

一、企业全要素生产率测算方法

通常，建立如下 C-D 生产函数对企业全要素生产率（total factor productivity, TFP）进行 OLS 估计：

$$Y_{it} = A_{it} M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} \quad (1)$$

对（1）式进行对数变换，得到：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示企业和年份。 Y_{it} 为企业产出，以工业总产值表示，并采用以 1998 年为基期的二分位行业层面的工业品出厂价格指数进行平减^①； M_{it} 为企业中间投入，使用中国工业企业数据库报告的企业中间投入合计表示，并采用以 1998 年为基期的原材料、燃料、动力购进价格指数进行平减； K_{it} 为资本存量，采用固定资产净值年平均余额表示，并采用以 1998 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减，按照企业会计准则，固定资产净值年平均余额指标包含了固定资产原值、工程物资、在建工程以及已提折旧等项目，能够相对准确地刻画企业的资本状况； L_{it} 表示劳动投入，采用企业的全部职工人数衡量。残差项 $\varepsilon_{it} = \varpi_{it} + \eta_{it}$ ， ϖ_{it} 和 η_{it} 分别表示不可观测的对生产率冲击的预期和随机误差项。

直接采用 OLS 估计企业全要素生产率存在联立性偏差和选择性偏差，可能导致 OLS 估计参数有偏从而使得全要素生产率测算结果不准确。一方面，OLS 估计方法要求要素投入变量（ M_{it} ， K_{it} ， L_{it} ）与残差项 ε_{it} 相互独立，但许永洪等（2020）提出，有关生产率冲击的预测要与要素投入不相关并不符合现实，因此会存在联立性偏差；另一方面，存活在市场上的企业生产率更高，生产率低下的企业会被淘汰，仅利用在位企业样本进行估计可能高估企业的全要素生产率（聂辉华和贾瑞雪，2011）。因此，Olley 和 Pakes（1996）提出了半参数法（简称 OP 法），将企业投资作为企业生产率估计的工具变量以修正联立性偏差，同时考虑企业进入退出的影响修正了选择性偏差。除此之外，常用的企业 TFP 估算方法还有 Levinsohn 和 Petrin（2003）提出的半参数法（简称 LP 法）。LP 方法利用企业的中间投入作为生产率的工具变量，虽然在一定程度上解决了企业投资数据序列样本缺失导致的全要素生产率估计偏误，但该方法并没有考虑企业进入和退出行为的影响。为此鉴于本文使用的中国工业企业数据库普遍存在企业进入和退出，本文在基准回归中采用扩展的 OP 法测算企业全要素生产率，并以 LP 法的估计结果作为稳健性检验。

在 OP 法的基础上，结合企业特征和中国实情进行扩展，将企业出口、年龄、所有制、加工形式等情况（ FH_{it} ）和我国 2001 年底加入 WTO 事件冲击的虚拟变量（ WTO_t ）纳入投资函数中，从而得到企业投资函数表达式如下：

$$I_{it} = \tilde{I}(\ln K_{it}, \varpi_{it}, FH_{it}, WTO_t) \quad (3)$$

由于投资决策函数关于生产率冲击 ϖ_{it} 是单调递增的（Olley 和 Pakes，1996），可以得到（3）式的反函数为 $\varpi_{it} = \tilde{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, FH_{it}, WTO_t)$ ，并将该函数代入式（2）给出的生产函数估计模型，得到如下计量回归模型：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_l \ln L_{it} + g(\ln K_{it}, I_{it}, FH_{it}, WTO_t) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

①数据来源于《中国价格统计年鉴（2016）》，具体处理过程备索。

其中， $g(\bullet) = \beta_k \ln K_{it} + \tilde{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, FH_{it}, WTO_t)$ 。参照 Olley 和 Pakes (1996)、Amiti 和 Konings (2007) 的做法，本文使用资本对数值、投资对数值等的四阶多项式逼近 $g(\bullet)$ 进行估计，可得：

$$g(\ln K_{it}, I_{it}, FH_{it}, WTO_t) = (1 + FH_{it} + WTO_t) \sum_{\sigma=0}^4 \sum_{\tau=0}^4 \gamma_{\sigma\tau} k_{it}^{\sigma} I_{it}^{\tau} \quad (5)$$

由于中国工业企业数据库并未具体报告企业的投资额，本节参考 Olley 和 Pakes (1996)、鲁晓东和连玉君 (2012) 以及毛其淋和盛斌 (2013) 等做法，通过使用中国工业企业数据库可反映资本存量的固定资产数据，并采用永续盘存法估算企业投资。具体地， $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$ ，其中 K_{it} 和 I_{it} 分别表示企业 i 在 t 年的资本存量 and 投资，通过对该式变形可以得到企业投资方程为：

$$I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1} \quad (6)$$

考虑到 Amiti 和 Konings (2007) 采用 OP 法测算印度尼西亚企业生产率时采用 15% 的折旧率，国内学者在使用 OP 法测算中国企业生产率时也普遍采用了这一折旧率水平（毛其淋和盛斌，2013；聂辉华和贾瑞雪，2011；余淼杰，2010），本文将折旧率 δ 设定为 15%。

通过估计式 (7) 得到企业中间投入的产出弹性 $\hat{\beta}_m$ 和企业劳动投入的产出弹性 $\hat{\beta}_l$ ，本节计算了残差 $R_{it} = \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it}$ 。并进一步对企业资本投入的产出弹性 β_k 进行无偏估计，采用 Amiti 和 Konings (2007) 提出的计算资本对数值和投资对数值的高阶多项式的存活指标概率修正选择性偏差，进而精确估计下述方程式：

$$R_{it} = \beta_k \ln K_{it} + \tilde{I}^{-1}(g_{i,t-1} - \beta_k \ln K_{i,t-1}, \hat{p}_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $\hat{p}_i$ 是企业在下一年退出市场概率的拟合值。得到估计系数 $\hat{\beta}_k$ 后，即得到了任意行业 j 的 OP 法下的企业全要素生产率：

$$TFP_{ijt}^{OP} = \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta}_k \ln K_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it} \quad (8)$$

值得注意和补充说明的是，对全部企业样本直接使用统一的 OP 法即隐含地假设了所有企业都有相同的劳动产出弹性和资本产出弹性。考虑到不同行业的企业要素产出弹性可能存在较大差异，为了尽可能真实反映不同行业的企业技术水平，本文参考杨汝岱 (2015) 和 Yu (2015) 的做法，假设同一行业内部的加工贸易企业的生产模式较为近似，以我国统一的 2 分位工业行业分类为基础，分行业分别对各制造业行业加工贸易企业的全要素生产率采用 OP 法估计。

二、稳健性检验

（一）基于企业全要素生产率不同测算方法的敏感性测试

一方面，由于 OP 法假设企业投资工具变量与总产出始终保持单调关系，导致投资额为零的样本并不被估计。事实上，本文研究样本中仍有 25% 的加工贸易企业在样本期内没有对应的投资数据，从而造成了样本的丢弃，且并非每个加工贸易企业在每一年都有投资。使用中间投入作为工具变量的半参数法（LP 法）可在一定程度上修正本文使用企业投资作为生产率的工具变量导致的生产率测度误差。另一方面，继续选取了其他三种方法测算企业生产率对估计结论进行敏感性测试：OLS 估计法、控制个体固定效应回归的估计（简称 FE 估计法）和以资本与中间投入的一阶滞后值作为工具变量的广义矩估计（简称 GMM 估计法）。附表 1 的（1）～（12）列分别给出了使用 LP 法等不同生产率测算方法对估计结论进行敏感性测试的结果，可以发现，核心解释变量和交互项的估计系数大小和显著性水平均与基准回归结果十分接近，结果稳健。

（二）识别和区分不同政策目标的 NTMs

企业进口除遭受 TBT 的影响，还可能遭受其他非关税措施，若不考虑其他措施的影响，可能导致核心变量估计系数有偏。Herghelegiu（2018）指出，仅按 NTMs 的定义来区分贸易政策和公共政策的做法并不准确。在各类 NTMs 中，TBT 和 SPS 通常被归为公共政策类措施，然而，这些措施同样可能被政府用来限制贸易以保护国内经济。因此，本文根据我国发布 NTMs 的政府机构职能，将由商务部或海关总署单独发布，以及这两个部门联合发布的非关税措施定为“贸易政策类措施”，否则即为“公共政策类措施”，前者主要以贸易保护主义为目的，而后者则主要以实现公共政策为目标。本部分按照不同政策目标将 NTMs 分为贸易政策类 NTMs 和公共政策类 NTMs，然后分别计算两类 NTMs 的频数比率，进行基准回归。由于 TBT 属于公共政策类 NTMs，其估计结果应与公共政策类 NTMs 影响的估计结果一致。回归结果见附表 2 的（1）～（3）列，可以发现公共政策类 NTMs 估计结果与 TBT 的影响的基准回归结果高度吻合，结果稳健。

（三）更新使用 2000—2013 年期间的企业样本估计

考虑研究的时效性，本部分进一步采用 2000—2013 年工业企业与海关贸易数据库的匹配数据检验纯加工贸易企业中间产品进口遭遇 TBT 对其劳动生产率的影响。需要注意的是，由于中国工业企业数据库在 2007 年之后不再报告计算企业全要素生产率所需要的工业增加值和工业中间投入指标，使用企业的劳动生产率衡量企业生产率，即使用企业当年的总产值除以员工数计算得到当年企业的劳动生产率。回归结果见附表 2 的（4）列，可以发现核心变量系数与采用 2000—2006 年数据样本的回归结论基本一致，结果稳健。

附表 1 基于不同的企业全要素生产率测算方法的估计结果

变量	LP 估计法			OLS 估计法			FE 估计法			GMM 估计法		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>FI_TBT</i>	0.030** (0.014)	0.051*** (0.015)	0.052*** (0.015)	0.012* (0.007)	0.028*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.022*** (0.008)	0.042*** (0.008)	0.041*** (0.008)	0.017** (0.007)	0.036*** (0.008)	0.034*** (0.008)
<i>FI_TBT</i> × <i>Dummy_assembly</i>		-0.116*** (0.039)	-0.129*** (0.041)		-0.088*** (0.019)	-0.090*** (0.020)		-0.113*** (0.022)	-0.118*** (0.023)		-0.103*** (0.020)	-0.106*** (0.021)
<i>FI_TBT</i> × <i>Ratio_assembly</i>												
<i>Dummy_assembly</i>		-0.008 (0.026)			0.092*** (0.014)	0.098*** (0.015)		0.072*** (0.015)	0.074*** (0.016)		0.085*** (0.014)	0.089*** (0.015)
<i>Ratio_assembly</i>			-0.015 (0.028)									
常数项	7.952*** (0.326)	7.954*** (0.326)	7.960*** (0.325)	1.318*** (0.126)	1.287*** (0.126)	1.285*** (0.126)	2.854*** (0.155)	2.829*** (0.155)	2.830*** (0.154)	1.940*** (0.135)	1.911*** (0.134)	1.910*** (0.134)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	27 521	27 521	27 521	27 538	27 538	27 538	27 538	27 538	27 538	27 538	27 538	27 538
R ²	0.683	0.684	0.684	0.206	0.208	0.208	0.447	0.448	0.448	0.304	0.306	0.306

注：括号内数值为企业水平的聚类标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

附表 2

稳健性检验估计结果

变量	区分贸易政策类进口 NTMs 与 公共政策类进口 NTMs			使用 2000—13 年 企业样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FI_TBT</i>	0.022*** (0.008)	0.042*** (0.008)	0.041*** (0.008)	0.045*** (0.017)
<i>FI_TBT</i> × <i>Dummy_assembly</i>		-0.113*** (0.022)		
<i>FI_TBT</i> × <i>Ratio_assembly</i>			-0.118*** (0.023)	
<i>Dummy_assembly</i>		0.072*** (0.015)		
<i>Ratio_assembly</i>			0.074*** (0.016)	
常数项	2.854*** (0.155)	2.829*** (0.155)	2.830*** (0.154)	3.695*** (0.181)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	27 538	27 538	27 538	37483
R ²	0.447	0.448	0.448	0.452

注：括号内数值为企业水平的聚类标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。（1）～（3）列模型核心被解释变量为基于扩展的 OP 估计法测算的企业全要素生产率，（4）列模型核心被解释变量为企业劳动生产率。

参考文献

- [1] 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, 11(2): 541-558.
- [2] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究, 2013, 48(04):16-29.
- [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] 许永洪, 孙梁, 孙传旺. 中国全要素生产率重估——ACF 模型中弹性估计改进和实证[J]. 统计研究, 2020, 37(1):33-46.
- [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] 余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010(12):97-110.
- [7] Amiti, M. and Konings, J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2007, 97(5):1611-1638.
- [8] Herghelegiu C. The Political Economy of Non-tariff Measures[J]. World Economy, 2018, 41(1):262-286.
- [9] Levinsohn, J. and Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [10] Olley, G. S. and Pakes, A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6):1263-1297.
- [11] Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. Economic Journal, 2015, 125(585):943-988.