f=1}^{n_{it}} \frac{y_{fit}}{\bar{y}_{it}} \log\left(\frac{y_{fit}}{\bar{y}_{it}}\right) \quad (21)$$

其中, y_{fit} 是属于行业 i 的企业 f 在 t 期的加成率, \bar{y}_{it} 是行业平均加成率水平。根据式(21)分别计算了两种不同加成率估计方法对应的四位数行业泰尔指数^①, 作为企业加成率离散度的衡量指标。本文使用行业关税税率作为分组变量, 遵循 Lu and Yu(2015)和 Brandt et al.(2017)的做法, 使用滞后一期的关税税率作为分组变量(即 2001 年的关税税率)。双重差分法的回归方程为:

$$y_{it} = \alpha Tariff_{i2001} \cdot Post02_t + \beta control_{it} + \gamma_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

被解释变量为行业 i 在 t 期的泰尔指数的对数, 核心解释变量为 $Tariff_{i2001} \cdot Post02_t$, 是 2001 年行业关税税率和 2002 年及以后的时间虚拟变量的交互项。控制变量主要包括行业的 EG 指数^②(测度行业的集聚程度)和行业企业个数(测度行业的进入壁垒), 此外还控制了时间固定效应和个体固定效应。表 7 列示了估计结果, 两种估计方法在企业加成率离散度的结论再一次表现出差异。DLW 方法得到的结论是关税水平越高的行业进入 WTO 后行业内企业加成率水平趋于集中, 离散度下降。具体地, 行业 2001 年的关税水平高于对照组 1%, 在加入 WTO 后行业泰尔指数相较于对照组多下降 0.293%; 控制行业的集聚程度与进入壁垒后, 这一效果下降到 0.227%。考虑到关税可能是

表 7 关税对加成率离散度影响的估计结果比较

变量名称	本文的方法						DLW 的方法					
	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误	系数	标误
$Tariff_{2001} \cdot Post02_t$	-0.1728	0.3367	0.1379	0.3266	0.1396	0.3142	-0.2926	0.1318	-0.2265	0.1134	-0.3019	0.1233
行业集聚			是		是				是		是	
进入壁垒			是		是				是		是	
关税决定因素					是						是	
样本数	2789		2483		2465		2773		2763		2733	
R ²	0.0027		0.0613		0.0661		0.3927		0.4236		0.4560	

① Lu and Yu(2015)使用三位数行业为主要分析对象。从研究设计的角度,使用更加细致的四位数行业数据是更合理的做法, Lu and Yu(2015)也指出这一点。

② Ellison-Glaeser Index, 见 Ellison and Glaeser(1997)。

非随机决定的,本文进一步控制了其他可能影响关税的决定因素如行业内国有企业比重、行业平均工资以及行业出口比率。在回归模型中加入这些变量的交互项以控制这些因素对企业加成率离散度时间趋势的影响后,关税对行业企业加成率离散度的集中效应提高到了0.302%。本文的方法则得到了完全不同的结论:行业2001年的关税水平高于对照组1%,在加入WTO后行业泰尔指数相较于对照组多下降0.173%;然而在控制了行业的集聚程度与进入壁垒之后,这一效应由负变正;控制了其他可能影响关税的因素后估计系数仍然为正。本文的估计方法得到的 $Tariff_{i2001} \cdot Post02$ 估计系数不仅符号发生了改变,并且在三个估计模型中都不具有统计显著性,这说明根据本文的方法得到的企业加成率估计结果无法给出充分的证据,以支持Lu and Yu(2015)贸易自由化降低了企业加成率离散度的结论。

六、总结性评论

本文分析指出,DLW加成率估计三步法问题的本质是忽视了企业需求异质性的影响。他们意识到需要将标准ACF方法扩展到存在企业需求异质性的不完全竞争环境,但忽视了其对加成率估计带来的影响。本文提出一个充分考虑需求异质性的企业加成率结构估计方法,从可变投入的成本最小化问题出发得到生产函数估计方程的约束,将生产函数估计和加成率整合在一个估计系统中,并正式处理了纵向产品差异和横向产品差异两类不可观测的需求端异质性。这一估计方法沿袭生产端加成率估计的思路,也充分考虑了需求端因素,从而不仅克服了DLW分步估计加成率可能造成的偏误,解决了需求端不可观测异质性带来的代理函数可逆性问题,还能缓解需求端不可观测异质性对企业加成率估计的干扰。

本文使用1998—2013年中国工业企业数据库中的10个制造业大类行业,对这一加成率估计方法和DLW三步法进行了全面比较。结果表明两种方法企业的加成率估计确实差别明显。在所有10个行业本文估计的企业加成率分布都更为集中;企业加成率水平比DLW三步法的估计低很多;样本期内所有制造业行业的加成率稳步下降,制造业竞争度渐次提升;出口企业加成率更低、出口市场竞争性更强;东部地区企业市场力量最低,西部地区次之,中部地区高。而DLW三步法则完全相反。本文借鉴了Brandt et al.(2017)、Lu and Yu(2015)等研究中国制造业企业加成率重要文献的思路,进一步分析比较了两种加成率估计方法在企业加成率水平、企业加成率动态变化以及企业加成率离散度等多个维度的异同,发现根据本文的估计方法得到的研究结论与DLW方法具有显著差异。这些结果表明,目前广泛应用的DLW三步法可能存在严重偏误,在很多重要的应用问题上结论可能完全不同。

最近学术界开始注意到DLW加成率估计方法存在的问题,Jaumandreu and Yin(2017)、Traina(2018)、Karabarbounis and Neiman(2018)、Raval(2019)从不同角度对DLW三步法和估计结果进行了讨论。确实,影响企业加成率估计的因素有很多,不只是本文正式处理了的需求异质、调整成本、样本选择偏差、产能利用波动等,其他如数据定义和质量问题(在生产端加成率估计方法中劳动支出和材料支出等可变成本的数据质量显得尤其重要)、生产函数的形式问题(如超越对数生产函数)、技术进步的倾向问题(希克斯中性的技术,还是劳动或者资本偏向性技术进步)等都可能对加成率估计产生重要影响,这留待以后进一步研究。加成率估计与经济分析中的其他基础性问题(如生产率估计)一样,其可靠性和准确性是一个不断深化、改善的过程。从这个角度讲,DLW三步法整合Hall生产端思路和生产函数代理变量方法,这在加成率估计领域的开创性意义不言而喻。

[参考文献]

- [1]尹恒,杨龙见.投入产出异质性与中国制造业企业生产率估计:1998—2013[J].中国工业经济,2019,(4):23—41.
- [2]Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015,83(6):2411—2451.
- [3]Ai, C., and X. Chen. Efficient Estimation of Models with Conditional Moment Restrictions Containing Unknown Functions[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):795—1843.
- [4]Ai, C., and X. Chen. Estimation of Possibly Misspecified Semiparametric Conditional Moment Restriction Models with Different Conditioning Variables[J]. *Journal of Econometrics*, 2007,141(1):5—43.
- [5]Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes. Automobile Prices in Market Equilibrium [J]. *Econometrica*, 1995,63(4):841—890.
- [6]Blonigen, B. A., and J. R. Pierce. Evidence For the Effects of Mergers on Market Power and Efficiency[R]. NBER Working Paper, 2016.
- [7]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,(97):339—351.
- [8]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017,107(9):2784—2820.
- [9]De Loecker, J. Product Differentiation, Multi-product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity[J]. *Econometrica*, 2011,79(5):1407—1451.
- [10]De Loecker, J., P. Goldberg, A. Khandelval, and N. Pavnik. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016,84(2):445—510.
- [11]De Loecker, J. Eeckhout, and G. Unger. The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications[R]. NBER Working Paper, 2018.
- [12]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437—2471.
- [13]Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2013,80(4):1338—1383.
- [14]Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. Measuring the Bias of Technological Change [J]. *Journal of Political Economy*, 2018,126:1027—1084.
- [15]Ellison, G., and E. L. Glaeser. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach[J]. *Journal of political Economy*, 1997,105(5):889—927.
- [16]Goldberg, P. K. Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry[J]. *Econometrica*, 1995,63(4):891—951.
- [17]Goldberg, P. K., and R. Hellerstein. A Structural Approach to Identifying the Sources of Local Currency Price Stability[J]. *Review of Economic Studies*, 2012,80(1):175—210.
- [18]Grieco, P., and R. McDevitt. Productivity and Quality in Health Care: Evidence from the Dialysis Industry[J]. *Review of Economic Studies*, 2016,84(3):1071—1105.
- [19]Hall, R. E. Market Structure and Macroeconomic Fluctuations [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986,(2):285—322.
- [20]Hall, R. E. The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry [J]. *Journal of Political Economy*, 1988,96(5):921—947.
- [21]Hall, R. E. Invariance Properties of Solow's Productivity Residual [A]. In Peter Diamond (eds), *Growth/ Productivity/Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*[C]. Cambridge, MA: MIT Press, 1990.
- [22]Jaumandreu, J., and H. Yin. Cost and Product Advantages: A Firm-level Model for the Chinese Exports and

- Industry Growth[R]. CEPR Discussion Paper, 2017.
- [23]Karabarbounis, L., and B. Neiman. Accounting for Factorless Income[R]. NBER Working Paper, 2018.
- [24]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317–341.
- [25]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015,(7):221–253.
- [26]Nevo, A. Measuring Market Power in the Ready-to-eat Cereal Industry[J]. *Econometrica*, 2001,(69):307–342.
- [27]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263–1297.
- [28]Opp, M. M., C. A. Parlour., and J. Walden. Markup Cycles, Dynamic Misallocation, and Amplification[J]. *Journal of Economic Theory*, 2014,(154):61–126.
- [29]Raval D. Examining the Sensitivity of the Production Approach to Markup Estimation [R]. Society for Economic Dynamics, 2019.
- [30]Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1957,39(3):312–320.
- [31]Traina J. Is Aggregate Market Power Increasing? Production Trends Using Financial Statements [R]. Social Science Electronic Publishing, 2018.
- [32]Wooldridge, J. On Estimating Firm -level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables[J]. *Economics Letters*, 2009,104(3):112–114.

Demand Heterogeneity and the Estimation of Firm-level Markup

YIN Heng^{1,2}, ZHANG Zi-yao²

- (1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Public Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: De Loecker and Warzynski (2012) put forward a new method to estimate firm-level markup and was widely accepted as a concise tool for the estimation and analysis of markup. However, the estimation may be serious biased due to incomplete consideration on demand heterogeneity. We develop a structural model with richer demand heterogeneity to estimate firm level markup and contrast it with DLW method using 10 Chinese manufacturing industries' data during 1998—2013. There are indeed huge differences between these two methods. In all the 10 industries, our estimation distributes more compactly with smaller variation. The level of estimated markup is far smaller than DLW's estimations. Markup decreases steadily during this period, which means Chinese manufacturing marker is becoming more competitive. Export market is more competitive than domestic market, and firms located in inland area enjoy higher markup then coastal firms. The results from DLW method stand sharply against this picture. Further analysis shows that there are distinct outcomes between our method and DLW method in multiple dimensions, such as markup level, dispersion and dynamic characteristic. This contrast gives obvious evidences that DLW method's bias cannot be ignored and it may give misleading answer in many important empirical fields.

Key Words: firm-level markup; firm heterogeneity; production function estimation; structure estimation

JEL Classification: D24 L20 O12

[责任编辑: 覃毅]