

投入产出异质性与中国制造业企业生产率估计:1998—2013

尹 恒, 杨龙见

[摘要] 本文尝试提出一种企业层面生产率的结构估计方法,同时考虑企业投入和产出两方面的异质性。该方法采用(价格)指数调整投入质量差异,运用根据企业产出质量选择和销售决策构建的方程控制纵向、横向产出异质,不需要使用详细的产品产量、质量特征和企业层面价格的数据。使用1998—2013年中国工业企业数据对制造业10个大类行业的分析表明,该方法得到的生产函数参数估计和生产率分布比较满意,溢价估计也处于合理的区间。估计的企业生产率近似于对数正态分布。这些分布也提供了中国制造业企业的生产率变动趋势的证据。总体上看,样本期内企业生产率明显改善,不过在样本期末端企业生产率却呈全面下滑趋势。生产率分解分析表明,资源配置效率的影响存在较大的行业异质性,造纸印刷、化学医药、金属制造、机械设备等行业配置效率改善平均贡献的生产率增长超过3个百分点,而食品饮料、非金属、运输设备、电气电子等行业资源配置反而拖累了生产率的增长。诸如出口、进入、退出等类型企业的生产率特征也同样呈显出行业异质性。

[关键词] 企业生产率; 结构估计; 投入产出; 企业异质性

[中图分类号]F420 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)04-0023-19

一、引言和文献综述

企业全要素生产率(TFP)测量企业的投入产出效率或成本有效性,能够提供关于企业核心能力的重要信息(Van Biesebroeck, 2007)^①。企业TFP估计也是分析经济体系宏观效率的基础。宏观TFP和资源配置效率是否在改善?经济环境是否能够鼓励TFP高的企业发展、抑制甚至淘汰TFP低下的企业?对这些问题的满意回答都取决于可靠的企业层面TFP估计。因此,企业层面TFP估计对宏观和微观经济学家来说都是充满魅力的话题。

[收稿日期] 2018-10-23

[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);国家自然科学基金青年项目“产业政策对我国制造业僵尸企业的影响研究”(批准号71603303)。

[作者简介] 尹恒,中国人民大学国家发展与战略研究院教授,中国人民大学财政金融学院博士生导师,经济学博士;杨龙见,中央财经大学财政税务学院副教授,经济学博士。通讯作者:尹恒,电子邮箱:yhcheng@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。

^① Schmalensee(1989)讨论了财务数据的局限性,认为企业TFP比以利润为主体的财务指标更适合测量企业的核心能力。

现代 TFP 估计始于 Tinbergen(1942)用柯布—道格拉斯总量生产函数讨论美国 1870—1914 年间经济增长。Solow(1957)用新古典总量生产函数讨论经济增长时提出的“Solow 剩余”成为经验研究中 TFP 的标准定义。建立在代表性企业基础之上的宏观 TFP 分析能够用简洁的方式加深人们对经济增长因素的理解,但毕竟平均掉了企业层面的丰富信息。近年来以企业 TFP 为代表的企业异质性受到广泛的重视,并成为推动经济学各领域发展的一个重要力量^①。随着计量方法的发展和微观数据的日益丰富,企业层面 TFP 作为企业异质性的一个重要方面,其经验估计受到广泛的重视^②。

早在 1944 年 Marschak and Andrews 就敏锐地指出了企业 TFP 估计面临的两个关键性问题:转换偏误(Transmission Bias)和投入与产出测量问题。转换偏误的实质是内生性问题;企业是在掌握了其生产率信息前提下选择可变投入的,从而分析者不可观测的生产率(被放入误差项)就会与企业的这类投入相关。这使得投入弹性参数的估计不一致、生产率估计发生偏误。解决内生性问题是企业 TFP 估计文献发展的重要推动力。较早的尝试是用投入价格作为工具变量,但这基本上是不成功的(Akerberg et al.,2015)。随后的文献尝试运用对生产率或误差项的设定以应对内生性问题。例如,Arellano and Bond(1991)设生产率包含不随时间变化的部分和随时间变化的部分,先差分掉不随时间变化的部分,再利用投入变量的滞后值作工具估计弹性参数。Olley and Pakes(1996,以下简称 OP)开创了运用代理方法处理内生性问题的生产率结构估计思路。他们注意到分析者可以观测到的企业投资综合了企业生产率的信息,因而可以将企业投资作为生产率的代理变量,运用半参数方法估计 TFP。OP 推动了企业生产率结构估计方法的迅速发展,比较有代表性的文献包括 Levinsohn and Petrin(2003)、Doraszelski and Jaumandreu(2013)、Akerberg et al.(2015)。

Marschak and Andrews(1944)指出的另一个关键性问题即投入与产出测量问题在宏观 TFP 估计中得到重视。Jorgenson and Griliches(1967)率先尝试用劳动和资本投入的不变质量指数(Constant Quality Index)调整这些要素投入的质量差异,并用国民生产总值(GNP)取代国民生产净值(NNP)度量产出,发现在宏观 TFP 估计中投入和产出的测量对估计结果存在重要的影响。他们的做法在宏观 TFP 估计领域被学术界和官方广泛接受^③。然而,在企业 TFP 估计领域产出的异质性和测量问题更为复杂,并不是简单地用指数平减就能解决的。例如,大多数企业 TFP 分析所用的数据库只有企业的销售收入,缺乏企业层面价格和实际产出的信息。通常的做法是用行业水平的价格指数平减企业销售收入,以此作为企业产出的代理指标。如果行业内企业产品同质、充分竞争,这当然是一个完美的做法。然而如果企业具有一定的市场力量,需求的异质性从而价格的异质性就随同企业销售收入进入生产率估计方程。最早讨论这一问题的是 Klette and Griliches(1996),他们在估计规模收益时意识到在不完全竞争环境下,企业层面的价格实质上涉及到企业需求,忽视这种需求异质性会造成生产函数参数与 TFP 估计的严重偏误^④。而且,企业需求方面的异质性会造成企业 TFP

① 例如,Melitz(2003)将企业的生产率异质性引入国际贸易研究领域,开拓了国际贸易理论研究的新思路。

② 这方面中英文文献浩如烟海,而且继续占据着重要学术期刊的大量版面。Bartelsman and Doms(2000)、Syverson(2011)比较全面地综述了这一领域的发展。最近的中文文献包括谢千里等(2008)、刘小玄和吴延兵(2009)、姚战琪(2009)、张军等(2009)、张杰等(2009)、聂辉华和贾瑞雪(2011)、鲁晓东和连玉君(2012)、杨汝岱(2015)、尹恒等(2015)。这还只是其中的小部分。

③ 例如,美国劳工局的 TFP 核算框架从 1983 年开始引入不变质量指数调整资本投入,从 1994 年开始又构建不变质量指数调整劳动投入。

④ Mairesse and Jaumandreu(2005)也系统分析了行业内价格差异对生产函数和生产率估计的影响。

结构估计的标准方法(OP代理变量方法)面临严重问题。也就是说,代理变量方法要求分析者所不可观测到的企业生产率与其可观测到的生产率代理变量必须一一对应。如果还存在其他企业层面不可观测的异质性,可逆性不再成立,OP型代理变量方法就可能产生偏误^①。

最近,在不完全竞争环境下综合生产函数和需求函数来估计企业生产率成为一个热点。例如,De Loecker(2011)发展了一个兼具生产率异质性和需求异质性的经验模型来估计生产率,并分析比利时纺织品市场贸易保护的下降对企业生产率的影响。他们利用贸易配额的减少这种外生需求变化,将收入方程中的需求扰动分离出去。Aw et al.(2011)估计了出口和R&D投入的动态结构模型,以分析出口、企业R&D投入和生产率增长间的联系,并模拟出口需求扩张对R&D投入和生产率的长期影响。他们也同时估计需求函数和生产率演化过程的参数,据此构建企业生产率的测度^②。Doraszelski and Jaumandreu(2013)发展了一个R&D投入的内生生产率估计模型,评估企业R&D对企业间生产率的横向差异和企业内生产率纵向变化的影响。他们设定企业拥有一定的市场力量,也综合了需求函数和生产函数的估计,以分析影响企业生产率变化的因素。De Loecker and Warzynski(2012)发展了使用企业层面数据估计溢价(Markup)的方法,分析溢价与企业出口行为间的关系。他们同样根据不完全竞争企业的短期利润最大化问题,从可变投入的一阶条件求解出溢价的生率函数^③。

一些学者也开始注意到产出异质性的重要性。需求估计的微观文献较早注意到质量差异,并取得了一些进展(例如,Goldberg,1995;Nevo,2001)。这些文献使用了关于产品物理特征、质量特征的详细信息。不过生产率估计文献所使用的数据库很少具有这类信息,这就约束了其对产出异质性的处理^④。Foster et al.(2008)旨在分析生产率和需求因素对企业成长、进入与退出、行业资源配置的影响。他们意识到质量差异会对分析产生严重的干扰,借助于特别的数据回避了这一问题:“我们有不寻常的数据,可以计算出物理意义上的生产效率”。他们使用咖啡、糖、散装水泥、碳黑等他们认为物理意义上同质的行业数据,并能够观测企业层面详细的产量和价格信息。Grieco and McDevitt(2017)在分析美国肾透析站的效率时,考虑了透析服务的质量差异。

本文尝试同时考虑企业投入和产出两方面的异质性,探讨在不完全竞争和产品质量差异的情形下可靠的企业层面TFP结构估计方法。本文遵循OP以来生产率结构估计模型的两大传统,即设定生产过程具有持久性(一阶Markov过程)、根据企业行为方程将不可观测的生产率表示成可观测变量的函数(代理变量方法)。结构估计模型在两个方面借鉴了Doraszelski and Jaumandreu(2013)^⑤的方法:一是根据企业短期利润最大化问题求解出生产率的表达式,即他们所说的参数化求逆方法(Parametric Inversion),而不是OP以来多数结构估计模型使用的生产率未知函数(Non-parametric

① Jaumandreu and Yin(2017)分析了企业需求异质性可能造成的估计偏误。

② Aw et al.(2011)使用了较强的假定:Cobb-Douglas生产函数、且短期规模参数为常数,从而边际成本与产量无关,这样抽象掉了静态投入弹性系数的估计问题,也简化了需求弹性参数的估计。他们还抽象掉了需求扰动,只是在参数估计中纳入不完全竞争因素。

③ De Loecker and Warzynski(2012)、Doraszelski and Jaumandreu(2013)最终还是选择用产量方程估计生产函数参数和生产率。

④ Levinsohn and Melitz(2006)甚至说,生产率估计文献处理企业质量差异的方式是:要么就是干脆不管它,或者很沮丧地认为这是无法解决的问题。

⑤ 本文在模型介绍的对应部分会明确指出。

Inversion)^①;二是在具体估计过程中使用他们提出的降维方法,将线性参数表示成非线性参数的函数。这大大降低了数值优化模块中需要搜索的参数数量,提高了非线性 GMM 估计的稳健性和速度。不过,本文关注的焦点与 Doraszelski and Jaumandreu(2013)明显不同,即同时存在投入和产出异质时如何得到更为可靠的企业生产率估计。投入质量的处理相对直接,本文运用 Jorgenson and Griliches(1967)提出的不变质量指数(Constant Quality Index)调整资本、劳动和材料投入的质量差异。用需求移动因子(Demand shifters)控制横向产品差异。更重要的是,本文明确考虑产出的质量差异(纵向产品差异)。本文研究发现,在一定条件下高质量产品额外的生产成本与销售价格上的额外所得可以相互抵消。这表明在产出异质环境下销售收入是企业产出的较好测度^②。与 Doraszelski and Jaumandreu(2013)不同,本文使用的数据中没有企业层面投入和产出价格。本文研究表明,即便存在企业层面价格数据,在产出异质的情况下使用产量方程估计的生产率也存在偏误。本文的方法不需要使用详细的产品产量、质量特征甚至企业层面价格的数据,一般企业 TFP 估计文献所使用的数据库都能满足这一要求,具有比较广泛的适用性。

本文使用 1998—2013 年中国工业企业数据对制造业 10 个大类行业的分析表明,该方法得到的生产函数参数估计、生产率分布是比较满意的,溢价的估计也处于合理的区间。企业生产率确实近似于对数正态分布。这些分布也提供了中国制造业企业生产率变动趋势的相当稳健的证据,总体上看样本期内企业生产率明显改善,不过在样本期末企业生产率却全面下滑。造纸印刷、化学医药、金属制造、机械设备等行业配置效率改善平均贡献的生产率增长超过 3 个百分点,而食品饮料、非金属、运输设备、电气电子等行业资源配置反而拖累了生产率的增长。对于文献中经常讨论的相关企业生产率话题,本文的企业生产率估计同样显示出行业异质性,例如,食品饮料、造纸印刷、非金属、金属制造、运输设备等行业出口企业的生产率更高,而纺织服装、木材家具、机械设备和电气电子等行业则刚好相反。

本文第二部分提出多维度异质环境下的企业生产率结构估计思路;第三部分描述数据与变量;第四部分介绍估计结果;第五部分总结全文。

二、投入产出和需求异质企业的生产率结构估计模型

1. 企业需求和生产的设定

考虑垄断竞争行业的企业可以选择异质的投入(资本、劳动和材料)生产和销售异质的产出^③。市场在时期 t 对企业 i 产品的需求量受到两方面产品异质性的影响:产品质量 δ_{qi} (纵向产品差异)

① 如果是完全竞争市场,根据企业静态投入(材料)的一阶条件得到生产率的表达式(Parametric Inversion),代入到 Cobb-Douglas 生产函数,投入项会完全消失,得到的是该投入份额与其产出弹性的关系式。这可能是 LP 选择 Non-parametric Inversion 的原因,ACF 借助于静态投入(劳动和材料)决策的时间顺序回避了这一问题。Gandhi et al.(2017)“份额回归”的着力方向是引入更一般的生产函数(超越对数生产函数)。如果是不完全竞争市场,Parametric Inversion 得到生产率的表达式,代入生产函数后投入项并不会消失,但会引入需求端的因素。这就是 Doraszelski and Jaumandreu(2013)的做法。

② Foster et al.(2008)比较了用产量和销售收入测度产出、估计 TFP 的差别。他们的结论是产量方程更为合适。然而在其理论模型中不存在产品质量差异。这样产量就是企业一定时期产出(工作量)的准确测度,而根据收入方程得到的生产率估计混入了需求端的企业异质性。在经验模型中,他们把注意力集中在物理意义上具有同质性的产品,由此得到用产量测度产出比实际销售收入更合适的结果就不奇怪了。

③ 最近 De Loecker et al.(2016)提出使用控制函数方法处理资本的异质性。

和横向产品差异 δ_{Hi} ①。两者的差异在于,纵向产品差异 δ_{Qi} 需要付出更高的生产成本才能获得,横向产品差异 δ_{Hi} 则来源于企业的促销、市场口碑等因素,与企业生产过程、成本无关。具体地,企业 i 在时期 t 的需求函数为:

$$y_{it} = \varphi - \eta_i (p_{it} - \delta_{Qi}) + \delta_{Hi} + \mu_{it} \quad (1)$$

小写变量为相应大写变量的对数(下同)。 μ_{it} 为独立同分布的需求扰动,包括随机测量误差、实际值对计划值的随机偏离等。这里还进一步考虑了市场力量(需求价格弹性)的企业异质性,即 η_i 。在更一般的意义上,需求函数(1)式是对任意需求函数的一阶逼近(对数形式)。

本文借鉴 Jorgenson and Griliches (1967) 在宏观 TFP 估计中开创的不变质量指数(Constant Quality Index)方法处理要素投入的质量差异。设市场能够有效地对投入品(资本、劳动和材料)质量进行定价,可以用不变质量指数将企业投入的质量差异转化为标准质量投入的数量差异。具体地,用行业投入价格指数 P_{Kt} 、 W_t 和 P_{Mt} 分别将企业的名义资本支出 EK_{it} 、实际劳动者总报酬 EW_{it} 和实际材料总支出 EM_{it} 转换成标准质量的投入量: $K_{it}^S = EK_{it} / P_{Kt}$ ②、 $L_{it}^S = EW_{it} / W_t$ 和 $M_{it}^S = EM_{it} / P_{Mt}$ 。例如,企业高质量的材料投入可以转化为等价的标准质量材料量来测量。

如果企业产出都是同质的,企业产出差异仅仅体现在标准质量产品的产量 Y_{it}^S 上。在传统的 Cobb-Douglas 生产函数设定下生产率即“索洛余值” ω_{it} :

$$y_{it}^S = \beta_K k_{it}^S + \beta_L l_{it}^S + \beta_M m_{it}^S + \omega_{it} \quad (2)$$

存在产品差异化的行业,企业产出包括产量 Y_{it} 和产品质量 δ_{Qi} 两个维度。此时,可以很自然地设定企业间可以比较的“标准质量”产出量是 Y_{it} 和 δ_{Qi} 的函数: $Y_{it}^S = h(Y_{it}, \delta_{Qi})$ 。为简化起见,进一步设定 $Y_{it}^S = Y_{it} \exp(\alpha(\delta_{Qi}))$, $\alpha'(\cdot) > 0$ 。通过 $\alpha(\cdot)$ 将生产质量指数为 δ_{Qi} 的企业实际(可观测)产出 Y_{it} 转换成标准质量产出量 Y_{it}^S 。产出质量 δ_{Qi} 越高,折算的标准产出就越大③。这样,存在产出差异化时传统生产函数(2)式变成:

$$y_{it} = \beta_K k_{it}^S + \beta_L l_{it}^S + \beta_M m_{it}^S + \omega_{it} - \alpha(\delta_{Qi}) + \vartheta_{it} \quad (3)$$

ϑ_{it} 为随机测量误差、实际值对计划值的随机偏离引起的独立同分布扰动。(3)式实际上是对传统生产函数(2)式在异质产出环境下的一般化,它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,它测度企业 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。这样,虽然由于企业(时期)间投入的质量不同、产出的质量也各异,但定义在标准投入和产出关系上的 ω_{it} 是可以比较的。

综合(1)式和(3)式,企业的销售收入(销售环节税前)④为:

① 如果不考虑需求价格弹性的企业异质性,可以在标准的 Dixit-Stiglitz 对称需求系统中引入纵向和横向产品质量差异,得到需求函数 $y_{it} = \varphi - \eta_i (p_{it} - \delta_{Qi}) + \delta_{Hi}$, 此时,产出的异质性本质是来源于消费者对不同产品的偏好权重差异。具体分析过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 本文借鉴 Brandt et al.(2012)的思路,根据投资价格指数采用永续盘存法估计企业标准资本存量。具体方法可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

③ Grieco and McDevitt(2017)也是这样处理的。

④ 由于需求方程(1)式中的价格是消费者支付的总价格(流转税前),因此,这里的销售收入也应该是企业的主营业务收入(净销售收入)加上流转税。

$$r_{it} = \frac{1}{\eta_i} \varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) (\beta_K k_{it}^s + \beta_L l_{it}^s + \beta_M m_{it}^s) + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \omega_{it} - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \alpha (\delta_{Qit}) + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \vartheta_{it} + \frac{1}{\eta_i} \mu_{it} \quad (4)$$

2. 投入产出异质对企业生产率估计的影响

上述设定考虑了不完全竞争市场, 引入投入质量差异、纵向和横向产品差异以及企业间市场力量差异。应该说, 这样的设定与真实经济更为契合。如果是这样, 忽视了这些异质性的传统企业生产率结构估计(如 OP/LP/ACF)就可能产生偏误。

具体地, 传统 OP/LP/ACF 方法估计形如(2)式的生产函数参数, 得到生产率的估计。一般假定企业的产出价格是相同的, 从而可以用行业层面产出价格指数平减企业销售收入, 以测量产量 y_{it} 。显然, 即便产出的测量不存在问题, 在(2)式中如果不对投入进行标准化, 投入的质量差异将混入估计的生产率, 从而高估使用高质量投入的企业的生产率。

如果存在企业层面的产量(价格)信息, 原则上可以直接估计产量方程(3)式。即使控制了投入质量, 据(3)式可知传统 OP/LP/ACF 方法估计得到的是 $\omega_{it} - \alpha(\delta_{Qit})$, 而不是真实的生产率 ω_{it} 。由于存在纵向产品差异(产品质量差异), 生产高质量产品需要成本方面的代价: 企业使用同样数量的标准投入, 产出质量越高, 产量就越低。这表明, 即使能够获得企业层面的价格数据, 用销售收入除以价格得到了实际产量, 然而如果产品存在异质性(如宝马轿车和 QQ 轿车的比较), 估计的 TFP 仍然存在严重偏误, 会低估专注于高品质产品的企业的生产率(如宝马轿车)。这类企业选择高质量战略, 在生产过程中投入更多的资源以改善产品质量, 购买质量更高的原材料、使用更多的人力和资本进行精加工。消费者也愿意为此支付更高的价格。用销售收入除以价格所得到的实际产量测量产出, 相当于把一辆宝马轿车等同于一辆 QQ 轿车。

如果缺乏企业层面的产量信息(大多数微观企业数据库如此), 唯一的选择是用行业层面产出价格指数平减企业销售收入, 相当于估计收入方程(4)式。这时传统 OP/LP/ACF 方法存在两方面的偏误: 一是估计的产出弹性分别是 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_K$ 、 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_L$ 和 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M$, 而不是真实的弹性 β_K 、 β_L 和 β_M 。即使替代弹性为常数(对称的 Dixit-Stiglitz 需求系统), 传统方法估计的投入弹性也存在向下的偏误, 会低估规模收益参数。如果同时存在市场力量异质(非对称需求系统), $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right)$ 会混入投入的测度, 造成投入弹性参数的估计偏误, 其方向难以预测。二是传统方法的生产率估计实际上是 $\frac{1}{\eta_i} \varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) [\omega_{it} - \alpha(\delta_{Qit})] + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit}$, 而不是估计目标 ω_{it} 。可以看到其中混入了大量的杂音, 包括异质替代弹性 η_i 、纵向产品差异 δ_{Qit} 和横向产品差异 δ_{Hit} , 其方向也难以预测。

文献中已经意识到用产量方程(3)式和收入方程(4)式估计生产率存在明显的不同, 甚至形成产量生产率(TFPQ)和收入生产率(TFPR)的概念(如 Foster et al., 2008; Hsieh and Klenow, 2009)。实际上, 这一差异正是传统生产率估计模型的设定偏离了现实世界的的数据产生过程造成的。可以看到, 如果是完全竞争市场、不存在纵向和横向产品差异等因素, 方程(3)式和(4)式是等价的。

3. 企业决策和异质性的识别

如何在不完全竞争市场和纵向、横向产品差异环境下得到尽量可靠的企业生产率 ω_{it} 估计, 即

如何识别需求函数和生产函数参数,并从收入方程(4)式中的复合项 $\frac{1}{\eta_i}\varphi + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right)\omega_{it} - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right)\alpha(\delta_{Qit}) + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_i}\delta_{Hit}$ 中分离出 ω_{it} ?下面尝试根据企业的理性行为提出解决思路。与生产函数和生产率结构估计文献一致,设定企业决策的时间模式。资本具有调整成本,劳动和材料没有调整成本,企业也可以无成本地调整投入和产出质量。即资本为拟固定的动态投入,当期发挥作用的资本量由上期投资决定。每期初,企业根据资本存量、当期生产率状况等状态变量,选择本期产品质量、产量和价格、劳动和材料投入量,最大化本期利润(最小化成本)。也就是说,企业的产品质量、产量和价格、劳动和材料投入等静态决策是同时进行的。

(1)考虑企业产品质量(δ_{Qit})的决策。对于生产函数(3)式,根据成本最小化问题可以得到短期(可变)成本为^①:

$$vc(K_{it}^S, W_t, (1-\tau_{Mit})P_{Mt})Y_{it}^{\frac{1}{\beta_L+\beta_M}} e^{-\frac{\omega_{it}}{\beta_L+\beta_M} + \frac{\alpha(\delta_{Qit})}{\beta_L+\beta_M}}$$

$$vc(K_{it}^S, W_t, (1-\tau_{Mit})P_{Mt}) \equiv (K_{it}^S)^{-\frac{\beta_K}{\beta_L+\beta_M}} (W_t)^{-\frac{\beta_L}{\beta_L+\beta_M}} [(1-\tau_{Mit})P_{Mt}]^{\frac{\beta_M}{\beta_L+\beta_M}}$$

为不依赖于企业产品质量决策的外生变量或状态变量的函数, τ_{Mit} 为材料税率。根据需求函数(1)式,企业的产出量和质量选择问题为:

$$\max_{\delta_{Qit}, Y_{it}} \Pi = (1-\tau_{Fit}) \left[(1-\tau_{it}) \Phi^{\frac{1}{\eta_i}} e^{\frac{\delta_{Qit}}{\eta_i} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit}} Y_{it}^{1-\frac{1}{\eta_i}} - vc(K_{it}^S, W_t, (1-\tau_{Mit})P_{Mt}) Y_{it}^{\frac{1}{\beta_L+\beta_M}} e^{-\frac{\omega_{it}}{\beta_L+\beta_M} + \frac{\alpha(\delta_{Qit})}{\beta_L+\beta_M}} \right]$$

τ_F 为企业所得税率。根据 δ_{Qit} 的一阶条件:

$$(1-\tau_{it}) \Phi^{\frac{1}{\eta_i}} e^{\frac{\delta_{Qit}}{\eta_i} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit}} Y_{it}^{1-\frac{1}{\eta_i}} = \frac{1}{\beta_L+\beta_M} vc(K_{it}^S, W_t, (1-\tau_{Mit})P_{Mt}) Y_{it}^{\frac{1}{\beta_L+\beta_M}} e^{-\frac{\omega_{it}}{\beta_L+\beta_M} + \frac{\alpha(\delta_{Qit})}{\beta_L+\beta_M}} \alpha'_{it}$$

和 Y_{it} 的一阶条件:

$$\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) (1-\tau_{it}) \Phi^{\frac{1}{\eta_i}} e^{\frac{\delta_{Qit}}{\eta_i} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit}} Y_{it}^{1-\frac{1}{\eta_i}} = \frac{1}{\beta_L+\beta_M} vc(K_{it}^S, W_t, (1-\tau_{Mit})P_{Mt}) Y_{it}^{\frac{1}{\beta_L+\beta_M}} e^{-\frac{\omega_{it}}{\beta_L+\beta_M} + \frac{\alpha(\delta_{Qit})}{\beta_L+\beta_M}}$$

得到:

$$\alpha'_{it} = \frac{\eta_i}{\eta_i - 1}$$

不妨定义标准质量 $\alpha_{it}(0)=0$ 。如果函数 $\alpha(\cdot)$ 接近于线性,在标准质量附近一阶泰勒展开,有:

$$\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \alpha(\delta_{Qit}) \approx \delta_{Qit} \quad (5)$$

直观地,企业产品质量提高对销售收入有两方面影响:因价格上升增加销售收入;因产量下降减少销售收入。如果企业选择最优质量,产品质量对销售收入的这两种效应刚好抵销。由于企业在某时期的产出数量、产出质量都是其占用和消耗资本、劳动、材料等的结果,比较数量方程(3)式和收入方程(4)式可以看出,销售收入是对该时期综合产出的更好测度。

(2)根据企业的短期利润最大化(选择标准材料投入量)决策^②,以及(5)式,得到:

① 具体分析过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

② 具体分析过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

$$\begin{aligned} & \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \omega_{it} = \ln(1 - \tau_{Mit}) - \frac{1}{\eta_i} \varphi - \ln \beta_M - \ln \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_K k_{it}^S - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_L l_{it}^S \\ & - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M e m_{it} + e m_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M p_{Mit} - \ln(1 - \tau_{it}) - \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit} \end{aligned} \quad (6)$$

τ_{it} 为企业销售税率, τ_{Mit} 为企业材料税率, $e m_{it}$ 为材料支出 (对数)。

(3) 根据企业成本最小化问题可得:^①

$$\ln \left(\frac{(1 - \tau_{it}) R_{it}}{(1 - \tau_{Mit}) EM_{it} + EW_{it}} \right) = -\ln(\beta_L + \beta_M) + \ln \left(\frac{\eta_i}{\eta_i - 1} \right) + \vartheta_{it}$$

EM_{it} 为材料支出, EW_{it} 为工资支出。对每个企业取时间均值, 以消除产出的白噪音 ϑ_{it} , 得到:

$$\ln \eta_i = \frac{1}{N_i} \sum_{t=1}^{N_i} \ln \left(\frac{(1 - \tau_{it}) R_{it}}{(1 - \tau_{Mit}) EM_{it} + EW_{it}} \right) + \ln(\beta_L + \beta_M) \quad (7)$$

这表明需求价格弹性与短期要素的产出弹性参数存在密切关系。这样在产出异质环境下根据企业的产品质量选择 (5) 式, 收入方程 (4) 式中剩余项缩减为 $\frac{1}{\eta_i} \varphi + (1 - \frac{1}{\eta_i}) \omega_{it} + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit}$; (7) 式进一步识别了企业异质的需求价格弹性 η_i 。

(4) 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^②:

$$\delta_{Hit} = h(sc_{it}, export_{it}, soe_{it}, east_{it}, middle_{it}, core_{it}, ccity_{it}, entrant_{it}) \quad (8)$$

本文考虑的需求移动因子包括: 企业的营销努力 sc_{it} 、市场地位 $entrant_{it}$ 、国有资本比例 soe_{it} 、出口市场参与 $export_{it}$ 、以及影响需求的区位虚拟变量: $east_{it}$ (东部地区)、 $middle_{it}$ (中部地区)、 $core_{it}$ (地级市及以上的城区) 和 $ccity_{it}$ (省会城市)。

根据 Olley and Pakes (1996) 以来企业生产率估计文献的标准做法, 设定 ω_{it} 为一阶 Markov 过程:

$$\omega_{it} = \gamma_t + f(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (9)$$

ξ_{it} 为生产率的随机扰动, γ_t 为生产率的时间趋势。由于 $e m_{it} = m_{it}^S + p_{Mit}$, 综合 (4) 式、(5) 式和 (9) 式, 考虑样本选择问题后 (由于只能观测到持续经营的样本, 退出企业的样本缺失可能导致选择偏误)^③, 企业的销售收入为:

$$\begin{aligned} r_{it} = & \frac{1}{\eta_i} \varphi + (1 - \frac{1}{\eta_i}) \ln \lambda_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_K u_{it} - \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M p_{Mit} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) (\beta_K k_{it}^S + \beta_L l_{it}^S) \\ & + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M e m_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \gamma_t + \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) f(\omega_{it-1}, Pr_{it|t-1}) + \frac{1}{\eta_i} \delta_{Hit} + \psi_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$Pr_{it|t-1}$ 为企业 i 在时期 t 持续经营的概率。这里考虑了经济波动造成的资本 (产能) 利用率 u_{it} 的

① 这一思路来源于 Hall (1988, 1990), De Loecker (2011), Jaumandreu and Yin (2017, 2018) 也采用类似的处理。具体分析过程可在《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 下载。

② 应该说这样的处理并不十分令人满意。例如, Jaumandreu and Yin (2017) 就发现即使控制了可以测度的需求移动因子, 剩下的异质性还是很明显的。

③ 具体分析过程可在《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 下载。

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, $\lambda_{it} \equiv \frac{\text{当期销售量}}{\text{当期生产量}}$ 。 $\psi_{it} \equiv \left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right)(\vartheta_{it} + \xi_{it}) + \frac{1}{\eta_i} \mu_{it}$ 为独立同分布的纯粹扰动项。

收入方程(10)式,以及(7)式、(8)式、滞后一期的(6)式(根据产能利用率和产销率作相应调整),构成本文估计参数和企业 TFP 的基本系统。

4. GMM 系统估计和识别

根据设定,(10)式中的扰动项 ψ_{it} 满足:

$$E[Z_{it} \cdot \psi_{it}] = 0$$

Z_{it} 为工具向量。因此,估计参数 θ 的 GMM 问题是:

$$\min_{\theta} \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} Z_{it} \psi_{it}(\theta) \right]' W_N \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} Z_{it} \psi_{it}(\theta) \right] \quad (11)$$

W_N 为权重矩阵, T_i 为企业 i 的观测数, N 为总观测数。

根据前文识别设定,估计系统为:

$$\begin{aligned} \hat{\psi}_{it} = & r_{it} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) (\beta_K k_{it}^S + \beta_L l_{it}^S + \beta_M em_{it}) - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \ln \lambda_{it} - \frac{1}{\hat{\eta}_i} \hat{\delta}_{Hit} - \\ & (c_0 + \gamma_1 \cdot d00 + \gamma_2 \cdot d01 + \dots) \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) - \frac{1}{\hat{\eta}_i} c_1 - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) f(\hat{\omega}_{it-1}, \hat{Pr}_{it-1}) \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \hat{\omega}_{it-1} = & \ln(1 - \tau_{Mit-1}) - \ln \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) + \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \beta_M p_{Mit-1} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \gamma_p p_{it-1} - \ln \beta_M - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) (\beta_K k_{it-1}^S + \\ & \beta_L l_{it-1}^S + \beta_M em_{it-1}) + em_{it-1} - \ln(1 - \tau_{it}) - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \ln \lambda_{it-1} - \frac{1}{\hat{\eta}_i} (a_0 + \hat{\delta}_{Hit-1}) \end{aligned} \quad (13)$$

$$\hat{\eta}_i = \exp \left(\frac{1}{N_i} \sum_{t=1}^{N_i} \ln \left(\frac{(1 - \tau_{it}) R_{it}}{(1 - \tau_{Mit}) EM_{it} + EW_{it}} \right) + \ln(\beta_L + \beta_M) \right) \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_{Hit} = & a_1 sc_{it} + a_2 sc_{it}^2 + a_3 sc_{it}^3 + a_4 east_{it} + a_5 middle_{it} + a_6 export_{it} + \\ & a_7 core_{it} + a_8 ccity_{it} + a_9 entrant_{it} + a_{10} soe_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

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

(12) 式中用时间虚拟变量序列 $d00-d13$ 合并识别 (10) 式中的 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_M p_{Mit}$ 、 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \beta_K u_{it}$ 和 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \gamma_t$; c_0 吸收时间趋势中的基准值、未知函数 $f(\cdot)$ 中的常数; c_1 合并需求函数参数 φ 和横向产品差异 $\hat{\delta}_{Hit}$ 中的常数; 用 $\hat{\omega}_{it-1}$ 和 $\hat{Pr}_{it-1}$ 的二阶多项式逼近未知函数 $f(\cdot)$ 。设(6)式中产能利用率 u_t 与一般价格水平 p_t 呈线性关系, 即 $u_t = \gamma p_t$ 。这样(6)式(滞后)中的 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i} - 1\right) \beta_K u_{t-1}$ 项变成(13)式中 $\left(1 - \frac{1}{\eta_i}\right) \gamma_p p_{t-1}$ 项, $\gamma_p = \gamma \beta_K$ 为待估参数。(15)式中用营销努力 sc_{it} 的三阶多项式控制其对横向产品差异影响的非线性。(16)式中用四阶多项式逼近未知函数 $\Gamma(\cdot)$ 。

基本识别包括 33 个参数: 投入弹性 ($\beta_K, \beta_L, \beta_M$)、横向产品差异参数 (10 个)、时间趋势参数 (11

个)、未知函数 $f(\cdot)$ 逼近参数(5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)的降维方法,将18个线性参数(c_0 、 c_1 、时间趋势参数、生产率逼近参数)表示成余下15个非线性参数的函数。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。(11)式中的工具向量 Z 由外生变量的多项式组成^①。基本工具集包括时间虚拟变量(11个)、 sc_{it-1} 、 sc_{it-1}^2 、 sc_{it-1}^3 、 $east_{it-1}$ 、 $middle_{it-1}$ 、 $core_{it-1}$ 、 $ccity_{it-1}$ 、 $export_{it-1}$ 、 age_{it-1} 、 soe_{it-1} ,以及 k_{it-1} 、 l_{it-1} 和 m_{it-1} 的三阶多项式(19个),共40个。

参数估计出来后,根据(13)式,企业TFP的估计如下:

$$\hat{\omega}_i = \frac{\hat{\eta}_i}{\hat{\eta}_i - 1} \left[\ln(1 - \tau_{Mu}) - \ln\left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) + \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \beta_m p_{Mt} - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \gamma_p p_t - \ln \beta_m - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \beta_k k_{it}^s - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \beta_L l_{it}^s - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \beta_M e m_{it} + e m_{it} - \ln(1 - \tau_{it}) - \left(1 - \frac{1}{\hat{\eta}_i}\right) \ln \lambda_{it} - \frac{1}{\hat{\eta}_i} (\alpha_0 + \hat{\delta}_{Hit}) \right] \quad (17)$$

三、数据与变量描述

数据来自国家统计局的“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”(以下简称工业企业数据库),样本期为1998—2013年(由于2010年数据异常,本文不包括该年数据)。样本范围为全部国有工业企业及年主营业务收入(销售额)超过500万元(含)的非国有工业企业^②。这一数据库覆盖时段长、指标丰富,接近于全样本,是学术界广泛使用的中国企业层面数据库。然而正如聂辉华等(2012)指出,该数据库也存在个别指标缺失、数据异常和个别变量定义模糊等问题。本文对数据库进行了细致整理,仔细界定所用变量,并参照Brandt et al.(2012)跨期匹配、构建面板数据,尽量使数据更为可靠^③。

样本期经历两次行业定义和代码调整,即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。本文将行业定义和代码统一调整为最新版本。本文考虑除行业24(文教、工艺美术、体育和娱乐用品制造业)和行业25(石油加工、炼焦和核燃料加工业)以外的26个二位数制造业行业。为了在有限的篇幅内分析制造业企业生产率的整体状况,本文按照产品性质将制造业分为10大行业(见表1)。

恰当定义估计系统中的可观测变量对于估计的准确性极为重要。根据增值税的会计处理,数据中企业报告的销售收入(主营业务收入)中不包含增值税销项税额,但包含营业税金及附加(包括消费税、营业税、城市维护建设税、资源税和教育费附加等)。增值税进项税也没有进入材料成本。需求函数(1)式中价格是消费者面临的价格,即包括增值税的价格,从而(4)式中销售收入也应该包括消费者承担的增值税销项税额。因此,本文定义企业销售收入 R_{it} 为企业报告的销售收入加上增值税

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 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。

③ 具体过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表 1 制造业行业定义

行业代码	行业简称	包括的两位数行业
1	食品饮料	13 农副食品加工业;14 食品制造业;15 酒、饮料和精制茶制造业;16 烟草制品业
2	纺织服装	17 纺织业;18 纺织服装、服饰业;19 皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业
3	木材家具	20 木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业;21 家具制造业
4	造纸印刷	22 造纸及纸制品业;23 印刷业和记录媒介的复制
5	化学医药	26 化学原料及化学制品制造业;27 医药制造业;28 化学纤维制造业;29 橡胶和塑料制品业
6	非金属	30 非金属矿物制品业
7	金属制造	31 黑色金属冶炼及压延加工业;32 有色金属冶炼及压延加工业;33 金属制品业
8	机械设备	34 通用设备制造业;35 专用设备制造业
9	运输设备	36 汽车制造业;37 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
10	电气电子	38 电气机械和器材制造业;39 计算机、通信和其他电子设备制造业;40 仪器仪表制造业

销项税额。又由于增值税通过产品生产和销售和材料成本两个渠道影响企业的短期利润,本文定义^{①②}:

$$\tau_u = \frac{\text{销项税额} + \text{产品销售税金及附加}}{\text{企业报告的主营业务收入} + \text{增值税销项税额}}$$

$$\tau_{Mit} = \frac{\text{进项税额}}{\text{企业材料支出} + \text{进项税额}}$$

模型中一个重要变量是产销率:

$$\lambda_u = \frac{\text{当期销售量}}{\text{当期生产量}} = \frac{\text{当期产品销售成本}}{\text{当期产品销售成本} + \text{期末产成品金额} - \text{期初产成品金额}}$$

囿于篇幅,省略其余变量的构建^③。

参数估计时需要持续经营的企业(涉及相关变量的滞后值),而根据(17)式估计企业生产率时则不需要。因此本文对样本按照一般清理和特别清理两个标准进行清理,后者更严格^④。参数估计对样本要求严格,同时用两个标准清理样本。得到参数后估计企业 TFP 时,本文只使用第一步清理,从而样本覆盖面更宽。例如,由于利润最大化和成本最小化假定对国有企业可能不完全适用,在参数估计时排除国有企业的样本,但在估计企业生产率时把它们纳入样本。表 2 和表 3 分别列示了清理前、清理后分时间和行业的主要变量描述统计,包括销售收入、资本、劳动的平均水平和增长率,传统指数方法^⑤估计的 TFP 增长率等。

① 2009 年和 2013 年增值税销项税额和进项税额数据缺失。为减少样本损耗,本文分别用企业上年的相应数据替代。

② 从 2009 年开始全面实施增值税从生产型转向消费型的改革,进项税额中不仅包括原材料对应的抵扣,还包括固定资产的抵扣。本文所用的数据无法将其分开,但在样本清理时尝试从以下几个方面缓解这个问题:删除当期进项税或销项税为小于或等于 0 的样本;删除进项税率大于 1(原材料小于进项税)的样本;删除当期进项税大于当期销项税的样本;删除进项税率和销项税率的两端各 1% 的异常值。此外,由于每期产销可能是不平衡的,增值税进项税额不完全是当期销售产品中对应的材料抵扣额,即存在留抵税款问题,对此本文用产销率进行调整,数据清理标准也一定程度上缓解了这一问题。

③ 可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

④ 具体标准可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

⑤ 指数方法源于 Solow(1957)对经济增长的核算,Caves et al.(1982)将其扩展到不完全竞争、规模收益不为 1 的情形。

表 2 数据清理前的基本统计 (按年)

年份	企业数	平均值				平均增长率 (%)				
		收入 (万元)	资本 (万元)	劳动 (人)	原材料 (万元)	收入	资本	劳动	原材料	TFP
1998	146260	3627	2437	343						
1999	148042	4087	2777	334	3548	7.3072	8.1597	0.5059		
2000	151721	5683	3054	362	5166	13.9253	6.6715	2.3424	26.8129	1.0164
2001	161655	6198	3134	354	5778	6.6314	8.6908	1.8291	14.4307	-0.4366
2002	172985	6948	3283	341	6473	10.3495	11.9635	3.6701	15.4817	1.3652
2003	189169	8526	3186	327	8472	21.8120	19.0693	5.9511	32.9585	2.5155
2004	262429	10847	3207	318	11745	27.9029	25.1595	6.5500	45.3420	1.8473
2005	265777	12829	3240	308	14235	28.3884	29.7773	7.7938	38.3509	3.4187
2006	291362	13022	2841	267	14840	26.1699	28.2617	6.1974	33.4540	3.3190
2007	322768	16120	3018	263	18041	29.9623	27.8407	6.4987	34.9347	5.4171
2008	394414	19077	3212	250	22008	28.3578	49.5264	8.3405	39.2778	1.5534
2009	364122	17180	2700	226	19810	12.5653	2.8481	3.4258	15.0761	2.3556
2011	299742	33693	4625	342	45875					
2012	315731	40145	6105	367	47339	13.1640	37.0576	0.3022	13.6657	1.4037
2013	319544	40463	6335	467	48297	14.2348	39.8759	68.9557	14.1121	-5.3607

注: TFP 增长率为使用传统指数方法 (Caves et al., 1982) 估计的生产率增长率, 即产出 (对数) 的增量扣除投入 (对数) 的加权增量。下同。

表 3 数据清理后的基本统计 (按行业)

行业 代码	行业 简称	企业 数 (个)	观测 数 (个)	1998—2013 年简单平均 (未加数)							
				收入 (万元)	资本 (万元)	劳动 (人)	原材料 (万元)	TFP 增长率 (%)	产销率 (%)	可变成 本率 (%)	销售 费率 (%)
1	食品饮料	36786	120986	18949	4446	379	10475	2.1654	100.7582	82.1925	4.7069
2	纺织服装	64896	231630	10072	1899	363	5394	3.3815	100.4463	88.1937	1.7626
3	木材家具	14720	45388	10126	1862	288	5115	3.1619	100.3846	85.5018	2.9884
4	造纸印刷	19640	80610	10583	3602	280	5065	4.0577	100.3961	85.0871	2.3818
5	化学医药	63624	248846	15597	4408	317	8710	3.2829	100.4002	83.1055	3.9252
6	非金属	31437	116334	11846	3998	358	6134	5.3264	100.5639	82.9255	3.5606
7	金属制造	49672	175871	25884	8770	484	17785	2.6963	100.4891	87.4415	1.9606
8	机械设备	45770	175146	12928	2436	325	6410	3.3663	100.5578	83.4182	3.3714
9	运输设备	18221	72474	39114	6000	516	17197	4.9984	100.1845	84.9057	2.5642
10	电气电子	43618	163424	26976	3147	367	10602	4.2309	100.4437	84.2152	3.3929

注: 资本、劳动和原材料的定义为标准质量投入; TFP 增长率同表 2; 可变成本率 = (材料成本 + 劳动成本) / 销售收入。

四、估计结果

表 4 列示了所有 10 个行业的生产函数参数估计结果。各行业资本、劳动和中间材料的弹性均处在合理的范围内, 且都相当显著。大部分行业 (除行业 1 和 6) 工具变量的选择通过了过度识别检验。短期规模参数 (劳动和中间材料弹性之和) 在 1 左右, 与文献的标准结果是一致的^①。与运用中国

^① 例如, Aw et al. (2011) 的结构估计模型中直接设定短期规模参数为 1。

表 4 参数估计

行业代码	行业简称	函数值	自由度	p 值	K		L		M		平均溢价
					系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	
1	食品饮料	79.3069	9	0.0000	0.0679	0.0100	0.0431	0.0149	0.7907	0.0162	1.0785
2	纺织服装	9.8478	5	0.0797	0.1235	0.0240	0.1762	0.0321	0.8596	0.0564	1.1848
3	木材家具	20.8884	6	0.0019	0.1273	0.0508	0.2662	0.1113	0.7702	0.1485	1.2533
4	造纸印刷	10.8424	7	0.1456	0.1577	0.0484	0.4388	0.1008	0.4524	0.0935	1.0977
5	化学医药	9.6295	5	0.0864	0.1531	0.0377	0.2691	0.1102	0.6990	0.1497	1.1803
6	非金属	95.8610	10	0.0000	0.1479	0.0259	0.2264	0.0647	0.7591	0.0918	1.2429
7	金属制造	3.5937	7	0.8252	0.1790	0.0835	0.3346	0.1142	0.7060	0.0907	1.2301
8	机械设备	2.4573	5	0.7829	0.2681	0.0385	0.2879	0.0587	0.7285	0.0751	1.2342
9	运输设备	16.7267	9	0.0532	0.0797	0.0198	0.0692	0.0325	0.9233	0.1042	1.2245
10	电气电子	19.5902	6	0.0033	0.0729	0.0443	0.2253	0.0627	0.6624	0.0697	1.1180

工业企业数据的生产函数参数估计文献比较,资本和劳动产出弹性系数估计稍高^①,但可能更为合理^②。溢价的估计也处于合理区间。

图 1 列示了 10 个行业在四个样本期间(1998—2000 年、2001—2004 年、2005—2009 年和 2011—2013 年)的生产率的分布。可以看到在所有行业 and 所有时段企业生产率确实近似于对数正态分布,这也为理论研究中广泛使用的企业生产率对数正态分布假定(如 Melitz, 2003)提供了支持。这些分布也提供了样本期内企业生产率变动趋势的直观证据。所有行业期末(2011—2013 年)生产率的分布明显处于期初(1998—2000 年)的右边,表明样本期内所有行业的企业生产率都显著改善。食品饮料(行业 1)、木材家具(行业 3)、造纸印刷(行业 4)、化学医药(行业 5)、非金属(行业 6)、金属制造(行业 7)和机械设备(行业 8)等 7 个行业生产率分布更是在所有四个区间内明显渐次右移。总体上看,样本期内中国制造业的企业生产率明显改善。

2008 年全球金融危机之后(即样本期末端)中国制造业企业生产率的变动趋势如何? 我们类似图 1 分年分行业画出企业生产率的分布,所有行业 2013 年的分布都处于 2012 年分布的左边,说明这期间整体上企业生产率明显下降。篇幅所限本文没有列出分布图。不过,表 5 给出了这一时期各行业生产率分布的检验以及一些主要生产率估计方法结果的比较。对于所有行业本文估计的 2012 年企业生产率比 2013 年在分布上十分显著地随机占优^③。这明确地显示这一时期制造业生产率在全面下滑。其他常用的生产率估计方法也基本支持这一结果,制造业企业生产率全面下滑是一个相当稳健的结论。

表 6 列示了几种方法估计的企业生产率增长率和离散度。本文的企业 TFP 估计考虑了投入与产业的异质,目前文献中并没有直接可比的结果。在整个样本期,本文估计的 TFP 增长率比较接近于指数方法(SOW),明显大于另外三种方法的结果。从生产率的方差和分位比看, $\hat{\omega}$ 比 SOW 大,比 OP、LP 和 ACF 更是大出很多。本文的结果与使用同样数据的 Hsieh and Klenow(2009)估计的中国制造业企业生产率的方差(0.95)比较接近,比 Foster et al.(2008)使用美国同质产品行业估计的企

① 例如,聂辉华和贾瑞雪(2011)运用 Olley and Pakes(1996)方法估计全部制造业,资本系数为 0.06、劳动系数为 0.05、中间投入系数是 0.9。

② 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。

③ Kolmogorov-Smirnov 检验的过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

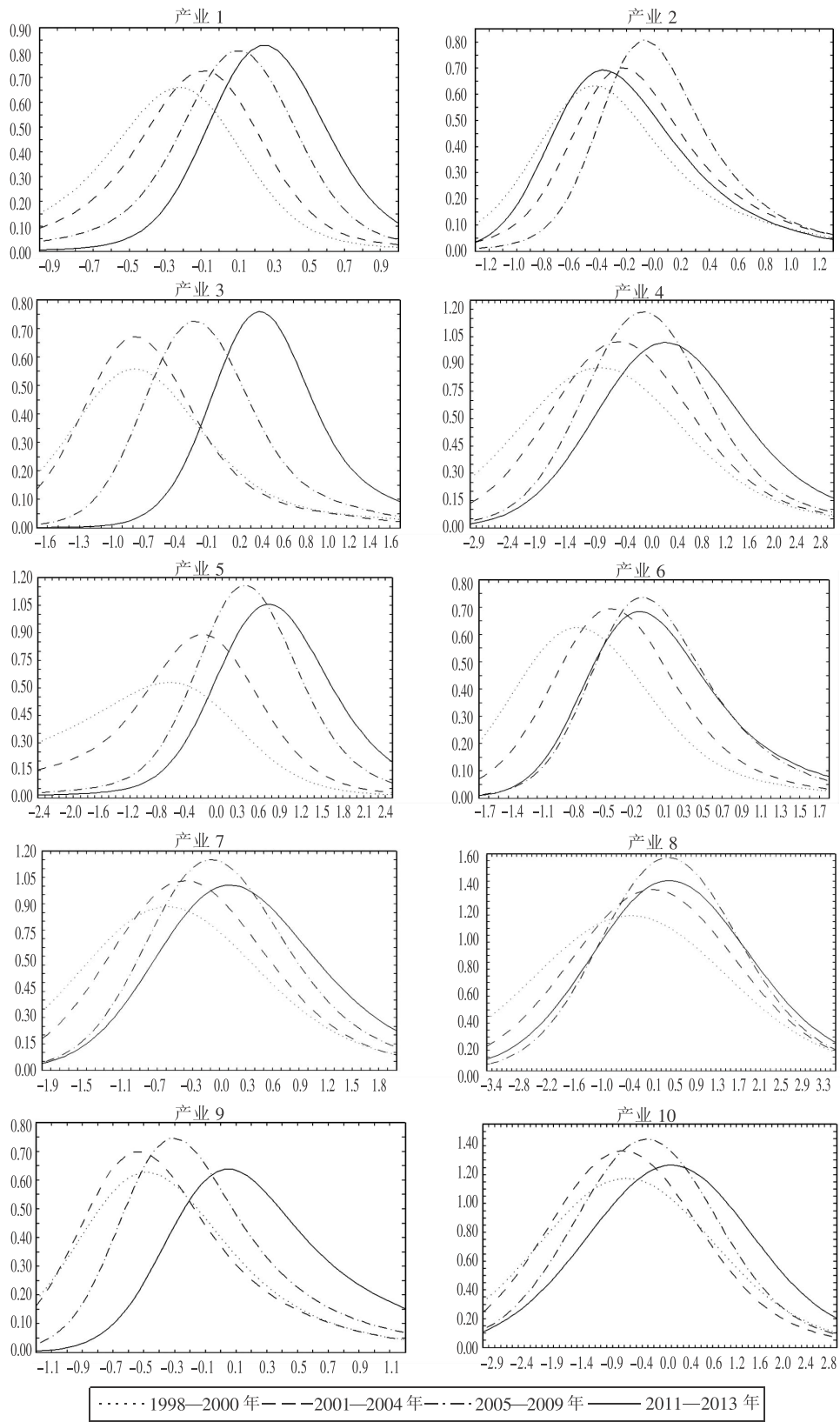


表5 2012—2013年企业生产率的变动和分布检验

行业	SOW%	$\hat{\omega}$ 均值及KS检验			OP均值及KS检验			LP均值及KS检验			ACF均值及KS检验		
		2012	2013	KS	2012	2013	KS	2012	2013	KS	2012	2013	KS
1	-2.9689	1.4309	1.4083	0.848	1.2946	1.2995	-	-0.2176	-0.1826	-	0.6993	0.6891	0.025
2	-3.4959	0.4625	0.3520	0.999	1.0706	1.0668	0.989	-0.6297	-0.6041	-	0.4994	0.5045	-
3	-3.9481	3.1318	3.0386	0.999	0.9206	0.9177	0.971	0.8440	0.8432	0.952	0.8094	0.8064	0.517
4	-1.3186	1.6160	1.4531	0.993	1.2044	1.2036	0.141	0.2118	0.2336	-	1.1838	1.1696	0.997
5	-0.2375	2.1755	2.0338	0.992	1.2681	1.2689	0.000	-0.5693	-0.5094	-	1.0309	1.0291	0.001
6	-1.0011	1.7848	1.6347	0.989	0.8425	0.8361	0.999	0.8234	0.8116	0.999	1.0484	1.0203	1.000
7	0.9546	1.7566	1.5798	0.995	1.0523	1.0507	0.999	1.0425	1.0397	0.523	1.0512	1.0431	0.881
8	-2.5298	1.1736	1.0363	0.998	1.2256	1.2267	0.003	1.1576	1.1479	0.971	1.4796	1.4627	0.377
9	-1.6906	1.2454	1.1921	0.935	1.1847	1.1852	0.218	0.6692	0.6745	-	0.5853	0.5925	-
10	-0.9349	1.3824	1.1346	1.000	1.3674	1.3683	0.095	0.7252	0.7319	-	1.1459	1.1447	0.581

注:SOW传统指数方法估计的是2012—2013年期间的生产率增长率,即“Solow 剩余”;KS:零假设为“2012年企业生产率比2013年在分布上随机占优”的Kolmogorov-Smirnov检验的p值。-代表缺失值。

表6 与几种方法估计的生产率增长与分布离散度比较

行业	平均生产率增长率(%)				生产率(对数)标准差				生产率(水平)90分位—10分位比			
	$\hat{\omega}$	SOW	OP	ACF	$\hat{\omega}$	SOW	OP	ACF	$\hat{\omega}$	SOW	OP	ACF
1	3.3015	1.5710	0.1049	-0.6478	0.5968	0.3685	0.0640	0.1046	2.8362	2.4627	1.1312	1.2500
2	0.1481	2.8753	-0.0260	-0.5408	0.6163	0.3156	0.0454	0.1289	3.8147	2.1514	1.0977	1.2723
3	5.9941	1.9408	-0.0270	-0.3045	0.9147	0.3477	0.0409	0.0687	6.5248	2.3263	1.0929	1.1217
4	4.5338	3.8106	0.0571	0.1095	1.3389	0.3312	0.0460	0.0897	12.8141	2.2160	1.0879	1.2062
5	8.9940	3.0138	0.0726	-0.1837	1.7587	0.3363	0.0454	0.1221	20.4280	2.2591	1.0832	1.2578
6	3.8945	3.4181	0.0007	-0.0564	0.9089	0.3425	0.0630	0.0917	6.7857	2.3180	1.1503	1.2132
7	3.8121	2.1305	-0.0071	-0.0504	0.8796	0.2966	0.0241	0.0678	6.9467	2.0870	1.0438	1.1361
8	4.2151	2.8140	0.0839	0.1600	0.9774	0.3471	0.0432	0.1120	8.3301	2.3132	1.0775	1.2771
9	3.5304	4.0852	0.0538	-0.8285	0.6989	0.3518	0.0408	0.1073	4.5895	2.3495	1.0903	1.2440
10	3.5341	4.0208	0.0588	-0.1924	1.3081	0.4483	0.0434	0.1006	9.0584	2.9828	1.0911	1.2134

注:生产率增长率为整个样本期间(1998—2013年)的年平均增长率。篇幅所限,略去LP估计结果。

业生产率的方差(0.26)要大得多。这是可以理解的。Foster et al.(2008)选择的是具有很强同质性的行业样本。

为了探寻分析期企业生产率变动的一般特征,表7运用Melitz and Polanec(2015)的动态Olley-Pakes分解方法^①,将几种方法估计的行业收入加权生产率增长率分解为持续经营企业的TFP增长、行业配置效率的改善、企业进入与退出的影响。由于篇幅所限只列出了配置效率和进入退出对行业加权生产率增长的贡献(百分点)。可以看出行业间存在较大的异质性。一些行业配置效率改善明显。如造纸印刷(行业4)、化学医药(行业5)、金属制造(行业7)和机械设备(行业8)配置效率改善贡献的加权生产率增长超过3个百分点,而食品饮料(行业1)、非金属(行业6)、运输设备(行

① 具体过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

业9)、电气电子(行业10)资源配置反而拖累了加权生产率的增长。由于进入企业的生产率平均偏低,7个行业新进入企业拖累了加权生产率增长(食品饮料、纺织服装、木材家具、造纸印刷、金属制造、运输设备和电气电子);而纺织服装、非金属、金属制造、电气电子行业由于退出的企业平均生产率更高,其对加权生产率的贡献也为负。在其他几种生产率估计方法中这些影响要小得多。

企业生产率估计有助于回答很多有意思的话题,如出口、研发、企业所有制和区域特征是否对生产率存在系统性影响。篇幅所限,表8仅选取了出口、进入和退出企业的生产率差异。由于估计生产率的离散度比较大,单个参数(如生产率平均增长率)容易受到极端值的影响,本文尝试比较不同企业组的生产率分布。根据表8,答案依然呈现明显的行业异质性。就出口而言,一些行业出口企业的生产率更高(如食品饮料、造纸印刷、非金属、金属制造、运输设备),另一些行业则刚好相反(纺织服装、木材家具、机械设备和电气电子行业),而化学医药行业出口与内销企业生产率并无明显差异。对于进入企业生产率更高、退出企业生产率较低这样的常规结果,非金属(退出企业)、电气电子(进入和退出企业)更是给出了反例。

表7 生产率增长贡献分解 单位:%

行业	配置效率改善				进入				退出			
	$\hat{\omega}$	OP	LP	ACF	$\hat{\omega}$	OP	LP	ACF	$\hat{\omega}$	OP	LP	ACF
1	-0.2771	0.1607	-0.2758	-0.5405	-1.2885	-0.2546	0.0014	0.0004	1.9773	0.3138	-0.4834	-0.3702
2	1.9382	0.1714	-0.7975	-0.0330	-0.2726	0.1439	0.0000	0.0000	-0.0762	-0.0917	-0.7356	-0.4253
3	1.5420	0.1598	-0.0480	0.0674	-1.2021	0.1670	0.0000	0.0000	2.2534	-0.1538	-0.0700	-0.1468
4	3.2285	0.2233	-0.1751	0.2702	-1.5179	-0.0755	0.0000	0.0002	3.6489	0.0872	-0.3753	-0.1486
5	3.7105	0.1082	-0.2276	0.4498	1.3142	-0.0170	0.0000	0.0000	1.8916	0.0137	-0.5887	-0.0400
6	-1.1433	0.2180	-0.0521	-0.0223	0.9865	0.0732	0.0000	0.0000	-1.9824	-0.0821	0.0080	0.1072
7	3.0633	0.0895	0.2469	0.3991	-0.6496	0.0602	0.0000	0.0000	-0.1717	-0.0357	-0.0906	-0.2064
8	3.6218	0.2546	0.1121	0.2532	0.8353	-0.0821	0.0000	0.0000	0.2640	0.0112	-0.0489	0.0487
9	-1.0180	-0.0504	0.0232	0.3979	-0.2556	-0.1307	0.0005	0.0004	0.7232	0.0175	-0.0534	0.0128
10	-7.4928	0.2237	-0.3292	0.1686	-1.9065	-0.1644	0.0002	0.0000	-0.6975	-0.1165	-0.1590	-0.0426

表8 各类型企业生产率的均值和分布检验

代码	行业	出口($\hat{\omega}$ 均值)			新进入企业均值($\hat{\omega}$ 均值)			退出企业均值($\hat{\omega}$ 均值)		
		有	无	KS 检验 (p 值)	是	否	KS 检验 (p 值)	是	否	KS 检验 (p 值)
1	食品饮料	1.2882	1.0864	1.000	1.0876	1.1555	0.000*	0.7969	1.1466	1.000
2	纺织服装	0.5346	0.5828	0.003*	0.5958	0.5211	0.605	0.5528	0.5655	0.002
3	木材家具	2.2756	2.5373	0.959*	2.5637	2.2917	1.000	2.3324	2.4902	0.834
4	造纸印刷	1.1902	0.9436	0.997	1.0461	0.9037	0.000	0.7685	0.9869	0.993
5	化学医药	1.2680	1.2251	0.000	1.3633	1.0968	0.000	0.9268	1.2573	1.000
6	非金属	1.5729	1.5072	0.997	1.7583	1.2699	1.000	2.5452	1.4330	1.000*
7	金属制造	1.5014	1.2706	1.000	1.3661	1.2454	1.000	1.1987	1.3237	0.843
8	机械设备	0.8075	0.8607	0.488*	0.9761	0.7338	1.000	0.7719	0.8542	0.347
9	运输设备	1.0594	0.8093	1.000	0.8720	0.8496	0.000	0.6423	0.8750	0.998
10	电气电子	0.8045	1.0144	0.895*	0.7095	1.2134	0.999*	2.6048	0.8218	1.000*

注:*表示零假设为“没有出口、持续经营或者退出的企业生产率在分布上随机占优”的Kolmogorov-Smirnov检验的p值。

五、总结性评论

本文尝试提出一种企业层面生产率结构估计方法,同时考虑企业投入和产出两方面的异质性。运用不变质量指数调整投入质量差异,并根据企业产出质量选择和销售决策构建的结构估计方程控制产出异质。本文的方法不需要使用详细的产品产量、质量特征和企业层面价格的数据,一般的企业层面数据库都能满足这一要求,从而具有比较广的适用性。

对中国制造业 10 个大类行业 1998—2013 年期间的数据分析表明,这一方法得到的生产函数参数估计、生产率的分布是比较满意的,溢价的估计也处于合理的区间。企业生产率确实近似于对数正态分布。这些分布也提供了中国制造业企业生产率变动趋势的相当稳健的证据,总体上看样本期内企业生产率明显改善,不过在样本期末企业生产率却全面下滑。对企业生产率变动一般特征的分解分析表明行业间存在较大的异质性,一些行业配置效率改善明显,另一些行业资源配置反而拖累了生产率的增长。对于文献中经常讨论的相关企业生产率话题,本文的企业生产率估计同样显示出明显的行业异质性,例如,一些行业出口企业的生产率更高,而另一些行业则刚好相反。呈现这些行业异质性的具体原因,值得分行业进行更深入的分析。另外,本文所用的需求移动因子(Demand Shifters)可能并不能将横向产品差异处理得很干净,企业选择的产出质量也可能面临调整成本,这些都有待以后更深入的研究。

〔参考文献〕

- [1]刘小玄,吴延兵. 企业生产率增长及来源:创新还是需求拉动[J]. 经济研究, 2009,(7):45-54.
- [2]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012,(3):541-558.
- [3]聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011,(7):27-42.
- [4]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-148.
- [5]谢千里,罗斯基,张铁凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊), 2008,(3):809-826.
- [6]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [7]姚战琪. 生产率增长与要素再配置效应:中国的经验研究[J]. 经济研究, 2009,(11):130-143.
- [8]尹恒,柳获,李世刚. 企业全要素生产率估计方法比较[J]. 世界经济文汇, 2015,(4):1-21.
- [9]张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003[J]. 管理世界, 2009,(12):11-26.
- [10]张军,陈诗一,Jefferson, G. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究, 2009,(7):4-20.
- [11]Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015,83(6):2411-2451.
- [12]Ai, C., and X. Chen. Efficient Estimation of Models with Conditional Moment Restrictions Containing Unknown Functions[J]. Econometrica, 2003,71(6):795-1843.
- [13]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.
- [14]Arellano, M., and S. R. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. Review of Economic Studies, 1991,58(2):277-297.
- [15]Aw, B., M. Roberts, and D. Xu. R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics [J]. American Economic Review, 2011,101(4):1312-1344.
- [16]Bartelsman, E. J., and M. Doms. Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata [J]. Journal of Economic Literature, 2000,38(3):569-594.
- [17]Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes. Automobile Prices in Market Equilibrium [J]. Econometrica, 1995, 63

- (4):841–890.
- [18]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.
- [19]Caves, D. W., L. R. Christensen, and E. W. Diewert. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity[J]. *Econometrica*, 1982,50(6):1393–1414.
- [20]De Loecker, J. Product Differentiation, Multi-product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity[J]. *Econometrica*, 2011,79(5):1407–1451.
- [21]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-Level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437–2471.
- [22]De Loecker, J., P. Goldberg, A. Khandelval, and N. Pavnik. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016,84(2):445–510.
- [23]Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2013,80(4):1338–1383.
- [24]Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. Measuring the Bias of Technological Change [J]. *Journal of Political Economy*, 2018,126(3):1027–1084.
- [25]Foster, L. S., J. Haltiwanger, and C. Syverson. Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability[J]. *American Economic Review*, 2008,98(1):394–425.
- [26]Gandhi, A., S. Navarro, and D. Rivers. On the Identification of Production Functions: How Heterogeneous Is Productivity[R]. mimeo, University of Wisconsin–Madison, 2017.
- [27]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.
- [28]Grieco, P., and R. McDevitt. Productivity and Quality in Health Care: Evidence from the Dialysis Industry[J]. *Review of Economic Studies*, 2017,84(3):1071–1105.
- [29]Hall, R. E. The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry [J]. *Journal of Political Economy*, 1988,96(5):921–947.
- [30]Hall, R. E. Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual [A]. Peter Diamond (eds). *Growth/Productivity/Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow’s Birthday*[C]. Cambridge, MA: MIT Press, 1990.
- [31]Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403–1448.
- [32]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.
- [33]Jaumandreu, J., and H. Yin. Comparing Productivity When Products Differ in Quality: China Manufacturing Growth 1998—2013[R]. Working Paper, Boston University and Renmin University of China, 2018.
- [34]Jorgenson, D. W., and Z. Griliches. The Explanation of Productivity Change [J]. *Review of Economic Studies*, 1967,34(3):249–283.
- [35]Klette, T. J., and Zvi Griliches. The Inconsistency of Common Scale Estimators When Output Prices Are Unobserved and Endogenous[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996,11(4):343–61.
- [36]Levinsohn, J., and M. Melitz. Productivity in a Differentiated Products Market Equilibrium [R]. Harvard Mimeo, 2006.
- [37]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317–341.
- [38]Mairesse, J. and J. Jaumandreu. Panel-data Estimates of the Production Function and the Revenue Function: What Difference Does It Make[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2005,107(4):651–672.

- [39]Marschak, J., and W. H. Andrews. Random Simultaneous Equations and the Theory of Production [J]. *Econometrica*, 1944,12(3-4):143-205.
- [40]Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695-1725.
- [41]Melitz, M., and S. Polanec. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. *RAND Journal of Economics*, 2015,46(2):362-75.
- [42]Nevo, A. Measuring Market Power in the Ready-to-eat Cereal Industry[J]. *Econometrica*, 2001,69(2):307-342.
- [43]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1297.
- [44]Schmalensee, R. Inter-industry Studies of Structure and Performance[A]. R. Schmalensee, and E. W. Robert, eds.*Handbook of Industrial Organization*(Vol.2)[C]. Amsterdam: North-Holland, 1989.
- [45]Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1957,39(3):312-320.
- [46]Syverson, C. What Determines Productivity[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011,49(2):326-65.
- [47]Tinbergen, J. Zur. Theorie der Langfristigen Wirtschaftswicklung [J]. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1942,55(1): 511-549.
- [48]Van Biesebroeck, J. Robustness of Productivity Estimates [J]. *Journal of Industrial Economics*, 2007,55(3): 529-569.
- [49]Wooldridge, J. On Estimating Firm-level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables[J]. *Economics Letters*, 2009,104(3):112-114.

Input-Output Heterogeneity and Productivity Estimation of Chinese Manufacturing Enterprises: 1998—2013

YIN Heng¹, YANG Long-jian²

- (1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Public Finance and Tax, Central University of Finance and Economics, Beijing 100871, China)

Abstract: We develop a structure model to estimate firm-level productivity when input and output are both heterogeneous. We use input prices indexes to control input quality, use firm's rational decision on output's quality and quantity to control vertical output heterogeneity. This method does not need detail information on output quality and quantity. We use 1998—2013 ACIP (Annual Census of Industrial Production) data on Chinese 10 manufacturing industries to test this method. The results show that both the estimation of production function parameters and the distribution of productivity are rather satisfactory, the estimation of markup is also reasonable. The estimated productivity follows log normal distribution. The analysis also provides information on the productivity trend of Chinese manufacturing. As a whole, China's manufacturing indeed has enjoyed huge productivity growth during 1998—2013, but recently it goes down obviously. Decomposition practice shows that resource allocation efficiency takes on obvious industrial heterogeneity. In some industries the improvement of allocation efficiency contributes substantially on productivity growth. The effects of factors such as export, industry dynamics on productivity are also industrial heterogeneous.

Key Words: firm-level productivity; structure estimation; input-output; firm heterogeneity

JEL Classification: D24 L20 O12

[责任编辑:王燕梅]