资源错配对企业生产函数估计的影响：一种新的估计方法

李世刚，　黄洪钜，　莫家伟

［摘要］　资源错配在现实中普遍存在。本文指出，当存在资源错配时，以Olley and Pakes（1996）为代表的代理变量方法和Gandhi et al.（2020）提出的结合静态投入要素份额回归的结构估计方法，均不能得到生产函数参数的一致估计量。因为这两种方法均需要先将生产率与随机误差项分离开，才能准确估计生产率的演化方程，其前提假设是生产率是研究者面对的、影响企业要素投入的唯一不可观测因素。这一假设在资源错配情况下无法成立，因为企业面临的扭曲税（Hsieh and Klenow，2009）也是不可观测且会影响企业的要素投入。为了解决这一问题，本文提出了一种新的企业生产函数估计方法。该方法的核心思想是直接将包含生产率和随机误差项的混合项进行多项式展开，使用工具变量方法（2SLS）解决生产率中混入随机误差项带来的生产率演化方程的估计偏误，进而利用企业要素投入和生产率演化的结构信息构造正交条件，用GMM方法得到生产函数参数的一致估计量。该方法由于无需将生产率与随机误差项分离，因此不需要假定生产率是研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素。蒙特卡洛模拟表明，该方法在资源错配情况下能够得到生产函数参数的一致估计量，且与既有方法相比无需额外的数据信息，有较强的实用性。

［关键词］　资源错配；　企业生产函数；　全要素生产率；　结构估计

［中图分类号］F260　［文献标识码］A　［文章编号］1006-480X（2023）12-0117-18

一、引言

党的二十大报告指出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。其中，着力提高全要素生产率和持续改善资源配置效率是推动中国经济高质量发展的两大重要引擎。科学地估

［收稿日期］　2023-04-25

［基金项目］　国家自然科学基金面上项目“地方政府间人才竞争对经济发展的影响研究：空间一般均衡的视角”（批准号72373168）；国家自然科学基金青年项目“进口产品类型、关税结构与企业生产率研究”（批准号72103001）；教育部人文社会科学基金青年项目“中国制造业企业产品质量估计：方法与应用研究”（批准号18YJC790089）。

［作者简介］　李世刚，中山大学国际金融学院副教授，经济学博士；黄洪钜，中山大学国际金融学院硕士研究生；莫家伟，北京大学经济学院助理教授，经济学博士。通讯作者：李世刚，电子邮箱：lishigang@sysu.edu.cn。
感谢香港大学经管学院张红松教授和香港中文大学经济学系张轶凡教授的宝贵建议。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

计企业全要素生产率(TFP)和资源配置效率是经济增长相关研究的重要基础和支撑。已有文献普遍发现,企业间存在广泛的资源错配(Hsieh and Klenow,2009;聂辉华和贾瑞雪,2011;Brandt et al.,2012;尹恒和李世刚,2019)。本文指出,在存在资源错配的情况下,主流的企业生产函数估计方法,如以 Olley and Pakes(1996)(简称 OP)为代表的代理变量法和以 Gandhi et al.(2020)(简称 GNR)为代表的结合静态投入要素份额回归的结构估计方法,均不能得到生产函数参数的一致估计量。因为这些方法均假设,对于研究者而言,企业生产率是影响企业要素投入的唯一不可观测因素(后文称为标量不可观测假设)。然而,在资源错配情况下,企业的要素投入不仅受到自身生产率水平的影响,还受到扭曲税的影响,而生产率和扭曲税对于研究者而言均不可观测,这使得标量不可观测假设不再成立。因此,利用这些估计方法不能得到生产函数参数的一致估计量,进而也不能得到企业 TFP 的准确估计值。不仅如此,其他一些重要的经济变量,如地区(或行业)的资源错配程度和企业成本加成率(Markup)的估计也依赖于生产函数参数的正确估计,因此,在资源错配情况下生产函数参数的估计偏误还会影响这些经济变量估计的准确性。

本文对现有主流的企业生产函数结构估计方法进行了梳理[①],并详细分析了其各自在资源错配情形下可能出现估计偏误的原因。一是由 Olley and Pakes(1996)提出,并由 Levinsohn and Petrin(2003)(简称 LP)和 Ackerberg et al.(2015)(简称 ACF)改进的代理变量方法。代理变量方法是实证研究中使用最广泛的方法,如聂辉华和贾瑞雪(2011)、龚关和胡关亮(2013)、杨汝岱(2015)、黄先海等(2017)、尹恒和杨龙见(2019)、朱沛华和陈林(2020)等均使用该方法。鲁晓东和连玉君(2012)、尹恒等(2015)、张志强(2015)、岳文和陈飞翔(2015)、张天华和张少华(2016)等文献讨论了该方法的细节,以及和其他结构估计方法的差异,但这些文献均没有讨论资源错配对生产函数估计的影响。该方法的核心思想是利用研究者可观测的代理变量(资本或中间投入)与无法观测的生产率之间的单调关系,反解出生产率,进而分离出企业无法预期到的误差项,再利用生产率的演化方程构造矩条件,得到生产函数参数的一致估计量。因此,该方法假设生产率是研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素(标量不可观测假设),且代理变量与生产率呈单调关系(单调性假设)。但是,资源错配(或扭曲税)的存在会使得这两个假设均不成立,导致生产函数参数估计的偏误。二是由 Gandhi et al.(2020)提出的结合静态投入要素份额回归的结构估计方法。该方法的核心思想是利用静态投入要素份额与要素产出弹性(生产函数参数)的一一对应关系,通过添加静态投入要素的份额回归方程,得到静态投入要素的产出弹性,并同时分离出企业无法预期到的误差项。但是,资源错配(扭曲税)的存在会使得静态要素的份额回归无法分离出干净的误差项,因此也就无法得到生产函数参数的一致估计量。除了以上两种主流的结构估计方法,本文还讨论了由 Arellano and Bond(1991)和 Blundell and Bond(1998,2000)提出并发展的动态面板方法。该方法不要求生产率是研究者面对的唯一不可观测因素,也不要求生产率与要素投入之间呈单调关系,因此资源错配(扭曲税)不会影响生产函数参数估计的一致性。但该方法要求企业生产率服从外生一阶线性马尔可夫过程,这一要求过于严格。

为了解决以上企业生产函数结构估计方法在资源错配情形下存在的问题,本文提出了一种新的企业生产函数估计方法。该方法不再试图用代理变量反解(Olley and Pakes,1996)或静态投入要素份额回归(Gandhi et al.,2020)的方法将企业生产率和企业无法预期到的误差项分离开,而直接将

① 本文没有讨论企业生产函数估计的另外两种方法:随机前沿方法(Stochastic Frontier Approach)和数据包络法(Data Envelopment Analysis),因为这两种方法的估计思想与本文关注的结构估计方法有较大差异。

包含生产率和误差项的混合项进行多项式展开,并使用工具变量回归方法(2SLS)解决混入误差项导致的估计偏误,进而得到包含误差项的生产率演化方程。在此基础上,利用企业要素投入和生产率演化的“结构”信息,构造新的正交条件,利用广义矩估计(GMM)方法得到生产函数参数的一致估计量。该方法允许资源错配即扭曲税的存在,而不需要假设生产率是研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素。不仅如此,与动态面板方法(Blundell and Bond,1998,2000)相比,本文的方法放松了生产率服从外生线性一阶马尔可夫过程的假定,具有更广的适用性。更重要的是,与现有的主流企业生产函数估计方法相比,本文的方法不需要额外的数据信息,具有较强的实用性。

为了展示已有的结构估计方法在资源错配情形下无法得到生产函数参数的一致估计量,并验证本文提出的新方法的合理性,本文采用蒙特卡洛(Monte Carlo)模拟来进行仿真。首先,引入企业扭曲税,生成虚拟的企业数据集。企业根据利润最大化原则,选择要素投入量,最终得到的数据集包括企业的产出、资本存量、劳动投入量、中间品投入量、全要素生产率等变量。其次,使用生成的数据集,利用已有的结构估计方法进行生产函数估计,发现资本、劳动和中间材料的系数均严重偏离真实值,说明在要素错配情形下,传统的结构估计方法不能得到一致的生产函数参数估计值。最后,使用本文提出的新方法进行估计,结果显示此方法估计出的生产函数参数与真实值最为接近。

本文的边际贡献有两个方面:①首次将资源错配文献(Hsieh and Klenow,2009;聂辉华和贾瑞雪,2011;Brandt et al.,2012;尹恒和李世刚,2019)与企业生产函数估计文献(Olley and Pakes,1996;Levinsohn and Petrin,2003;Ackerberg et al.,2015;Gandhi et al.,2020)相结合,指出如果忽视资源错配的现实环境,传统的生产函数结构估计方法会存在估计偏误。本文首次正式提出这一问题,并利用蒙特卡洛模拟方法展示了其对生产函数参数估计可能造成的影响。由于资源错配在发展中国家普遍存在(Bartelsman et al.,2013;Restuccia and Rogerson,2017),因此这一问题具有重要的现实意义。②发展了一种新的企业生产函数估计方法,可以在资源错配的情况下,得到生产函数参数的一致估计值,并利用蒙特卡洛模拟方法,验证了该方法的可行性。相比于已有的企业生产函数估计方法,本文提出的新方法不需要额外的数据信息,具有较强的实用性。

余文安排如下:第二部分回顾已有的生产函数估计方法及其核心假设;第三部分分析在资源错配时已有的生产函数估计方法存在的问题;第四部分提出在资源错配下生产函数估计的一种新方法;第五部分基于蒙特卡洛模拟,比较资源错配下不同生产函数估计方法的表现;第六部分是结论和启示。

二、现有的生产函数结构估计方法及其核心假设

企业TFP是企业产出减要素投入(资本、劳动和中间材料)之后的剩余,准确估计企业TFP的关键在于准确估计企业生产函数。现实中,企业根据观测到的TFP决定要素投入数量,因此企业要素投入与TFP相关,但研究人员观测不到TFP,如果直接将企业产出与要素投入进行回归,会得到不一致的生产函数参数估计值(Marschak and Andrews,1944)。现有文献中,解决这一问题的方法可分为传统的非结构估计方法和结构估计方法两大类①。

① 关于这些传统方法的更详细讨论可参见Ackerberg et al.(2007)和Gandhi et al.(2020)。

传统的非结构估计方法主要包括工具变量回归和面板数据固定效应回归两种。工具变量方法一般是将要素价格作为要素投入的工具变量,进行回归。但现实中,由于研究者所能得到的数据中往往缺乏要素价格的信息,或者即使有要素价格的信息,但要素价格在企业间的变异(Variation)太小,因此,工具变量回归方法并没有被学者们广泛使用。相比而言,面板数据的固定效应回归对数据信息要求更少,但需要假定企业的TFP不随时间变化,这一假定过于严苛,因此,面板数据的固定效应回归方法也没有被学者们广泛使用。

与非结构估计方法不同,结构估计方法通过引入一些关于企业生产决策过程的“结构”信息,然后利用这些“结构”信息展开估计。“结构”假设的引入,可以减少对数据信息的依赖,这是结构估计方法的优势,同时也是其缺点。因为,这些假设的“结构”信息如果不成立,结构估计方法将得不到一致的参数估计值。本文讨论的结构估计方法主要包括以OP为代表的代理变量方法和结合静态投入要素份额回归的GNR方法。下面介绍这些方法的主要内容和基本假设。

1. 基本设定

设定如下柯布—道格拉斯(C-D)形式的总产出生产函数:

$$Y_{it} = \left(K_{it}\right)^{\beta_k}\left(L_{it}\right)^{\beta_l}\left(M_{it}\right)^{\beta_m} e^{\omega_{it}+\varepsilon_{it}} \tag{1}$$

其中,i代表企业,t代表时间。Y_{it}为总产出,K_{it}为资本、L_{it}为劳动、M_{it}为中间投入。ω_{it}为企业可观测的生产率,ε_{it}为企业不可观测的生产率扰动或测量误差(简称误差项),服从均值为0的独立同分布(i.i.d.)。β_k、β_l和β_m为产出弹性。对生产函数取对数可得:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中,y_{it}为企业取对数的产出,k_{it}为企业取对数的资本,l_{it}为企业取对数的劳动投入,m_{it}为企业取对数的中间投入。

结构估计方法,一般有如下几个重要假设:

假设1:企业在产品和要素市场上都是价格接受者①。

假设2:企业资本k_{it}为动态投入要素,第t期的资本k_{it}由上一期的资本k_{it-1}和投资i_{it-1}共同决定:$k_{it} = k\left(k_{it-1}, i_{it-1}\right)$,投资$i_{it-1}$由未来利润的贴现和最大化这一原则决定。

假设3:劳动l_{it}和中间材料m_{it}为静态投入要素,企业根据产品价格、要素价格、当期资本k_{it}和生产率ω_{it},以当期利润最大化为目标来决定其投入数量。

假设4:生产率ω_{it}为研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素。

假设5:生产率ω_{it}服从外生一阶马尔可夫过程:$\omega_{it} = \mathrm{E}\left(\omega_{it} | \omega_{it-1}\right) + \xi_{it} = g\left(\omega_{it-1}\right) + \xi_{it}$,其中$\xi_{it}$是企业在$t$期受到的随机生产率冲击。

2. 代理变量方法

代理变量方法由Olley and Pakes(1996)提出,并由Levinsohn and Petrin(2003)和Ackerberg et al.(2015)改进。其基本思想是:找一个代理变量x_{it},其含有企业生产率ω_{it}的信息,且与企业生产率之间满足(条件)单调关系,这样便可以将这一代理变量代回生产函数,用半参数估计的方法分离出不可观测的误差项ε_{it},进而用GMM方法估计出生产函数参数。

① 近年来,有部分文献,如De Loecker et al.(2016)、尹恒和李世刚(2019)等,开始处理企业在产品市场上非完全竞争的情形,但这类问题处理方法比较复杂,且在一般的实证研究中还未被广泛运用,因此本文暂不对此展开讨论。

代理变量方法需要引入：

假设6：给定k_{it}，代理变量$x_{it}=f_t(k_{it},\omega_{it})$与$\omega_{it}$之间满足严格单调关系。

在具体设定和估计步骤上，OP、LP和ACF方法有一些差异。比如，OP使用投资作为生产率的代理变量，LP和ACF使用中间材料作为生产率的代理变量；OP和LP采用两步回归分别估计出生产函数参数，而ACF则通过一步回归同时估计出所有参数。虽然如此，OP、LP和ACF方法的基本估计思想都一样。因此，本文只对ACF方法进行介绍。

ACF使用中间材料作为生产率的代理变量。如果假设6满足，则可以反解出企业生产率$\omega_{it}=f_t^{-1}(k_{it},m_{it})$。将其代入生产函数(2)式可得：

$$y_{it}=\Phi_{it}(k_{it},l_{it},m_{it})+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中，$\Phi_{it}(k_{it},l_{it},m_{it})=\beta_k k_{it}+\beta_l l_{it}+\beta_m m_{it}+f_t^{-1}(k_{it},m_{it})$。对(3)式进行非参数估计，得到$\hat{\Phi}_{it}(k_{it},l_{it},m_{it})$，进而分离出误差项$\varepsilon_{it}$。这样，给定任意参数值$\beta_k$、$\beta_l$和$\beta_m$，便可计算出生产率：$\omega_{it}(\beta_k,\beta_l,\beta_m)=\hat{\Phi}_{it}(k_{it},l_{it},m_{it})-\beta_k k_{it}-\beta_l l_{it}-\beta_m m_{it}$。进一步，结合假设5，生产函数(2)式可变形为：

$$y_{it}=\beta_k k_{it}+\beta_l l_{it}+\beta_m m_{it}+g\left(\hat{\Phi}_{it-1}-\beta_k k_{it-1}-\beta_l l_{it-1}-\beta_m m_{it-1}\right)+\xi_{it}+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

利用高阶多项式对$g(\cdot)$进行拟合，并利用企业要素投入和生产率演化的“结构”信息构造矩条件$E\left[(\xi_{it}+\varepsilon_{it})Z_{it}^{ACF}\right]=0$，利用GMM估计得到$\hat{\beta}_k$、$\hat{\beta}_l$和$\hat{\beta}_m$。其中，工具变量集为$Z_{it}^{ACF}=\{k_{it},k_{it-1},l_{it-1},m_{it-1}\}$[①]。

需要强调的是，Ackerberg et al.(2015)指出，当劳动和中间材料都是静态投入要素时，C-D形式的总产值生产函数的参数在没有额外信息的情况下将无法被识别，其原因是此时劳动和中间材料将完全共线。对此，本文将在第三部分展开详细讨论。

总结起来，代理变量方法不对$E(\omega_{it}|\omega_{it-1})=g(\omega_{it-1})$的函数形式做具体要求，但要求生产率是研究者面对的影响企业要素投入决策的唯一不可观测变量，且代理变量与生产率之间呈单调关系。如果这两个假定不满足，代理变量方法将不能得到生产函数参数的一致估计值。

3. GNR方法

当劳动和中间材料均为静态投入要素时，ACF方法需要增加额外的条件才能进行C-D形式的总产出生产函数估计。Gandhi et al.(2020)通过增加静态投入要素份额回归方程，解决了这一问题。Doraszelski and Jaumandreu(2013)和Grieco et al.(2016)也通过增加静态投入要素的一阶条件约束来估计生产函数，但是前者需要知道要素价格信息，后者不适用于C-D形式的生产函数。

设定劳动价格为W_t，中间材料价格为P_t^M，产品价格标准化为1。企业决策如下[②]：

$$\max_{L_{it},M_{it}}(K_{it})^{\beta_k}(L_{it})^{\beta_l}(M_{it})^{\beta_m}e^{\omega_{it}}-W_tL_{it}-P_t^M M_{it} \tag{5}$$

① 这些工具变量的滞后项、高次项和交乘项依然是有效的工具变量。ACF原文中的工具变量就是本文中使用的这些工具变量的滞后项、高次项和交乘项，或者其他的变形形式。这些工具变量都满足外生性条件，但是不同的工具变量组合可能会有不同的有效性。GNR的工具变量也类似，后文不再赘述。

② 为了与ACF的框架一致，本文对GNR的数据生成过程做了简单的调整，即企业没有将ε_{jt}的期望值纳入自己的要素决策中。这个调整使得本文的框架可以和ACF等代理变量方法的数据生成过程一致，但是GNR方法的核心思想依然保持不变。

对中间材料求一阶条件得：

$$\beta_m\left(K_{it}\right)^{\beta_k}\left(L_{it}\right)^{\beta_l}\left(M_{it}\right)^{\beta_m-1}e^{\omega_{it}} = P_t^M \tag{6}$$

在等式两端乘以 M_{it}，除以 Y_{it}，并取对数可得：

$$\ln s_{it}^M = \ln\beta_m - \varepsilon_{it} \tag{7}$$

其中，$s_{it}^M \equiv P_t^M M_{it}/Y_{it}$ 为中间材料支出占总产出的份额。由于 ε_{it} 为误差项，且均值为0，因此，对上式进行OLS回归，可估计出 $\hat{\beta}_m$ 和 $\hat{\varepsilon}_{it}$。给定任意 β_k 和 β_l 的取值，生产率可表达为：$\omega_{it}\left(\beta_k, \beta_l\right) = y_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\varepsilon}_{it}$。结合假设5，将生产函数变形为：$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \hat{\beta}_m m_{it} + g(y_{it-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1} - \hat{\beta}_m m_{it-1} - \hat{\varepsilon}_{it-1}) + \xi_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$。利用高阶多项式对 $g(\cdot)$ 进行拟合，并利用企业要素投入和生产率演化的“结构”信息构造矩条件 $E\left[\left(\xi_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}\right)Z_{it}^{GNR}\right] = 0$ 进行GMM估计，得到 $\hat{\beta}_k$ 和 $\hat{\beta}_l$。其中工具变量集 $Z_{it}^{GNR} = \left\{k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}\right\}$。

总结起来，GNR方法不要求投资（OP）或中间材料（ACF/LP）与生产率之间满足单调关系。因此，相对于代理变量方法，GNR方法的假设更少。但是，GNR方法要求利用份额回归方程分离出误差项 $\hat{\varepsilon}_{it}$，这与代理变量方法相同。

三、资源错配情况下现有生产函数结构估计方法的问题

1. 基本设定

参照Hsieh and Klenow（2009），本文将要素错配以扭曲税的形式纳入企业决策中，探讨要素错配如何影响生产函数参数估计的准确性。设定产出扭曲税 $\tilde{\tau}_{it}^Y$，劳动扭曲税 $\tilde{\tau}_{it}^L$，中间材料扭曲税 $\tilde{\tau}_{it}^M$，且这些扭曲税都是外生给定，是除生产率外另一种研究者观测不到的企业异质性。由于资本是动态投入要素，因此，在 t 时刻企业的资本已经给定，企业在给定资本的情况下选择劳动和中间材料数量以实现利润最大化。具体如下：

$$\max_{L_{it}, M_{it}} \tilde{\tau}_{it}^Y\left(K_{it}\right)^{\beta_k}\left(L_{it}\right)^{\beta_l}\left(M_{it}\right)^{\beta_m}e^{\omega_{it}} - \tilde{\tau}_{it}^L W_t L_{it} - \tilde{\tau}_{it}^M P_t^M M_{it} \tag{8}$$

从（8）式可以看出，对于产出扭曲税而言，$\tilde{\tau}_{it}^Y < 1$ 代表对企业征税，$\tilde{\tau}_{it}^Y > 1$ 代表对企业补贴。对于劳动扭曲税而言，$\tilde{\tau}_{it}^L < 1$ 代表对企业补贴，$\tilde{\tau}_{it}^L > 1$ 代表对企业征税。对于中间材料扭曲税而言，$\tilde{\tau}_{it}^M < 1$ 代表对企业补贴，$\tilde{\tau}_{it}^M > 1$ 代表对企业征税。需要说明的是，这里的征税和补贴均需做广义的理解①。求解（8）式，可得劳动需求函数：

$$L_{it} = \left(\frac{\beta_m}{P_t^M}\right)^{\frac{\beta_m}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\beta_l}{W_t}\right)^{\frac{1-\beta_m}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\tilde{\tau}_{it}^L}{\tilde{\tau}_{it}^Y}\right)^{\frac{\beta_m-1}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\tilde{\tau}_{it}^M}{\tilde{\tau}_{it}^Y}\right)^{\frac{-\beta_m}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(K_{it}\right)^{\frac{\beta_k}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(e^{\omega_{it}}\right)^{\frac{1}{1-\beta_l-\beta_m}} \tag{9}$$

中间材料需求函数：

$$M_{it} = \left(\frac{\beta_m}{P_t^M}\right)^{\frac{1-\beta_l}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\beta_l}{W_t}\right)^{\frac{\beta_l}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\tilde{\tau}_{it}^L}{\tilde{\tau}_{it}^Y}\right)^{\frac{-\beta_l}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(\frac{\tilde{\tau}_{it}^M}{\tilde{\tau}_{it}^Y}\right)^{\frac{\beta_l-1}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(K_{it}\right)^{\frac{\beta_k}{1-\beta_l-\beta_m}}\left(e^{\omega_{it}}\right)^{\frac{1}{1-\beta_l-\beta_m}} \tag{10}$$

定义 $\tau_{it}^M \equiv \frac{\tilde{\tau}_{it}^M}{\tilde{\tau}_{it}^Y}$，$\tau_{it}^L \equiv \frac{\tilde{\tau}_{it}^L}{\tilde{\tau}_{it}^Y}$。对（9）式两端取对数得：

① 本文关注的是企业间扭曲税的相对值，而非绝对值。只要有部分企业（无须全部）面临扭曲税，那么OP/LP/ACF/GNR方法将不能准确的估计企业生产函数的参数。

$$l_{it}=\frac{1}{1-\beta_l-\beta_m}\left[\gamma_l-\left(1-\beta_m\right)\ln\tau_{it}^L-\beta_m\ln\tau_{it}^M+\beta_k k_{it}+\omega_{it}\right] \tag{11}$$

其中，$\gamma_l=\beta_m\left(\ln\beta_m-\ln P_t^M\right)+\left(1-\beta_m\right)\left(\ln\beta_l-\ln W_t\right)$。

对(10)式两端取对数，整理可得：

$$m_{it}=\frac{1}{1-\beta_l-\beta_m}\left[\gamma_m-\beta_l\ln\tau_{it}^L-\left(1-\beta_l\right)\ln\tau_{it}^M+\beta_k k_{it}+\omega_{it}\right] \tag{12}$$

其中，$\gamma_m=\left(1-\beta_l\right)\left(\ln\beta_m-\ln P_t^M\right)+\beta_l\left(\ln\beta_l-\ln W_t\right)$。

结合(11)式和(12)式可得：

$$m_{it}=l_{it}-\frac{\gamma_l-\gamma_m}{1-\beta_l-\beta_m}+\ln\tau_{it}^L-\ln\tau_{it}^M \tag{13}$$

从(13)式可以看到：当不存在扭曲税时($\ln\tau_{it}^L$ 和 $\ln\tau_{it}^M$ 为常数)，m_{it} 和 l_{it} 完全共线，此时ACF方法将无法识别生产函数参数。对于这一点，ACF已经提到，因此，在数值模拟时使用了Leontief形式的增加值生产函数。从(13)式还可以看到：当存在扭曲税时($\ln\tau_{it}^L$ 或 $\ln\tau_{it}^M$ 不为常数)，m_{it} 和 l_{it} 将不再完全共线。此时，生产函数参数是可识别的。但是，引入扭曲税之后，代理变量方法和GNR方法都不再能得到一致的参数估计值。

2. 代理变量方法的问题

(12)式表明，给定要素价格，中间材料需求是资本、生产率和扭曲税的函数，即扭曲税会影响企业对要素投入量的选择。这些扭曲税研究者无法观测到，因此，违背了代理变量方法中的标量不可观测假设。如果要素需求函数中存在不可观测的扭曲税，中间材料的需求将不再是生产率的严格递增函数。严格单调假设不成立，企业生产率将无法被反解。此时，使用代理变量方法将不能得到生产函数参数的一致估计量。由于扭曲税对估计过程的影响高度非线性，因此，本文无法从理论上讨论估计偏误的大小和方向，只能通过蒙特卡洛模拟来观察。

3. GNR方法的问题

当引入扭曲税后，要素份额回归(7)式将变为：

$$\ln s_{it}^M=\ln\beta_m-\ln\tau_{it}^M-\varepsilon_{it} \tag{14}$$

从(14)式可以看出，加入 $\ln\tau_{it}^M$ 之后：①如果 $\ln\tau_{it}^M$ 的均值0，对(14)式进行OLS回归，可以得到 β_m 的一致估计量，但由于不能将 $\ln\tau_{it}^M$ 和 ε_{it} 分离开，因此，不能得到 β_k 和 β_l 的一致估计量；②如果 $\ln\tau_{it}^M$ 的均值不为0，对(14)式进行OLS回归，将不能得 β_m 的一致估计量，进而也不能得到 β_k 和 β_l 的一致估计量。同样，由于扭曲税对估计过程的影响高度非线性，本文无法从理论上讨论估计偏误的大小和方向，只能通过蒙特卡洛模拟来观察。

四、资源错配情况下的生产函数估计：一种新的方法

如前文所述，当存在资源错配时，代理变量方法和GNR方法均无法得到生产函数参数的一致估计量。因此，本文提出一种新的估计方法，应对资源错配情况下的生产函数估计问题。

1. 基本思想和步骤

给定假设1、假设2、假设3和假设5成立。使用如下二阶多项式去逼近 $g\left(\omega_{it-1}\right)$①：

① 这里仅作二阶展开是由于生产率 ω_{it} 的取值范围有限，三阶及更高阶项的系数会很小。不仅如此，加入更多阶的项之后，共线性问题将使得方程无法估计。

$$\omega_{it} \approx \rho_0 + \rho_1 \omega_{it-1} + \rho_2 \omega_{it-1}^2 + \xi_{it} \tag{15}$$

从表达式 $\omega_{it} = y_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it} - \varepsilon_{it}$ 可以看到,由于不可观测的误差项 ε_{it} 的存在,即使知道生产函数参数 $\{\beta_k, \beta_l, \beta_m\}$,也不能利用企业数据计算出生产率 ω_{it},进而对(15)式进行回归,得到 ξ_{it}。既然如此,不妨换个思路,定义混合项 $u_{it} \equiv \omega_{it} + \varepsilon_{it}$,进而生产率可表达为 $\omega_{it} = u_{it} - \varepsilon_{it}$,将这一表达式代入(15)式,整理可得:

$$u_{it} \approx \tilde{\rho}_0 + \rho_1 u_{it-1} + \rho_2 u_{it-1}^2 + \mu_{it} \tag{16}$$

其中,常数项:$\tilde{\rho}_0 = -\rho_2 \mathrm{E}(\varepsilon_{it-1}^2)$,误差项:$\mu_{it} = -\rho_1 \varepsilon_{it-1} - 2\rho_2 \omega_{it-1} \varepsilon_{it-1} - \rho_2 \left[\varepsilon_{it-1}^2 - \mathrm{E}(\varepsilon_{it-1}^2)\right] + \xi_{it} + \varepsilon_{it}$。常数项的引入,是为了使得误差项 μ_{it} 的期望等于0。

给定工具变量集 $Z_{it}^{NEW} = \{k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}\}$,可以得到:

$$\begin{aligned} \mathrm{E}(\mu_{it} Z_{it}^{NEW}) &= -2\rho_2 \mathrm{E}\left[\omega_{it-1} \varepsilon_{it-1} Z_{it}^{NEW}\right] = -2\rho_2 \mathrm{E}\left\{\mathrm{E}\left[\omega_{it-1} \varepsilon_{it-1} Z_{it}^{NEW} | \omega_{it-1}, Z_{it}^{NEW}\right]\right\} = \\ &-2\rho_2 \mathrm{E}\left\{\omega_{it-1} Z_{it}^{NEW} \mathrm{E}\left[\varepsilon_{it-1} | \omega_{it-1}, Z_{it}^{NEW}\right]\right\} = 0 \end{aligned} \tag{17}$$

也就是说,误差项 μ_{it} 与工具变量集 Z_{it}^{NEW} 正交。因此,只要能得到 ρ_1、ρ_2 的一致估计量,就可以利用矩条件 $\mathrm{E}\left(Z_{it}^{NEW} \mu_{it}\right) = 0$ 进行GMM估计,得到生产函数参数的一致估计量。

由于 u_{it-1}、u_{it-1}^2 与 μ_{it} 相关,因此,直接对(16)式进行OLS回归不能得到 ρ_1、ρ_2 的一致估计量。但是,可以证明如下结论:

$$\begin{aligned} \mathrm{E}(u_{it-2} \mu_{it}) &= -2\rho_2 \mathrm{E}\left[u_{it-2} \omega_{it-1} \varepsilon_{it-1}\right] = -2\rho_2 \mathrm{E}\left\{\mathrm{E}\left[u_{it-2} \omega_{it-1} \varepsilon_{it-1} | u_{it-2}, \omega_{it-1}\right]\right\} = \\ &-2\rho_2 \mathrm{E}\left\{u_{it-2} \omega_{it-1} \mathrm{E}\left[\varepsilon_{it-1} | u_{it-2}, \omega_{it-1}\right]\right\} = 0 \end{aligned} \tag{18}$$

$$\begin{aligned} \mathrm{E}(u_{it-2}^2 \mu_{it}) &= -2\rho_2 \mathrm{E}\left[u_{it-2}^2 \omega_{it-1} \varepsilon_{it-1}\right] = -\mathrm{E}\left\{\mathrm{E}\left[u_{it-2}^2 \omega_{it-1} \varepsilon_{it-1} | u_{it-2}, \omega_{it-1}\right]\right\} = \\ &-2\rho_2 \mathrm{E}\left\{u_{it-2}^2 \omega_{it-1} \mathrm{E}\left[\varepsilon_{it-1} | u_{it-2}, \omega_{it-1}\right]\right\} = 0 \end{aligned} \tag{19}$$

即 u_{it-2} 和 u_{it-2}^2 与误差项 μ_{it} 正交。同时,很显然 u_{it-2} 与 u_{it-1} 相关,u_{it-2}^2 与 u_{it-1}^2 相关。因此,使用 u_{it-2} 做 u_{it-1} 的工具变量,u_{it-2}^2 做 u_{it-1}^2 的工具变量,对(16)式进行两阶段最小二乘(2SLS)估计,可以得到 ρ_1、ρ_2 的一致估计量。

以上讨论可总结为如下估计步骤:

(1)给定任意初始参数值 $\{\beta_k, \beta_l, \beta_m\}$,计算混合误差项 $u_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m) = y_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it}$。将 $u_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 对 $u_{it-1}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 和 $u_{it-1}^2(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 进行2SLS回归,得到误差项 $\mu_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$。回归时,使用 $u_{it-2}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 和 $u_{it-2}^2(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 分别做 $u_{it-1}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 和 $u_{it-1}^2(\beta_k, \beta_l, \beta_m)$ 的工具变量。

(2)利用矩条件 $\mathrm{E}\left[Z_{it}^{NEW} \mu_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m)\right] = 0$ 进行GMM估计,得到生产函数参数的估计值。其中工具变量集 $Z_{it}^{NEW} = \{k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}\}$。①总结起来,上述估计方法的逻辑在于,既然第一阶段无法通过反解生产率分离出误差项 ε_{it},则放弃反解生产率,直接将包含生产率和误差项的混合项 u_{it} 进行多项式展开,使用2SLS方法得到多项式系数的一致估计量,进而利用企业要素投入和生产率演化的"结构"信息构造矩条件进行GMM估计,得到生产函数参数的一致估计量。不同于OP/LP/ACF/GNR的两步估计,本文的方法实质上是一步估计,且不需要先分离出误差项,因此操作上更简单。

2. 与已有方法的比较

在与已有方法进行比较之前,先简要介绍另一种应用广泛的企业生产函数估计方法,即由

① 滞后更多期的资本、劳动和中间材料,以及其平方项也可以作为额外的工具变量。

Arellano and Bond(1991)和Blundell and Bond(1998,2000)提出并发展的动态面板估计方法(简称DP)。在这里,仅介绍其最简单的形式。假定企业对数形式的生产函数为(2)式。动态面板方法要求满足前述假设1、假设2和假设3。除此之外,还需增加:

假设7:生产率ω_{it}服从线性一阶马尔可夫过程:$\omega_{it} = \rho\omega_{it-1} + \xi_{it}$,其中$\xi_{it}$是企业在$t$期受到的随机生产率冲击。

在这些假定下,生产函数(2)式可变形如下:

$$\tilde{y}_{it} = \beta_k \tilde{k}_{it} + \beta_l \tilde{l}_{it} + \beta_m \tilde{m}_{it} + \xi_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it} \tag{20}$$

其中,$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \rho y_{it-1}$,$\tilde{k}_{it} = k_{it} - \rho k_{it-1}$,$\tilde{l}_{it} = l_{it} - \rho l_{it-1}$,$\tilde{m}_{it} = m_{it} - \rho m_{it-1}$,$\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \rho\varepsilon_{it-1}$。由于$\xi_{it}$为生产率在第$t$期的随机冲击,$\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \rho\varepsilon_{it-1}$为纯随机误差项。根据假设2和假设3可知,混合误差项$\xi_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}$与$Z_{it}^{DP} = \left\{k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}\right\}$正交。因此,可利用矩条件$\mathrm{E}\left[\left(\xi_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}\right) Z_{it}^{DP}\right] = 0$进行GMM估计得到生产函数参数的一致估计量。

动态面板方法不要求生产率是研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素,也不要求要素投入与生产率之间满足单调关系,因此,资源错配(扭曲税)并不会影响其估计结果。但是,动态面板方法要求生产率的演化服从如下线性过程:$\omega_{it} = \rho\omega_{it-1} + \xi_{it}$。如果这一条件不满足,动态面板方法将无法得到生产函数参数的一致估计量。这一要求太过严苛。

与前述企业生产函数估计方法相比,本文的方法有如下三点优势:①允许扭曲税的存在,且不要求投资(OP)或中间材料(ACF/LP)与生产率满足单调关系;②与动态面板估计方法相比,不要求生产率的演化服从外生一阶线性马尔可夫过程;③与传统结构估计方法相比,不需要额外的数据信息。

本文的方法有如下缺点:①由于使用了工具变量,若误差项ε_{it}很大,以致混合项u_{it}前后两期之间相关性很低,则估计结果的有效性将降低;②使用了二阶多项式去逼近$g\left(\omega_{it-1}\right)$,若生产率实际生成过程中包括三次项或者更高次项,则需要用近似得到和矩条件正交的残差,估计结果的有效性会降低。但是,以上这些问题可以通过扩大样本量去缓解。后文的仿真部分会详细展示。

五、资源错配情况下不同估计方法的比较:基于蒙特卡洛模拟

本部分利用蒙特卡洛模拟方法来展示,在要素错配的情形下,用代理变量方法和GNR方法进行生产函数估计,不能得到参数的一致估计量,并验证本文提出的新方法的合理性。具体而言,本文构造一系列虚拟企业,并对其运营过程进行模拟,每一次生成2000家企业10年期的一个面板数据集①,然后利用动态面板、代理变量、GNR方法和本文的新方法分别进行生产函数估计。为了避免一次模拟的随机性,本文对每种数据生成过程和估计重复100次。

1. 基本设定

(1)生产率。参照Ackerberg et al.(2015),设定ω_{it}服从如下一阶自回归(AR(1))过程:

$$\omega_{it} = \rho_1 \omega_{it-1} + \xi_{it} \tag{21}$$

其中,ξ_{it}~$\mathrm{N}\left(0, \left[\mathrm{sd}\left(\xi_{it}\right)\right]^2\right)$,$\omega_{i0}$~$\mathrm{N}\left(0, \left[\mathrm{sd}\left(\omega_{i0}\right)\right]^2\right)$。$\mathrm{sd}\left(\xi_{it}\right)$为$\xi_{it}$的标准差,$\mathrm{sd}\left(\omega_{i0}\right)$为$\omega_{i0}$的标准差。为了在后续的估计中展示动态面板方法所存在的问题,本文同时设定了一种包含滞后期的高

① 为了避免初始条件的随意性,本文生成了20年的数据,选取后10年的数据进行估计。

次项的生产率生成过程:

$$\omega_{it}=\rho_1\omega_{it-1}+\rho_2\omega_{it-1}^2+\xi_{it} \tag{22}$$

(2)资本。资本积累的动态方程为:$K_{it}=(1-\delta)K_{it-1}+I_{it-1}$。参照Grieco et al.(2016),设定企业投资遵循如下规则①:$\log(I_{it})=\lambda\omega_{it}+(1-\lambda)\log(K_{it})$。资本存量初值:$K_{i0}=1+e^{\tilde{K}_{i0}}$,其中,$\tilde{K}_{i0}\sim N\left(\bar{K}_{i0},\left[sd(K_{i0})\right]^2\right)$。$\bar{K}_{i0}$为$K_{i0}$的均值,$sd(K_{i0})$为$K_{i0}$的标准差。

(3)要素价格和产品价格。市场上的所有企业都是从完全竞争的市场上购买同质的投入品,不同企业的要素投入价格相同。其中,劳动价格设定为0.1,中间材料价格设定为0.5。产品市场完全竞争,每个企业的产出价格标准化为1。

(4)中间材料、劳动和产出。劳动投入由(11)式决定,中间材料投入由(12)式决定。企业产出由生产函数(2)式决定,随机误差项服从正态分布:$\varepsilon_{it}\sim N\left(0,\left[sd(\varepsilon_{it})\right]^2\right)$。$sd(\varepsilon_{it})$为误差项的标准差。

(5)扭曲税。由于ACF、GNR以及本文的新方法使用了复杂的非线性估计,因此,很难直接分析扭曲税对估计结果的影响方向。只能依赖蒙特卡洛模拟来进行讨论。为了分析不同形式的扭曲税对估计结果的影响,本文设定如下两类扭曲税:

随机扭曲。假设企业面临的扭曲税与企业的生产率无关。为简化分析,设定扭曲税服从正态分布,具体如下:

$$\ln\tau_{it}^L\sim N\left(0,\left[sd(\ln\tau_{it}^L)\right]^2\right) \tag{23}$$

$$\ln\tau_{it}^M\sim N\left(0,\left[sd(\ln\tau_{it}^M)\right]^2\right) \tag{24}$$

其中,$sd(\ln\tau_{it}^L)$、$sd(\ln\tau_{it}^M)$分别为$\ln\tau_{it}^L$、$\ln\tau_{it}^M$的标准差。

与生产率相关的扭曲。假设企业面临的扭曲税与企业的生产率相关。具体如下:

$$\ln\tau_{it}^L=\rho_{\omega l}\frac{sd(\ln\tau_{it}^L)}{sd(\omega_{it})}\left[\omega_{it}-mean(\omega_{it})\right]+v_{it}^L \tag{25}$$

$$\ln\tau_{it}^M=\rho_{\omega m}\frac{sd(\ln\tau_{it}^M)}{sd(\omega_{it})}\left[\omega_{it}-mean(\omega_{it})\right]+v_{it}^M \tag{26}$$

其中,$\rho_{\omega l}$为$\ln\tau_{it}^L$与ω_{it}的相关系数,$\rho_{\omega m}$为$\ln\tau_{it}^M$与ω_{it}的相关系数。随机误差项$v_{it}^L\sim N\left(0,var(v_{it}^L)\right)$,其中,$var(v_{it}^L)=\left[1-(\rho_{\omega l})^2\right]var(\ln\tau_{it}^L)$。随机误差项$v_{it}^M\sim N\left(0,var(v_{it}^M)\right)$,其中,$var(v_{it}^M)=[1-(\rho_{\omega m})^2]var(\ln\tau_{it}^M)$。

表1列出了数据生成过程中所需要的参数值。

按照以上规则,生成数据集$\{\omega_{it},K_{it},L_{it},M_{it},Y_{it},W_t,P_t^M,\ln\tau_{it}^L,\ln\tau_{it}^M\}$。这些数据企业都能观测到,但研究者无法观测到生产率ω_{it}和扭曲税$\ln\tau_{it}^L$、$\ln\tau_{it}^M$。

① Ackerberg et al.(2015)使用了更为复杂的投资生成方程。由于本文的假设仅需投资前定即可,因此采用了一种简易的方式生成投资以简化计算。

表1　　蒙特卡洛模拟参数

参数	描述	值
β_k	资本产出弹性	0.2
β_l	劳动产出弹性	0.2
β_m	中间材料产出弹性	0.5
$\bar{\varepsilon}_{i0}$	随机误差项的均值	0.0
$sd(\varepsilon_{it})$	随机误差项的标准差	0.1
ρ_1	生产率演变中滞后期一次项的系数	0.7
ρ_2	生产率演变中滞后期二次项的系数	0.1
$\bar{\omega}_{i0}$	初始生产率的均值	1.0
$sd(\omega_{i0})$	初始生产率的标准差	2.0
$\bar{\xi}_{i0}$	生产率演变创新项的均值	0.0
$sd(\xi_{it})$	生产率演变创新项的标准差	0.3
$\bar{K}_{i0}$	初始资本存量的均值	1.0
$sd(K_{i0})$	初始资本存量的标准差	2.0
λ	投资规则的参数	0.2
δ	资本存量演变的参数	0.2
$sd(\ln\tau_{it}^L)$	劳动扭曲税的标准差	1.0
$sd(\ln\tau_{it}^M)$	中间材料扭曲税的标准差	0.8
ρ	生产率相关扭曲时扭曲税与生产率相关系数	0.5
$mean(v_{it})$	生产率相关扭曲、企业相关扭曲时扭曲税的扰动项均值	0.0
$sd(v_{it})$	生产率相关扭曲、企业相关扭曲时扭曲税的扰动项标准差	0.1
W_t	劳动价格	0.1
P_t^M	中间材料价格	0.5
P_{it}^Y	产出价格	1.0
J	企业数量	2000
T	时间	10
N	蒙特卡洛重复次数	100

2. 蒙特卡洛模拟结果

本部分展示资源错配情况下，ACF、GNR及本文提出的新方法在蒙特卡洛模拟中的生产函数估计结果，考察要素错配对生产函数估计结果的影响。

（1）随机扭曲。表2展示了扭曲税为随机扭曲时各种方法的估计结果。其中，第（1）列为动态面板，第（2）列为直接使用ACF方法，第（3）列为在第一阶段引入扭曲税后的ACF方法（ACF_T），第（4）列为存在两种扭曲时的GNR方法，第（5）列为不存在中间材料扭曲税时的GNR方法（GNR_T），第（6）列为本文提出的新方法（NEW）。Panel A估计结果的数据生成过程不包括生产率的高次项，即$\rho_2 = 0$。Panel B的数据生成过程包括生产率的高次项，即$\rho_2 = 0.1$。每种方法生成100次不同的数据，分别进行估计，再取平均值。

从表2的Panel A中可看出，ACF方法的估计结果有偏，产生偏误的原因在于当扭曲税存在时标

表 2　　随机扭曲情况下的生产函数估计结果

真实值:$\beta_k = 0.2, \beta_l = 0.2, \beta_m = 0.5$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方法	DP	ACF	ACF_T	GNR	GNR_T	NEW
Panel A:$\rho_1 = 0.7, \rho_2 = 0, \ln\tau_{it}^L \sim N(0,1)$ $\ln\tau_{it}^M \sim N(0, 0.8)$						
$\hat{\beta}_k$	0.1999 (0.0017)	0.1542 (0.0519)	0.1999 (0.0018)	0.2538 (0.5818)	0.2001 (0.0022)	0.2000 (0.0027)
$\hat{\beta}_l$	0.2002 (0.0026)	0.2488 (0.0415)	0.2001 (0.0025)	0.1414 (0.6629)	0.1999 (0.0017)	0.2002 (0.0026)
$\hat{\beta}_m$	0.4997 (0.0025)	0.5277 (0.0247)	0.4998 (0.0024)	0.5000 (0.0029)	0.5000 (0.0004)	0.4997 (0.0025)
Panel B:$\rho_1 = 0.7, \rho_2 = 0.1, \ln\tau_{it}^L \sim N(0,1)$ $\ln\tau_{it}^M \sim N(0, 0.8)$						
$\hat{\beta}_k$	0.2127 (0.0019)	0.1403 (0.0719)	0.2003 (0.0018)	-0.0631 (0.0035)	0.2000 (0.0023)	0.1996 (0.0165)
$\hat{\beta}_l$	0.2005 (0.0025)	0.2574 (0.0559)	0.2001 (0.0028)	0.5023 (0.0043)	0.2004 (0.0018)	0.2001 (0.0027)
$\hat{\beta}_m$	0.5004 (0.0025)	0.5339 (0.0296)	0.4999 (0.0027)	0.5004 (0.0029)	0.5001 (0.0003)	0.4999 (0.0027)

注:本表报告了每一种情况100次重复实验的均值,括号内的数值为100个估计系数的标准差。以下各表同。

量不可观测假设不再满足。当在ACF估计的第一阶段中引入扭曲税后,得到了一致的参数估计值,说明扭曲税确实是影响ACF方法估计的关键。GNR方法估计的$\hat{\beta}_k$及$\hat{\beta}_l$出现了偏误,但$\hat{\beta}_m$被正确估计。这符合本文的预期,只要中间材料扭曲税的均值为0,则要素份额回归就能得到$\hat{\beta}_m$的正确估计,但由于无法分离中间材料扭曲税与误差项,所以得不到$\hat{\beta}_k$及$\hat{\beta}_l$的正确估计。当中间材料扭曲税不存在时,如第(5)列所示,GNR方法可以得到一致的估计结果,说明中间材料扭曲税是影响GNR方法估计的关键。

表2的Panel A中,DP方法得到了正确的估计值,与本文预期一致。此时生产率的生成过程不包含滞后期的高次项,因此,动态面板方法可以得到一致的参数估计值。但正如前文所言,这一估计方法依赖于生产率的生成过程,当生产率生成过程包含了滞后期的高次项时,动态面板估计会存在较大的偏误。Panel B清晰地展示了这一结果:当生产率的生成过程包含滞后期的二次项时,动态面板估计的$\hat{\beta}_k$有偏,符合理论预期。

本文提出的新方法,无论生产率的生成过程中包含滞后期生产率的高次项(Panel B),还是不包含滞后期生产率的高次项(Panel A),都得到了生产函数参数的一致估计值。这说明本文提出的新方法在资源错配情况下可以得到生产函数参数的一致估计值。

(2)与生产率相关的扭曲。前文展示了扭曲税为随机扭曲时的估计结果。本部分将展示扭曲税与生产率相关时各方法的估计结果。表3展示了生产率生成过程不包含滞后期的高次项的估计结果($\rho_2 = 0$)。Panel A扭曲税组合为$\ln\tau_{it}^L$服从N(0,1)的正态分布,$\ln\tau_{it}^M$与生产率相关系数为0.5。Panel B为$\ln\tau_{it}^M$服从N(0,1)的正态分布,$\ln\tau_{it}^L$与生产率相关系数为0.5。Panel C为$\ln\tau_{it}^M$,$\ln\tau_{it}^L$与

生产率相关系数0.5。可以看到,ACF和GNR方法得到了有偏的估计值,且系数偏离真实值的大小较随机扭曲时更大。动态面板方法得到了一致的估计结果,但如前文所言,此结果依赖于生产率演化服从外生一阶线性马尔可夫过程的设定。本文提出的新方法,在所有情况下均得到了一致的估计值。

表3　　扭曲税与生产率相关情况下的生产函数估计结果一

真实值:$\beta_k=0.2$,$\beta_l=0.2$,$\beta_m=0.5$ 生产率演化参数:$\rho_1=0.7$,$\rho_2=0$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方法	DP	ACF	ACF_T	GNR	GNR_T	NEW
Panel A:$\ln\tau_{it}^L$~N(0,1);$\ln\tau_{it}^M$均值为0、标准差为0.8、与ω_{it}相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.1999 (0.0019)	0.1740 (0.0159)	0.1999 (0.0021)	0.1779 (0.0095)	0.1999 (0.0022)	0.1998 (0.0032)
$\hat{\beta}_l$	0.2002 (0.0029)	0.3160 (0.0025)	0.2000 (0.0026)	0.2273 (0.0109)	0.2000 (0.0019)	0.2002 (0.0029)
$\hat{\beta}_m$	0.5001 (0.0029)	0.4333 (0.0023)	0.5003 (0.0027)	0.4999 (0.0027)	0.5000 (0.0004)	0.5001 (0.0030)
Panel B:$\ln\tau_{it}^M$~N(0,0.8);$\ln\tau_{it}^L$均值为0、标准差为1、与ω_{it}相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.2001 (0.0019)	0.1852 (0.0191)	0.1999 (0.0021)	-0.3856 (0.0186)	0.1998 (0.0022)	0.1999 (0.0029)
$\hat{\beta}_l$	0.2003 (0.0028)	0.1202 (0.0400)	0.2003 (0.0027)	0.8704 (0.0221)	0.2001 (0.0021)	0.2002 (0.0029)
$\hat{\beta}_m$	0.4999 (0.0027)	0.6292 (0.0215)	0.4999 (0.0025)	0.5001 (0.0027)	0.4999 (0.0004)	0.4999 (0.0027)
Panel C:$\ln\tau_{it}^M$均值为0、标准差为0.8,与ω_{it}相关系数为0.5; $\ln\tau_{it}^L$均值为0、标准差为1,与ω_{it}相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.2001 (0.0018)	0.4143 (0.2074)	0.2001 (0.0019)	0.2445 (0.0392)	0.1999 (0.0026)	0.1999 (0.0030)
$\hat{\beta}_l$	0.1997 (0.0031)	0.1485 (0.0991)	0.1998 (0.0028)	0.1511 (0.0441)	0.2001 (0.0023)	0.1997 (0.0031)
$\hat{\beta}_m$	0.5002 (0.0034)	0.2852 (0.3379)	0.5001 (0.0032)	0.5000 (0.0024)	0.5000 (0.0004)	0.5002 (0.0034)

表4展示了生产率生成过程包含滞后期生产率的高次项的估计结果($\rho_2=0.1$)。从中可以看到,ACF和GNR方法依然得到不一致的估计结果。在第一阶段控制住扭曲税后的ACF方法与不存在中间材料扭曲税情况下的GNR方法在此种扭曲税设定下依然得到了一致的估计结果,再次说明扭曲税是引起ACF及GNR方法产生估计偏误的根本原因。同时,与表3的结果相比,DP的估计结果不再一致,说明生产率生成过程中引入滞后期生产率的高次项是导致DP方法不再有效的原因。本文提出的新方法得到了生产函数参数的一致估计值,说明本文提出的新方法在生产率生成过程中包含滞后期生产率的高次项时依然适用。

表 4　　扭曲税与生产率相关情况下的生产函数估计结果二

真实值:$\beta_k = 0.2$ $\beta_l = 0.2$ $\beta_m = 0.5$ 生产率演化参数:$\rho_1 = 0.7, \rho_2 = 0.1$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方法	DP	ACF	ACF_T	GNR	GNR_T	NEW
Panel A:$\ln\tau_{it}^{L}$~N(0,1);$\ln\tau_{it}^{M}$ 均值为0、标准差为0.8、与 ω_{it} 相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.2128 (0.0022)	0.1995 (0.2231)	0.2000 (0.0020)	0.0956 (0.0099)	0.2003 (0.0019)	0.2011 (0.0141)
$\hat{\beta}_l$	0.2007 (0.0027)	0.3198 (0.0731)	0.1999 (0.0027)	0.3366 (0.0106)	0.1999 (0.0018)	0.1999 (0.0028)
$\hat{\beta}_m$	0.5000 (0.0030)	0.4663 (0.0298)	0.5003 (0.0031)	0.5002 (0.0025)	0.5000 (0.0003)	0.5002 (0.0033)
Panel B:$\ln\tau_{it}^{M}$~N(0,0.8);$\ln\tau_{it}^{L}$ 均值为0、标准差为1、与 ω_{it} 相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.2132 (0.0026)	0.1540 (0.0045)	0.2003 (0.0023)	−0.2767 (0.0143)	0.2001 (0.0024)	0.2010 (0.0151)
$\hat{\beta}_l$	0.1997 (0.0033)	0.1663 (0.0067)	0.2002 (0.0033)	0.7256 (0.0159)	0.2002 (0.0021)	0.2002 (0.0034)
$\hat{\beta}_m$	0.5010 (0.0025)	0.6236 (0.0037)	0.4999 (0.0026)	0.5000 (0.0030)	0.5000 (0.0004)	0.4999 (0.0027)
Panel C:$\ln\tau_{it}^{M}$ 均值为0、标准差为0.8,与 ω_{it} 相关系数为0.5; $\ln\tau_{it}^{L}$ 均值为0、标准差为1,与 ω_{it} 相关系数为0.5						
$\hat{\beta}_k$	0.2135 (0.0022)	0.1921 (0.0674)	0.2003 (0.0019)	−0.0616 (0.0642)	0.2001 (0.0025)	0.2031 (0.0150)
$\hat{\beta}_l$	0.1997 (0.0031)	0.2000 (0.0066)	0.1999 (0.0031)	0.5009 (0.0670)	0.2000 (0.0021)	0.1998 (0.0032)
$\hat{\beta}_m$	0.5003 (0.0030)	0.5557 (0.0044)	0.4999 (0.0030)	0.4998 (0.0024)	0.5000 (0.0004)	0.4999 (0.0031)

综上,当存在资源错配时,使用本文的新方法可以得到企业生产函数参数的一致估计量。更重要的是,本文的方法操作简单,且不需要额外的数据信息,具有较强的实用性。

3.敏感性分析

本文提出的估计方法的有效性依赖于误差项和生产率的生成过程,在本部分将详细讨论这些设定对估计结果的影响①。

(1)误差项对估计结果的影响。本文提出的新方法中使用 u_{it-2} 和 u_{it-2}^2 作为 u_{it-1} 和 u_{it-1}^2 的工具变量,对(18)式进行2SLS回归。此做法隐含了 u_{it-2} 和 u_{it-2}^2 分别与 u_{it-1} 和 u_{it-1}^2 相关,且与 μ_{it} 正交的假设。由于 $u_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it}$,而 ε_{it} 在时间上不相关,因此,当 ε_{it} 的标准差增大时,u_{it} 前后两期的相关性将减弱,这将影响工具变量的有效性(弱工具变量问题)。极端情况下,若 ε_{it} 足够大,以致 u_{it} 中绝大部分的信息都是时间上不相关的误差,那么本文的估计方法将完全失效。因此,当误差项较小时,本文的估计方法可以得到较为准确的估计值。但是,当误差项逐渐增大时,本文的估计方法的有效性会逐渐降低。由于本文的估计量是一致的,因此,当样本量较大时,误差项对估计结果的影响会很小。这得到了本文模拟结果的支持。

① 具体内容参见《中国工业经济》网站(http://ciejournal.ajcass.org)附件。

(2)生产率生成过程对估计结果的影响。如前文所述,本文提出的新方法使用了二阶多项式去逼近$g\left(\omega_{it-1}\right)$。当生产率的实际生成过程包含三次或者更高次项时,可能会对估计结果产生影响。以三次项为例:

$$\omega_{it} \approx \rho_0 + \rho_1\omega_{it-1} + \rho_2\omega_{it-1}^2 + \rho_3\omega_{it-1}^3 + \xi_{it} \tag{27}$$

此时同样使用混合项$u_{it} \equiv \omega_{it} + \varepsilon_{it}$,将其代入(27)中,可以得到:

$$u_{it} \approx \tilde{\rho}_0 + \rho_1 u_{it-1} + \rho_2 u_{it-1}^2 + \rho_3 u_{it-1}^3 + \mu_{it} \tag{28}$$

其中,常数项:$\tilde{\rho}_0 = -\rho_2\mathrm{E}(\varepsilon_{it-1}^2)$,误差项:$\mu_{it} = -\rho_1\varepsilon_{it-1} - \left(2\rho_2\omega_{\mathrm{it-1}} + 3\rho_3\omega_{it-1}^2\right)\varepsilon_{it-1} - \rho_2\left[\varepsilon_{it-1}^2 - \mathrm{E}(\varepsilon_{it-1}^2)\right] - 3\rho_3\omega_{\mathrm{it-1}}\varepsilon_{it-1}^2 - \rho_3\varepsilon_{it-1}^3 + \xi_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{it}$。与前文相比多出了$3\rho_3\omega_{\mathrm{it-1}}\varepsilon_{it-1}^2$,$\rho_3\varepsilon_{it-1}^3$与$3\rho_3\omega_{it-1}^2\varepsilon_{it-1}$。因为$\varepsilon_{it-1}$为纯误差项且数值较小,同时生产率的取值范围有限,因此,ρ_3的取值也较小,可以认为$3\rho_3\omega_{\mathrm{it-1}}\varepsilon_{it-1}^2 \approx 0$,$\rho_3\varepsilon_{it-1}^3 \approx 0$。此时误差项可以近似为:

$$\mu_{it} \approx -\rho_1\varepsilon_{it-1} - \left(2\rho_2\omega_{\mathrm{it-1}} + 3\rho_3\omega_{it-1}^2\right)\varepsilon_{it-1} - \rho_2\left[\varepsilon_{it-1}^2 - \mathrm{E}(\varepsilon_{it-1}^2)\right] + \xi_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{it} \tag{29}$$

可以看到误差项仍然与本文使用的工具变量集$Z_{it}^{NEW} = \{k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}\}$正交:

$$\begin{aligned}
\mathrm{E}\left(\mu_{\mathrm{it}}Z_{it}^{NEW}\right) &= -\mathrm{E}\left[\left(2\rho_2\omega_{\mathrm{it-1}} + 3\rho_3\omega_{it-1}^2\right)\varepsilon_{it-1}Z_{it}^{NEW}\right] \\
&= -\mathrm{E}\left\{\mathrm{E}\left[\left(2\rho_2\omega_{\mathrm{it-1}} + 3\rho_3\omega_{it-1}^2\right)\varepsilon_{it-1}Z_{it}^{NEW}|\omega_{\mathrm{it-1}}, Z_{it}^{NEW}\right]\right\} \\
&= -\mathrm{E}\left\{\left(2\rho_2\omega_{\mathrm{it-1}} + 3\rho_3\omega_{it-1}^2\right)Z_{it}^{NEW}\mathrm{E}\left[\varepsilon_{it-1}|\omega_{\mathrm{it-1}}, Z_{it}^{NEW}\right]\right\} = 0
\end{aligned} \tag{30}$$

由于使用了近似以得到与工具变量集正交的矩条件,本文的新方法的有效性可能会降低。但样本量越大,近似条件越容易被满足。所以此问题仍然可以通过增大样本量来缓解。这也得到了本文模拟结果的支持。

六、结论与启示

企业TFP估计是经济学研究的重要基础。当前,企业TFP估计的最主流方法是结构估计方法。相较于非结构估计方法,结构估计方法需要假设更多关于企业生产决策过程的"结构"信息,比如,代理变量方法和GNR方法均假设生产率是研究者面临的唯一不可观测因素,而DP方法则假设企业生产率满足线性一阶马尔可夫过程。"结构"假设的引入,可以减少对数据信息的依赖,因此,结构估计方法被实证研究者们广泛使用。但是这些假设的"结构"信息如果不成立,结构估计方法将得不到一致的参数估计值。本文讨论了资源错配对企业生产函数估计,尤其是结构估计方法的影响。本文发现:当存在资源错配时,使用现有的生产函数结构估计方法,包括以Olley and Pakes(1996)为代表的代理变量方法和以Gandhi et al.(2020)为代表的结合静态投入要素份额回归的结构估计方法,均不能得到生产函数参数的一致估计量。其原因在于当存在资源错配时,这些方法成立的前提假设不再成立,即生产率不再是研究者面对的影响企业要素投入的唯一不可观测因素。本文利用蒙特卡洛模拟,证实了上述分析结论。

进一步,本文提出了一种在资源错配情形下估计生产函数的新方法。其基本思想是:将包含生产率和误差项的混合项进行多项式展开,使用2SLS方法得到生产率演化方程系数的一致估计量,进而利用企业要素投入和生产率演化的"结构"信息构造正交条件,利用GMM估计得到生产函数参数的一致估计量。蒙特卡洛模拟结果显示,在不同的资源错配情况下,本文的新方法均可以得到生产函数参数的一致估计量。不仅如此,本文提出的新方法操作简便,且不需要任

何额外的信息,因此具有较强的实用性。本文的方法虽然可以得到生产函数参数的一致估计量,但不能将企业生产率ω_{it}和误差项ε_{it}分离开。使用$\omega_{it}+\varepsilon_{it}$这一混合项开展实证研究,可能对估计结果不会有太大影响,但是对于生产率的概念界定和理论分析而言,将二者分开是十分必要的。

值得一提的是,动态面板方法在大多数扭曲场景中同样能得到一致的生产函数系数估计值,仅在生产率生成过程包含高次项时出现了一些偏误。因此,在资源错配非常显著的场景中,使用动态面板方法或本文提供的方法可能较为稳健。另外,本文的研究与企业要素或产出品价格缺失情况下的生产函数估计这支文献(De Loecker and Goldberg,2014;Grieco et al.,2016)有一定程度的相关,但存在根本不同。现有文献中,解决这一问题的思路大致是通过设定一个企业产品或要素的需求函数结构,进而利用产品或要素的价值反推出其数量。这些方法往往要求很强的假定,并且适用范围也受到很大的限制。本文的方法没有对产品或要素的需求函数做任何的设定,无法解决产品或要素价格缺失导致的问题。因此,本文的方法无法帮助解决投入品和产出品价格缺失引起的估计偏差。

本文以包含三要素的柯布—道格拉斯生产函数作为论证和模拟的基础,但是本文的方法适用于两要素或其它更多要素的柯布—道格拉斯生产函数情形。不仅如此,本文的方法还可以推广到其它非柯布—道格拉斯生产函数的形式,比如CES生产函数,只要(对数)生产率和(对数)要素投入函数是加和的形式即可。同时,本文的方法还可以推广到产品市场非完全竞争的场景,但此时需要对企业需求函数的形式做出假定,比如,可以采用Grieco et al.(2016)使用的垄断竞争的市场结构得到企业需求函数,进而在此基础上同时将生产函数参数和需求函数参数估计出来。

企业生产函数估计是一项非常具有挑战的工作。因为,所有的估计方法都依赖于某些特定的假设条件,而这些假设条件往往无法验证。例如,企业真实的生产函数形式是否为柯布—道格拉斯形式?如果是,是几要素的柯布—道格拉斯生产函数?不同企业生产的产品是否同质,进而可比?企业的生产率是否真的按照外生一阶马尔可夫过程演化?任一条件不满足,依赖于这些条件的特定方法进行的生产函数估计都将产生偏误。因此,需要再次强调,本文的方法仅仅表明:如果给定的这些假设条件成立,那么本文的方法便可以得到生产函数参数的一致估计量。作为实证研究者,在具体的研究中,一定要认真考察所使用方法的前提条件是否满足。

〔参考文献〕

〔1〕龚关,胡关亮.中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J].经济研究,2013,(4):4-15.

〔2〕黄先海,金泽成,余林徽.要素流动与全要素生产率增长:来自国有部门改革的经验证据[J].经济研究,2017,(12):62-75.

〔3〕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,(2):541-558.

〔4〕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.

〔5〕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.

〔6〕尹恒,李世刚.资源配置效率改善的空间有多大——基于中国制造业的结构估计[J].管理世界,2019,(12):28-44.

〔7〕尹恒,柳荻,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.

〔8〕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.

〔9〕岳文,陈飞翔.如何解决企业生产函数估计中的内生性问题——一个文献综述的视角[J].经济评论,2015,(2):149-160.

〔10〕张天华,张少华.中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J].世界经济,2016,(4):44-69.

〔11〕张志强.微观企业全要素生产率测度方法的比较与应用[J].数量经济技术经济研究,2015,(12):107-123.

〔12〕朱沛华,陈林.工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验[J].中国工业经济,2020,(7):24-42.

〔13〕Ackerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.

〔14〕Ackerberg, D., C. L. Benkard, S. Berry, and A. Pakes. Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes[A]. Heckman, J. and E. Leamer. Handbook of Econometrics[C]. Amsterdam: Elsevier, 2007.

〔15〕Arellano, M., and S. 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.

〔16〕Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpetta. Cross-Country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection[J]. American Economic Review, 2013, 103(1): 305-334.

〔17〕Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.

〔18〕Blundell, R., and S. Bond. Gmm Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions[J]. Econometric Reviews, 2000, 19(3): 321-340.

〔19〕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(2): 339-351.

〔20〕De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik. Prices, Markups, and Trade Reform[J]. Econometrica, 2016, 84(2): 445-510.

〔21〕De Loecker, J., and P. K. Goldberg. Firm Performance in a Global Market[J]. Annual Review of Economics, 2014, 6(1): 201-227.

〔22〕Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity[J]. Review of Economic Studies, 2013, 80(4): 1338-1383.

〔23〕Gandhi, A., S. Navarro, and D. A. Rivers. On the Identification of Gross Output Production Functions[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(8): 2973-3016.

〔24〕Grieco, P. L. E., S. Li, and H. Zhang. Production Function Estimation with Unobserved Input Price Dispersion[J]. International Economic Review, 2016, 57(2): 665-690.

〔25〕Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.

〔26〕Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.

〔27〕Marschak, J., and W. H. Andrews. Random Simultaneous Equations and the Theory of Production[J]. Econometrica, 1944, 12(3/4): 143-205.

〔28〕Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.

〔29〕Restuccia, D., and R. Rogerson. The Causes and Costs of Misallocation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2017, 31(3): 151-174.

Impact of Resource Misallocation on Firm Production Function Estimation: A New Method

LI Shi-gang[1], HUANG Hong-ju[1], MO Jia-wei[2]

(1. International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University;

2. School of Economics, Peking University)

Abstract: Increasing total factor productivity (TFP) and improving resource allocation efficiency are two important engines driving China's high-quality economic development. The estimation of firm production function is crucial for understanding the evolution of TFP and resource allocation efficiency. While existing literature has found that resource misallocation is prevalent in the economy, this article points out that production function estimation is affected by the presence of resource misallocation. In particular, the proxy variable method represented by Olley and Pakes (1996) and the structural estimation method proposed by Gandhi et al. (2020) which combines static input factor share regression cannot obtain consistent estimates of production function parameters. This is because both methods require separating productivity from the random error term before estimating the evolution of productivity. The premise assumption is that productivity is the only unobservable factor that affects firms' factor inputs. This assumption cannot hold in the presence of resource misallocation, because the distorted tax (Hsieh and Klenow, 2009) faced by firms is also unobservable and affects firms' inputs.

To tackle the challenge of production function estimation with resource misallocation, this article proposes a new method for estimating firm production function. The main idea is to directly expand the mixed term containing the productivity and the random error term into a polynomial and use instrumental variable method (2SLS) to solve the estimation bias caused by mixing the random error term and productivity. This article then uses GMM method to construct orthogonal conditions with structural information on firm factor inputs and productivity evolution to obtain consistent estimates of production function parameters. Since this method does not require separating productivity from the random error term, it does not need to assume that productivity is the only unobservable factor that affects firms' inputs. In addition, compared with the dynamic panel approach proposed by Blundell and Bond (1998, 2000), our method relaxes the assumption that productivity follows the exogenous linear first-order Markov process. More importantly, the new method does not require additional data information. These features make our method attractive to most settings.

To show that the current structural estimation methods cannot obtain consistent estimators of production function parameters under resource misallocation, and to verify the rationality of our new method, this paper adopts the Monte Carlo simulation for illustration. The simulation demonstrates that our new method can obtain consistent estimates of production function parameters in the presence of resource misallocation without requiring additional data information, and thus has strong practicality compared with existing methods.

Keywords: resource misallocation; firm production function; total factor productivity; structural estimation

JEL Classification: D24 C13 C14

〔责任编辑:张永珅〕