

中国制造业全要素生产率的再估计：2000 - 2008

刘续棵*

内容提要 本文分析了估计生产率存在的内生性问题及其处理方法，并使用 2000 - 2008 年中国制造业企业数据，对全要素生产率进行了再估计。研究结果表明，使用 Olley-Pakes (OP) 扩展的方法之一 Wooldridge-Levinsohn-Petrin (WLP) 估计法会得到较为准确的全要素生产率估计值。利用 WLP 估计法计算的 2007 - 2008 年加总全要素生产率的增长率为 0，即全要素生产率的增长出现了停滞；同时，劳动生产率的增长率在逐年增加，即资本和中间品投入对全要素生产率增长的贡献为负。

关键词 全要素生产率 内生性 增长停滞 要素贡献

一 引言

生产函数的估计在计量经济学中有很长历史，最早可追溯到 19 世纪早期 (Akerberg et al., 2006)。但时至今日，在估计生产函数的过程中仍然存在很多计量经济学问题。其中最主要的问题是，一些影响生产函数的因素没有被计量经济学家观测到但却被企业观测到，而当这种被企业观测到的因素进入到了生产决策中时，就会出现生产率估计的内生性问题 (Akerberg et al., 2006; Wooldridge, 2009)，这种情况下最小二乘法 (OLS) 估计的系数往往是有偏的。

由于企业微观数据来源以及种类的增加，基于微观数据的全要素生产率估计方法在过去一段时间得到了很大发展 (Wooldridge, 2009)。研究生产率估计方法的主要目的是处理生产率估计中存在的内生性问题。因此，如何得到偏误较小的全要素生产率估计值就成为计量经济学方法研究的重点。利用计量经济学发展出来的生产函数估计

* 刘续棵，中国社会科学院研究生院，电子邮箱：liuxukegscass@gmail.com。

方法，有大量的经验研究集中在中国生产率变化的分析上，其核心问题是解决中国工业的增长在多大程度上由劳动力的增长和高投资率所推动，多大程度上由劳动和资本的生产率所推动（谢千里等，2008）。

姚洋（1998）考察了非国有经济成分兴起对我国工业企业技术效率的影响，并认为非国有成分的增加可以通过市场竞争和技术扩散提高全体企业的效率。刘小玄（2000）运用1995年工业普查数据研究了所有制结构变革对效率差异的影响。刘小玄（2004）研究了民营化改制对产业效率的影响。涂正革和肖耿（2007）研究了企业要素投入配置效率对全要素生产率（TFP）增长的影响。谢千里等（2008）则探讨了不同所有制类型企业在生产率表现上的差异，并研究了不同地区生产率水平的收敛趋势，他们发现在1998年至2005年间企业的进入和退出促进了中国工业生产率的增长。余淼杰（2010）发现在控制行业进口渗透率的内生性之后，贸易自由化显著提高了生产率。

不同方法在估计生产率时，都存在不同的问题，而Olley & Pakes（1996）提出的方法（以下简称Olley-Pakes方法或OP方法）由于纠正了一部分问题而在实证研究中得到了广泛使用^①。但是考虑到一部分发展中国家（包括中国）制造业数据中存在大量投资为0或者为负的情况，计量经济学家对OP方法进行了进一步修正（Wooldridge，2009）。

本文首先分析了在进行全要素生产率估计过程中，由于处理的偏误不同而产生的各种生产率估计方法；其次，利用2000 - 2008年工业企业数据库中的制造业数据，使用各种方法对全要素生产率分别进行了估计和比较。全要素生产率与劳动生产率的对比结果表明：用OP扩展的方法之一Wooldridge-Levinsohn-Petrin（WLP）估计法会得到较为准确的全要素生产率估计值。通过该方法计算的2007 - 2008年加总全要素生产率的增长率为0，即出现了停滞，这是与其他全要素生产率估计结果对比中最为明显的差异。同时，劳动生产率的增长率则是在逐年增加，即资本和中间品投入，而非劳动力对全要素生产率的增长产生了负面影响。

二 估计生产率存在的内生性问题及处理方法

（一）固定效应估计法

对生产函数的估计是理解经济增长的关键（Kim et al.，2013），这其中最直接的做

^① 聂辉华和贾瑞雪（2011）认为Olley-Pakes方法能够很好地解决以往计量经济学方法中出现的问题。

法是最小二乘法，即使用不同的指标来替代式 (1) 中的 q_{it} ：

$$TFP_{it}^{OLS} = q_{it} - \alpha_l l_{it} - \alpha_k k_{it} - \alpha_m m_{it} \quad (1)$$

估计生产函数参数面临的一个主要问题是投入产出的同步决定 (simultaneously determined) (Marschak & Andrews, 1944)。同步性问题会使得投入与生产率冲击 (productivity shock) 相关，因此估计得到的参数会产生偏误。有学者利用企业层面的固定效应方法 (fixed effects, 简称 FE) 来解决这个问题，这样做可以利用企业在不同时间的要素投入变化来估计参数。Griliches & Mairesse (1998) 在其文献回顾中指出，通过固定效应方法估计得到的资本系数非常小，接近于 0。他们发现由于资本在面板数据中随时间的变化较小，测量资本的过程因此会受到大量误差的影响。因此，FE 方法会导致资本的系数产生衰减偏误 (attenuation bias)。

(二) Olley-Pakes 估计法

在估计生产函数的过程中除了同步性偏差的问题以外，还会出现选择偏差问题。也就是说，企业退出市场与企业所积累的固定投入要素 (如资本) 相关。假设存在一个企业退出的门槛：生产率 $\bar{\omega}_{it}$ 。当企业的生产率低于这个门槛时，企业会发现自己退出市场更为有利。因此，企业的固定要素投入和生产率之间就存在相关关系。这意味着回归分析中包含的样本实际上并不是随机选择的，这反过来也造成了估计上的偏差。这两个问题直到 Olley & Pakes (1996) 提出的 OP 法才得以较好解决。

与固定效应方法不同的是，OP 法允许生产率冲击随时间变动。简单来说，在控制资本存量的条件下，假设生产率冲击与投资是单调递增关系，生产率冲击能影响企业的投资决定，因此可以把不可直接观察的生产率冲击写成可直接衡量的投资的一个反函数。再注意到当期投资为本期资本存量与上一期折旧后资本存量的差。换言之，上一期和本期的资本投入都会对不可直接观测的生产率产生影响。

基于上述观察，Olley & Pakes (1996) 分如下两步来计算资本、劳动力和原料在生产函数中的比重系数。第一步，先估算出劳动力和中间投入等可变要素在生产函数中的比重系数，并得出不直接考察资本的 OLS 拟合残差；第二步，以不直接考察资本的 OLS 拟合残差为因变量，采用资本及投资的高阶多项式作为自变量，并嵌入使用 Probit 模型估算出来的企业生存概率作为额外的自变量加入到模型中，从而纠正选择偏差问题。

$$\hat{P}_{it} = p(\phi_p(k_{it}, I_{it})) \quad (2)$$

函数 $\phi_p(\cdot)$ 代表由资本和投资组合的高阶多项式。而由于要求当期和上一期资本估计系数须相同，因此，可以采用非线性最小二乘法进行估计。一旦在第二步中把资本投入的系数估计出来，再结合第一步所得的劳动力和原料投入系数，就可以成功计算出企业的生产率。

(三) OP 的扩展之一：Amiti-Konings 估计法

Amiti & Konings (2007) 对 Olley-Pakes 方法进行了修正 (Amiti-Konings 估计法, 简称 OP_EF), 他们认为加入国际贸易市场会对生产率产生冲击。当进入国际市场存在沉没成本或生产率更高的企业参与到国际贸易中时 (Melitz, 2003), 就不能把进口和出口作为外生变量。按照 Kasahara & Rodrigue (2008)、Van Biesebroeck (2005) 以及 De Loecker (2006) 的方法, 我们把进出口看作影响生产率的重要变量引入到投资方程中。OP 方法假设企业在 $t-1$ 期决定投资新的资本, 同样假设企业在 $t-1$ 期做出了进口和出口决策。这样, 投资需求函数就成为了四个变量的函数: 资本、生产率、进口和出口^①, 即 $I_{it} = i_t(k_{it}, \omega_{it}, FM_{it}, FX_{it})$ 。通过对投资函数取反函数我们可以得到计算生产率的表达式, 以资本、出口决策、加入世界贸易组织 (WTO) 以及投资四个变量为生产率的函数。同样假设调整后的投资与生产率之间的关系是单调递增的。

$$\omega_{it} = h_t(k_{it}, I_{it}, FM_{it}, WTO_{it}) \quad (3)$$

(四) OP 的扩展之二：Wooldridge-Levinsohn-Petrin 估计法

OP 估计法存在的问题是只有当投资为正时, 这种反函数关系才成立。因此, 如果投资小于 0 或者缺失太多, 则有可能影响 OP 法的估计结果。Levinsohn & Petrin (2003) 认为在面板数据中许多企业报告的投资值为 0, 这就会使得估计过程丧失掉很大一部分样本。他们把 OP 法扩展到中间投入上, 用中间投入取代投资, 然后把不可直接观察的生产率冲击写成资本和中间投入的反函数 (Levinsohn-Petrin 估计法, 简称 LP)。

Wooldridge (2009) 对 LP 估计法进行了修正 (Wooldridge-Levinsohn-Petrin 估计法, 简称 WLP)。他认为可以利用自助抽样法 (bootstrapping methods) 计算标准误差和检验结果。借助广义矩 (GMM) 可以实现 LP 的估计过程。这种方法相比 OP 和 LP 的两阶段法有两个优点:

第一, Akerberg et al. (2006) 指出了 LP 方法在估计的第一阶段存在问题。如果企业

① 由于数据的限制, 在计算中国生产率时, 我们用是否出口、是否加入世界贸易组织两个虚拟变量替代。

可以决定劳动力的投入,那么劳动力也是不可观测的生产率冲击与资本的函数,则无法准确估计可变要素的系数。他们认为通过生产函数来估计生产率并不准确。比如在柯布-道格拉斯生产函数中,如果把不可观测的生产率冲击看作投入要素的函数,劳动力就可以被其他因素替代,劳动力作为要素也就不存在了。他们推荐使用 OP 和 LP 的混合方法,在估计的第一阶段不计算任何生产参数,从而解决了缺乏识别 (lack of identification) 的问题。WLP 方法允许在第二阶段对可变投入 (如劳动力) 进行参数估计。

第二,系统 GMM 估计法可以得到非常稳健的标准误差,同时也有效利用了 LP 和 OP 假设的矩条件 (moment condition)。两阶段估计的主要缺点在于:一方面,第一阶段和第二阶段的误差存在相关性;另一方面,无法有效解决误差中的异方差问题。而 WLP 利用了两阶段等式之间的相关性提高了效率,同时利用加权矩阵有效地解决了序列相关以及异方差问题。

(五) OP 的扩展之三:Loecker 估计法

在 OP 方法中,不可观测的生产率冲击被设定为投资和资本的多项式。Syverson (2010)、Amiti & Konings (2007) 及 De Loecker (2007) 的经验研究表明:在实际估计生产函数的过程中,投资与生产率冲击的单调递增关系不一定成立。这是由于除了生产率冲击以外,需求冲击同样会影响投资。我们把 Amiti & Konings (2007) 和 De Loecker (2007) 的方法结合起来,对内部需求和外部需求同时进行了考虑 (Loecker 估计法,简称 OP_EFL)。

De Loecker (2007) 认为需求冲击主要是由于遗漏变量偏差产生的。也就是说由于在估计过程中采用了行业水平的价格来计算物质产出,行业内的厂商价格变动就可能对估计结果产生影响。Foster et al. (2008) 采取同质性的产品估计生产率从而控制了产品质量带来的差异。De Loecker (2007) 认为广告费可以作为产品质量的代理指标。

(六) 系统广义矩法 (SGMM)

修正版的 Olley-Pakes 估算法能够处理同步偏差和选择偏差。不过,这建立在资本投入比劳动投入对未观察到的生产率冲击反应更强烈的假设下。换言之,在发生生产率冲击时,劳动投入被认定是外生不变的。但是,我国是一个劳动力资源丰富的国家,劳动力成本相对较低。当面临生产率冲击时,企业更可能会主要调整劳动投入来最优化其生产行为 (Blomström et al., 2001)。Blundell & Bond (1998) 的系统 GMM 法 (SGMM) 是处理该问题的一个很好的方法。通过假设未观察到的生产率冲击依赖于前期,系统 GMM 方法将全要素生产率设定为受到现在和过去所有类型的企业投入的影响。Blundell & Bond (1998) 采用的估计函数为:

$$\begin{aligned} q_{it} &= \alpha_i + \alpha_l l_{it} + \alpha_k k_{it} + (\omega_i + \omega_{it} + \varepsilon_{it}) \\ \omega_{it} &= \rho \omega_{i,t-1} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $|\rho| < 1$ ， ω_i 为企业层面的固定效应， ω_{it} 是与前一期相关的因子， η_{it} 是生产率冲击， ε_{it} 是测量误差， α_i 是包含了年份固定效应的截距。这样，我们可以得到 α_i 、 α_l 、 α_k 和 ρ 的一致估计。其动态模型是：

$$\begin{aligned} q_{it} &= \alpha_l l_{it} - \rho \alpha_l l_{i,t-1} + \alpha_k k_{it} - \rho \alpha_k k_{i,t-1} + \rho q_{i,t-1} \\ &\quad + \underbrace{(\alpha_i - \rho \alpha_{i,t-1})}_{\alpha_i^*} + \underbrace{\omega_i(1 - \rho)}_{\omega_i^*} + \underbrace{(\eta_{it} + \varepsilon_{it} - \rho \varepsilon_{i,t-1})}_{\varepsilon_{it}^*} \end{aligned} \quad (5)$$

系统 GMM 的优势是可以产生工具变量，并且能够检验过度识别。缺点是对数据的要求高，需要长期的面板数据才能建立模型。如果存在测量误差，需要至少四期的面板数据才能估计。为了防止过度识别，工具变量的数量要等于解释变量的数量。

三 数据来源与统计描述

工业企业数据库全称为“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”^①，样本收集范围为全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业，包括国民经济行业分类中的“采掘业”、“制造业”以及“电力、燃气及水的生产和供应业”三个门类，其中制造业企业占 90% 以上。

我们使用了 2000 - 2008 年共 9 年的数据，包含全国 31 个省（市、自治区）30 个两位数制造业行业，每年的样本企业数量在 10 万（2000 年）至 30 万（2008 年）之间。尽管这个数据包含了丰富的信息，但是一些样本由于数据误报等原因仍然存在一些问题。因此，我们根据 Brandt et al.（2012）的建议删除了职工人数在 8 人以下的样本。另外，在原始数据中，企业并没有报告固定资产投资值，而只报告了固定资产原值及固定资产净值。由于这些数值只是不同年份的账面价值，如果不转换为不同年份间可比的实际价值，在估计资本存量时就会产生系统性的偏误。因此我们以固定资产原值为基础，同样利用 Brandt et al.（2012）方法按照永续盘存法计算了实际资本存量^②。

① 这里的“规模以上”是指企业每年的主营业务收入（即销售额）为 500 万元及以上。

② 需要注意的是，在计算实际资本存量的过程中，Brandt et al.（2012）利用 Perkins & Rawski（2008）构建的投资价格指数对名义资本进行了折减。由于 Perkins & Rawski（2008）只提供了到 2006 年为止的价格指数，因此无法直接运用于本文的研究，本文利用 1993 - 2008 年国家统计局公布的投资成本指数替代。

根据 Cai et al. (2009) 以及 Yu (2010) 的方法, 我们删除了实际资本存量为缺失, 或者固定资产原值、产值、中间投入为负或者缺失的观测。我们以原始样本为基础, 分别按照不同的选取标准得到了不同的样本 (见表 1)^①。可以发现, 在各个样本中, 从 2000 年到 2008 年的企业数量都在逐年增加。

表 1 分年份的样本量比较

年 份	样本 1	样本 2	样本 3	样本 4	原始样本
2000	54206	131753	57437	131754	162883
2001	58004	143068	61059	143069	169031
2002	74583	156504	78173	156505	181557
2003	93037	173133	96257	173134	196222
2004	108564	247537	119081	247537	279092
2005	128621	243374	133025	243375	271835
2006	168083	270168	172352	270169	301961
2007	231131	304018	235608	304018	336768
2008	334795	370214	362580	370734	411407
合 计	1251024	2039769	1315572	2040295	2310756

资料来源: 根据中国工业企业数据库计算得到。

表 2 按出现次数分布的样本比较

出现次数	样本 1		样本 3		样本 4	
	样本量	百分比 (%)	样本量	百分比 (%)	样本量	百分比 (%)
1	332684	26.59	348095	26.47	222667	10.91
2	229476	18.34	237626	18.07	189518	9.29
3	182256	14.57	186048	14.15	217728	10.67
4	156080	12.48	159328	12.12	260944	12.79
5	120665	9.65	129845	9.87	346020	16.96
6	85968	6.87	91746	6.98	178392	8.74
7	62685	5.01	67333	5.12	158753	7.78
8	48144	3.85	52688	4.01	197488	9.68
9	33066	2.64	42237	3.21	268785	13.17

资料来源: 根据中国工业企业数据库计算得到。

① 样本 1 为就业人数在 8 人以上, 实际资本不缺失, 同时删除了固定资产、总产出及原材料为负的观测; 样本 2 为就业人数在 8 人以上, 固定资产不缺失; 样本 3 为就业人数在 8 人以上, 实际资本不缺失; 样本 4 为就业人数在 8 人以上。

正如 Cai et al. (2009) 指出的那样，原始数据存在“噪音”，需要排除噪音才能得到高质量的样本数据。本文利用不同样本中企业出现次数的分布来判断样本的稳定性。在发达国家，企业的存续时间与企业的数量成反比^①。由表 2 可以发现，样本 1 和样本 3 非常接近这种情况，由出现 1 次的比重 26% 逐次递减到出现 9 次的比重 3%。因此本文在分析过程选取样本 1 为基准样本，同时以样本 2 为参照样本。我们还注意到样本中存在一类特殊的情况，就是企业进入样本一段时间然后退出然后又进入，我们把这种情况的中间退出认为是由于资产总值下降退出了统计的样本，但是并没有退出市场，这种情况在分析过程中我们处理为连续存在。

我们按年份分析了中间退出又进入的样本在所有样本中的分布状况（见表 3）。我们用样本 1 和样本 2 分别计算了这种情况在历年总样本中的比重，样本 1 的平均比重是 7%，样本 2 的平均比重是 8%，都没有超过 10%。如果看分布的变化，两种样本计算的分布结果虽然在具体数值上有差异，但是都呈现出前一段时间比重较高，后一段时间比重变低的情况。也就是说，中间退出的情况占样本的比重是在减少的。

表 3 中间退出的样本分布

年 份	样本 1			样本 2		
	中间退出样本	全部样本	比例 (%)	中间退出样本	全部样本	比例 (%)
2000	4170	54206	7.69	12419	131752	9.43
2001	4954	58004	8.54	11484	143066	8.03
2002	6945	74583	9.31	13408	156504	8.57
2003	9353	93037	10.05	14701	173133	8.49
2004	6738	108564	6.21	22791	247537	9.21
2005	9574	128621	7.44	15418	243374	6.34
2006	10747	168083	6.39	16935	270169	6.27
2007	9116	231131	3.94	18234	304018	6.00
2008	6694	334795	2.00	21560	370215	5.82

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

① 在本文所使用的原始数据中，企业出现次数和存续时间之间的反向关系并不明显，这是因为存在企业进入统计范围一段时间然后退出然后又进入的情况。我们随后会对这种情况进行详细说明。

由于在使用 OP 方法估计全要素生产率的过程中需要考虑企业退出的影响,因此我们着重对企业的进入退出率进行了分析(见表4)。我们发现使用两个样本估计的进入率都比退出率要高。按样本1计算的平均进入率为0.46,平均退出率为0.32;按样本2计算的平均进入率为0.26,平均退出率为0.16。样本1在2004年以前的平均进入率为0.51,2005年到2007年的平均进入率为0.36,到2008年大幅度回增到0.56;样本2在2004年以前的平均进入率为0.31,2005年到2007年的平均进入率为0.16,到2008年大幅度回增到0.36。退出率也呈现出相似的变动状况。样本1从2000年到2003年的平均退出率为0.39,从2004年到2006年的平均退出率为0.20,到2007年又增加到0.37;样本2从2000年到2003年的平均退出率为0.19,从2004年到2006年的平均退出率为0.10,到2007年又增加到0.25。虽然两个样本在数值上差异较大但是在变动趋势上非常相似,并且有很高的相关性。

表4 按年份计算的进入、退出率比较(加入了中间退出)

年 份	样本1		样本2	
	进入率	退出率	进入率	退出率
2000	—	0.53	—	0.23
2001	0.59	0.31	0.33	0.13
2002	0.47	0.30	0.21	0.15
2003	0.44	0.43	0.23	0.23
2004	0.54	0.28	0.46	0.12
2005	0.37	0.17	0.13	0.09
2006	0.35	0.14	0.17	0.08
2007	0.37	0.37	0.17	0.25
2008	0.56	—	0.36	—
均 值	0.46	0.32	0.26	0.16

资料来源:根据中国工业企业数据库计算得到。

在计算本文的主要指标全要素生产率以及相关指标(如利润率)的过程中,我们需要建立起对应的投入数据和产出数据。我们选择数据库中的“产值现行价”作为产出的名义值,利用 Brandt et al. (2012) 构建的四位数行业产出的折减指数对名义产出进行折减得到实际产出。选择数据库中的“中间投入”作为中间品投入,同样利用 Brandt et al. (2012) 构建的四位数行业中间品投入的折减指数对名义中间品

投入进行折减得到实际的中间品投入。选择数据库中的“全部职工数”作为劳动力投入，同时为了计算劳动补偿对“本年工资”、“应付福利费”以及“失业保险金”进行了加总。

由于会计报告的劳动补偿很可能低估了职工的劳动所得，为了与国民账户的劳动所得进行匹配，需要把劳动所得占增加值的比重调整到增加值的 50%。在估计生产率的时候，我们按照 Hsieh & Klenow (2009) 对所有企业劳动所得的比重调整到与国民收入中劳动所得的比重一致。根据 Bai & Qian (2010) 提供的计算利润率的方法，我们利用销售收入与销售成本的比值来计算利润率。

在计算出投入产出数据的实际值以后，我们对这些指标取对数，一些主要的投入产出数据的描述性统计见表 5。实际产出的对数由 2000 年的 9.47 增加到了 2007 年的 10.30，但是在 2008 年下降到 10.23。实际资本的对数从 2000 年的 8.24 增加到 2007 年的 8.45，在 2008 年下降到 8.35。实际中间投入从 2000 年的 9.14 增加到 2007 年的 9.84，在 2008 年下降到 9.78。

表 5 企业数据统计性描述 (2000 - 2008)

年 份	ln_Y	profit	ln_K	ln_L	ln_M	wageo	wage
2000	9.47	0.18	8.24	4.84	9.14	2814.80	5418.14
2001	9.54	0.17	8.25	4.79	9.22	2977.73	6141.36
2002	9.68	0.17	8.27	4.80	9.36	3304.56	7440.47
2003	9.84	0.18	8.29	4.80	9.48	3630.76	9200.07
2004	9.86	0.18	8.15	4.66	9.46	3968.70	11518.52
2005	10.07	0.20	8.38	4.76	9.65	4747.84	12986.46
2006	10.19	0.15	8.42	4.72	9.74	5260.98	14379.26
2007	10.30	0.20	8.45	4.67	9.84	5905.81	16234.25
2008	10.23	0.18	8.35	4.48	9.78	5899.50	14670.50

注：ln_Y 代表实际产出的对数，profit 代表利润率的对数，ln_K 代表实际资本的对数，ln_L 代表劳动力投入的对数，ln_M 代表实际中间投入的对数，wageo 代表原始劳动所得（单位：千元），wage 代表调整后的劳动所得（单位：千元）。

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

四 生产率估计结果

考虑到计算生产率产生的各种偏误，按照第二部分介绍的估计方法我们共计算了

七种全要素生产率。同时,我们还计算了劳动生产率作为参照组。Van Biesebroeck (2007, 2008) 认为使用非参数方法估计生产率主要有两种:一种是指数法(简称 INDEX 法),另一种是数据包络法(data envelope analysis, 简称 DEA)^①。其中, Caves et al. (1982) 认为利用指数法测算不同观测点的相对生产率的精确度很高。指数法的估算公式为:

$$TFP_{it}^{INDEX} = q_{it} - S_{li}l_{it} - S_{mi}m_{it} - (1 - S_{li} - S_{mi})k_{it} \quad (6)$$

等式右边的小写字母依次代表产出、劳动力、中间投入以及资本的对数,其中 S_j , $j=l, k, m$ 是对应的投入要素弹性^②。

(一) 处理内生性的估计结果

根据第二部分的分析,我们把 WLP 估计法作为处理内生性的基准方法,同时我们分别按照以上的估计方法得到了投入要素估计系数的结果(表 6)。经验研究表明,OP 估计法的资本系数一般要比 FE 方法更高^③。最直接的计算方法 OLS 估计的资本系数为 0.07,劳动力系数为 0.11,中间投入系数为 0.79。我们选择能够较好处理以上各种偏误的 WLP 为基准,WLP 估计的资本系数为 0.10,劳动力系数为 0.07,中间投入系数为 0.69。OLS 与 WLP 相比,资本估计系数偏低,劳动力估计系数偏高,中间投入的估计系数偏高。FE 估计的资本系数和中间投入系数与 WLP 相似,但是劳动力的估计系数明显偏高。各种方法中,指数法估算的劳动力系数最高,估计结果比 WLP 高出一倍。广义矩估计法三项投入的估计系数都偏低。

-
- ① 数据包络法需要更繁复的计算过程,对处理软件 Stata 的内存有很高要求(Ji & Lee, 2010)。作者尝试用 Stata 计算,但是由于数据量太大,计算机无法读入数据进行处理。尽管如此, Van Biesebroeck (2007, 2008) 认为不同方法的计算结果有很高的相关性。Cooper et al. (2007) 对数据包络法做了详尽的评述。
- ② 以指数法为代表的非参数方法与参数法最大区别在于非参数方法假设规模报酬不变,参数法假设所有行业规模报酬递减(Brandt et al., 2012)。
- ③ Brandt et al. (2012) 用 OP 估计的劳动和资本要素投入弹性之和为 0.8, Akerberg et al. (2007) 估计值不到 0.7。他们认为在高速发展的经济体中,这样的估计值显然偏低,主要是由于测量误差造成的。De Loecker (2007) 认为如果企业有定价权,足够的利润会使得生产函数中的要素投入弹性有一个向下的调整。本文尝试按照 De Loecker (2007) 把需求函数嵌入到生产函数中估计了要素投入弹性。在考虑了需求因素以后,要素投入弹性确实要比 OP 有所提高,但是比 OP_EF 有所减小,原因可能是内部需求和外部需求的差异性所致,这也是本文在 Brandt et al. (2012) 研究基础之上的一个贡献。

表 6 投入要素估计系数的结果对比

投入要素	OLS	FE	OP	OP_EF	OP_EFL	WLP	SGMM	INDEX
资本	0.07	0.11	0.07	0.10	0.08	0.10	0.09	0.11
劳动力	0.11	0.11	0.11	0.11	0.09	0.07	0.06	0.14
中间投入	0.79	0.66	0.78	0.79	0.81	0.69	0.49	0.75
总和	0.98	0.89	0.96	1.00	0.98	0.86	0.66	1.00

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

我们同样以 WLP 的估计结果为基准与其他 OP 的扩展估计方法进行了对比，具体数值通过对样本中所有企业的全要素生产率进行简单平均和加权平均得到（表 7）。从 2000 年到 2008 年 WLP 估计的简单平均实际全要素生产率从 1.79 增加到 2.10；以名义产值为权重计算的加权平均实际全要素生产率从 2.14 增加到 2.53。WLP 的估计值在 OP 及 OP 扩展的估计方法中是最大的。

表 7 实际全要素生产率计算结果对比

年份	简单平均				加权平均			
	WLP	OP	OP_EF	OP_EFL	WLP	OP	OP_EF	OP_EFL
2000	1.79	0.95	0.91	—	2.14	1.05	0.91	—
2001	1.80	0.97	0.92	—	2.19	1.07	0.92	—
2002	1.84	1.00	0.95	—	2.25	1.12	0.95	—
2003	1.90	1.05	1.01	—	2.32	1.16	1.01	—
2004	1.97	1.13	1.08	1.08	2.44	1.26	1.08	1.51
2005	2.01	1.14	1.10	1.10	2.45	1.26	1.10	1.51
2006	2.06	1.19	1.14	1.14	2.49	1.31	1.14	1.55
2007	2.10	1.22	1.18	1.18	2.53	1.33	1.18	1.58
2008	2.10	1.24	1.19	—	2.53	1.34	1.19	—

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

（二）劳动生产率估计

如公式（7）所示，计算劳动生产率是使用产出对数除以劳动力的对数

$$LP_{it} = q_{it}/L_{it} \quad (7)$$

其中，我们分别利用总产值、销售收入以及增加值替代产出 q 。

我们估计了四位数产出价格指数折减后的劳动生产率的变化（表 8）。其中从 2000 年到 2008 年，以总产值、销售收入和增加值为产出计算的劳动生产率分别从 2.03 增加到 2.37，从 2.00 增加到 2.37，从 1.74 增加到 2.07，分别增加了 17%、19% 和 19%，年均增长率均为 2%。

表8 折减后的劳动生产率的变化

年份	LP_1	LP_2	LP_3
2000	2.03	2.00	1.74
2001	2.07	2.04	1.77
2002	2.09	2.07	1.80
2003	2.13	2.11	1.84
2004	2.20	2.20	1.92
2005	2.20	2.19	1.93
2006	2.24	2.24	1.98
2007	2.29	2.28	2.03
2008	2.37	2.37	2.07

注：LP_1 代表以总产值为产出的劳动生产率；LP_2 代表以销售收入为产出的劳动生产率；LP_3 代表以增加值为产出的劳动生产率。

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

我们以2000年到2008年的数据为基础，计算了主要的实际全要素生产率估计结果的相关性（见表9）。其中，与OLS估计结果相关性最强的是Amiti & Konings（2007）对Olley-Pakes进行修正后的估计方法（OP_EF），相关系数达到0.993。在估计的全要素生产率中，相关系数最小的是指数法，为0.744；劳动生产率的相关系数是0.399，相关程度最低。

表9 主要估计结果的相关系数（2000-2008）

	OLS	FE	OP	OP_EF	WLP	INDEX	LP_1
OLS	1.000						
FE	0.920	1.000					
OP	0.992	0.913	1.000				
OP_EF	0.993	0.904	1.000	1.000			
WLP	0.953	0.987	0.940	0.933	1.000		
INDEX	0.744	0.630	0.733	0.736	0.681	1.000	
LP_1	0.399	0.612	0.394	0.384	0.488	0.149	1.000
标准误	0.360	0.397	0.362	0.362	0.379	0.602	1.063

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

我们同时把De Loecker（2007）的估计结果与其他结果进行了比较，并计算了2004年到2007年的相关系数（见表10）。与OLS的估计结果相比，OP_EFL与其相关系数最大，达到了0.996，相关系数最小的是劳动生产率（LP_1），为0.378。作为非

参数方法的指数法的相关系数为 0.769；作为参数法估计全要素生产率的方法，其相关系数均在 0.9 以上。

表 10 主要估计结果的相关系数 (2004 - 2007)

	OLS	FE	OP	OP_EF	OP_EFL	WLP	INDEX	LP_1
OLS	1.000							
FE	0.924	1.000						
OP	0.993	0.915	1.000					
OP_EF	0.993	0.906	1.000	1.000				
OP_EFL	0.996	0.914	0.982	0.983	1.000			
WLP	0.954	0.988	0.940	0.933	0.955	1.000		
INDEX	0.769	0.684	0.765	0.767	0.769	0.717	1.000	
LP_1	0.378	0.578	0.367	0.358	0.316	0.457	0.219	1.000
标准误	0.360	0.389	0.363	0.363	0.360	0.376	0.611	0.995

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

(三) 生产率估计的趋势

通过以上分析，我们利用不同的生产率估计方法计算出分年份的全要素生产率和劳动生产率的估计值。同样以 WLP 估计的实际全要素生产率为基准，我们选择以产值为产出计算的劳动生产率与同样以产值为产出计算的全要素生产率作对比（见表 11）。

表 11 加总生产率变化趋势对比

年 份	WLP	OP	OP_EF	LP_1
2001	0.01	0.02	0.01	0.02
2002	0.02	0.03	0.03	0.01
2003	0.03	0.05	0.06	0.02
2004	0.04	0.08	0.07	0.03
2005	0.02	0.01	0.02	0.00
2006	0.02	0.04	0.04	0.02
2007	0.02	0.03	0.04	0.02
2008	0.00	0.02	0.01	0.03
均 值	0.02	0.04	0.04	0.02

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得到。

值得注意的是,从2005年到2008年以产值为产出计算的劳动生产率的增长率是在增加的,而OP和OP_EF估计的全要素生产率的增长率是先增加后减少,而作为基准的WLP全要素生产率估计值则从2007年到2008年停止了增长。从之前的分析中我们可以看出,劳动生产率的变化主要是由于劳动力要素投入对产出影响,而全要素生产率的变化主要是由于资本、劳动力以及中间投入对产出的影响。2007年到2008年全要素生产率处于停滞阶段,而劳动生产率在增加。也就是说,资本和中间品对全要素生产率的增长可能造成了负面的影响。

(四) 检验生产率估计趋势的稳健性

为检验估计的稳健性,我们按照Hsieh & Klenow(2009)的方法,以企业数量更大的样本2为基础,把资本 K_{it} 定义为固定资产扣除折旧后的账面价值,同时把产出定义为不考虑价格因素的产出,所有要素投入均不考虑价格因素。这种计算一方面会把价格因素的扰动以及计算资本时的误报和相关测量误差包含其中,但是另一方面,这也是能够尽可能增加样本量的计算方法,避免样本量的减少对投入产出值的影响。从2000年到2008年我们分别用FE、WLP、SGMM和OLS估计名义全要素生产率(见表12)。除了SGMM的结果维持在0.40以外,FE、WLP和OLS三种方法估计的名义全要素生产率的简单平均值分别从1.47增加到1.74,从1.28增加到1.44,从0.87增加到1.05,年均增长率分别为2%、1%和2%。但是值得注意的是,使用WLP估计的全要素生产率从2007年到2008年同样出现了停滞。

表12 全要素生产率计算结果对比(不扣除价格因素的投入和产出)

年份	FE	WLP	SGMM	OLS
2000	1.47	1.28	0.40	0.87
2001	1.49	1.29	0.40	0.89
2002	1.52	1.31	0.39	0.90
2003	1.57	1.34	0.40	0.94
2004	1.60	1.36	0.40	0.96
2005	1.64	1.39	0.40	0.98
2006	1.68	1.41	0.41	1.01
2007	1.72	1.44	0.41	1.03
2008	1.74	1.44	0.40	1.05

资料来源:根据中国工业企业数据库计算得到。

五 结论

本文在综合分析了不同的全要素生产率估计方法的基础上，利用2000年到2008年工业企业制造业数据对中国全要素生产率进行了估计和比较。主要的结论是：用OP扩展的方法之一Wooldridge-Levinsohn-Petrin估计法计算的全要素生产率充分考虑中国工业企业数据中存在大量投资为0或者为负的样本，纠正了删除这些样本后的偏差，并同时减少了选择偏差和同步偏差。

另外一方面，OLS与WLP相比，资本估计系数偏低，劳动力估计系数偏高，中间投入的估计系数偏高。FE估计的资本系数和中间投入系数与WLP相似，但是劳动力的估计系数明显偏高。对劳动力估计系数最高的是指数法，估计结果高出一倍。广义矩估计法三项投入的估计系数都偏低。利用WLP估计得到的结果表明：由这种方法计算出的全要素生产率相比其他用OP以及扩展方法估计的全要素生产率结果更大。从变化趋势看，从2005年到2008年以总产值为产出计算的劳动生产率的增长率是在增加的，劳动生产率的年均增长率可以达到2%。而OP和OP_EF估计的全要素生产率的增长率是先增加后减少，而作为基准的WLP全要素生产率估计值则从2007年到2008年停止了增长。我们使用两个不同的样本，得到了关于全要素生产率停滞的相同结果。因此，全要素生产率发生停滞更可能的原因是由于资本和中间品投入引起的，而不是劳动力要素。

在此研究的基础之上，我们还需要进一步了解是什么样的机制使得资本和中间品投入阻碍了全要素生产率的增长，企业的再配置以及技术效率在这个机制中起到了什么样的作用。这些重要的问题需要更多的经验研究去回答。

附录：Loecker估计法的推导

假设企业*i*在时间*t*生产一种产品，其生产函数为：

$$Q_{it} = L_{it}^{\alpha_l} M_{it}^{\alpha_m} K_{it}^{\alpha_k} \exp(\alpha_0 + \omega_{it} + u_{it}^q) \quad (8)$$

Q_{it} 代表生产的数量， L_{it} 、 M_{it} 和 K_{it} 代表劳动力、中间投入以及资本这三种投入要素， α_l 、 α_m 和 α_k 分别代表这三种投入要素的系数，常数项 α_0 代表平均生产率， γ 代表规模经济，并满足 $\gamma = \alpha_l + \alpha_m + \alpha_k$ ， ω_{it} 代表生产率， u_{it}^q 代表*i. i. d*（独立同分布）的残差。

计算生产函数系数是以公式（8）为基础进行变换。在实际的计算过程中，由于缺

乏企业层面的价格数据，往往需要通过产业水平的价格指数 (P_{it}) 对名义产出 (\bar{R}_{it}) 进行抵减计算出物质产出 Q_{it} 。名义产出、物质产出以及产出价格取对数后的关系是： $r_{it} = q_{it} + p_{it}$ 。对公式 (8) 两边取对数，代入上式得到：

$$r_{it} = x_{it}\alpha + \omega_{it} + u_{it}^q + p_{it} \quad (9)$$

其中， $x_{it}\alpha = \alpha_0 + \alpha_l l_{it} + \alpha_k k_{it} + \alpha_m m_{it}$ 。如果要利用行业层面的价格指数 P_{it} ，则需要对等式两边减去行业层面的价格指数的对数得到：

$$\tilde{r}_{it} = r_{it} - p_{it} = x_{it}\alpha + \omega_{it} + (p_{it} - p_{it}) + u_{it}^q \quad (10)$$

对生产函数的估计可能产生以下偏差：

一方面是同步偏误。当存在既能影响要素投入 x_{it} ，又能影响产出 r_{it} 的因素时，估计结果就会产生偏误，如需求冲击生产率 ω_{it} 产生的偏误。已有的绝大多数文献在估计生产率时，会关注投入要素 x_{it} 和无法观测到的生产率冲击 ω_{it} 之间的关系。对生产率产生的正面冲击会提高劳动力与中间投入的使用，从而使劳动力和中间品的系数会向上偏 (upwards biased)。

另一方面是遗漏价格变量偏差。由公式 (10) 可以看出，当企业生产差异性的产品或者拥有定价能力，对投入要素的系数 α 的估计将会发生偏差。由于在估计的过程中采用了行业水平的价格指数，如果企业的价格与行业的价格之间存在显著的差异，则误差项 ($p_{it} - p_{it} + u_{it}^q$) 会引起 α 的偏差。偏差的方向则取决于产出价格与要素价格之间的相关性。

$$Q_{it} = Q_{it}(P_{it}/P_{it})^\eta \exp(u_{it}^d + \xi_{it}) \quad (11)$$

Q_{it} 是行业加总的需求因子 (demand shifter)，可以认为是在时间 t 上的行业物质产出，可以通过企业名义产出的加权平均进行计算得到 $Q_{it} = (\sum_i ms_{it} R_{it})/P_{it}$ ，其中权重 ms_{it} 是市场份额。 P_{it}/P_{it} 是单个企业与行业之间的价格比。 u_{it}^d 代表一种对企业 i 而言的特殊冲击。 η 是产业内不同产品间的替代弹性 ($-\infty < \eta < -1$)。假设不可观测的需求冲击 ξ 与价格以及可观测的需求因子相关。在 Berry (1994) 以及 Berry et al. (1995) 的离散选择模型中，不可观测的需求冲击引入到了产品特征的影响因素中， ξ 可以理解为产品质量。

$$p_{it} = (1/\eta)(q_{it} - q_{it} - u_{it}^d - \xi_{it}) + p_{it} \quad (12)$$

$$\tilde{r}_{it} = r_{it} - p_{it} = ((\eta + 1)/\eta)q_{it} - (1/\eta)q_{it} - (1/\eta)(u_{it}^d + \xi_{it}) \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{it} = & ((\eta + 1)/\eta)(\alpha_0 + \alpha_l l_{it} + \alpha_k k_{it} + \alpha_m m_{it}) - (1/\eta)q_{it} \\ & + ((\eta + 1)/\eta)(\omega_{it} + u_{it}^q) - (1/\eta)(u_{it}^d + \xi_{it}) \end{aligned} \quad (14)$$

$$\tilde{r}_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_\eta q_{it} + (\omega_{it}^* + \xi_{it}^*) + u_{it} \quad (15)$$

其中, $\beta_h = ((\eta + 1) / \eta) \alpha_h$, $h = l, m, k$, $\beta_\eta = -\eta^{-1}$, $\omega_{it}^* = ((\eta + 1) / \eta) \omega_{it}$, $\xi_{it}^* = -\eta^{-1} \xi_{it}$, $u_{it} = ((\eta + 1) / \eta) u_{it}^q - (1/\eta) u_{it}^d$ 。估计公式 (11) 时, 需要控制遗漏价格变量偏差以及同步偏差, 估计出替代弹性 η , 得到生产函数系数 ($\alpha_l, \alpha_m, \alpha_k$) 以及规模回报参数 (γ)。为了得到真实的估计系数, 需要把估计得到的 β_h 乘以 $(\eta / (\eta + 1))$, 按照 Olley & Pakes (1996) 的方法用资本和投资的函数替代生产率冲击 (ω_{it})。

公式 (15) 的估计方法同 Olley & Pakes (1996) 纠正同步偏误的方法类似。根据 Melitz (2001), 把不可观测的生产率冲击 ω_{it} 和需求冲击 ξ 归纳为一个变量 $\tilde{\omega}$ 。引入需求侧表明对生产函数的估计能够考虑企业不可观测的因素, 如产品质量。假设不可观测的需求因素和生产率因素遵循相同的随机过程。假设生产率是外生的, 不会受到投资或者其他决策诸如研发和出口行为的影响 (De Loecker, 2007)。

企业在做出要素投入 (劳动力和中间投入) 的决策时已经了解生产率冲击 ω_{it} 和需求冲击 ξ 。在 Olley & Pakes (1996) 中的不可观测变量变成 $\tilde{\omega} = (\omega_{it} + \xi_{it})$, 这和 Melitz (2001) 的处理方法是一致的。为了取反函数, 在投资方程中仍然要求生产率冲击 $\tilde{\omega}$ 与投资是单调变化的 (Olley & Pakes, 1996)。

$$i_t = i_t(k_t, \tilde{\omega}_t) \Leftrightarrow \tilde{\omega}_t = h_t(k_t, i_t) \quad (16)$$

第一阶段:

$$\tilde{r}_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_\eta q_{it} + \phi_t(k_{it}, i_{it}) + u_{it} \quad (17)$$

第二阶段:

$$\tilde{r}_{it} - b_l l_{it} - b_m m_{it} - \beta_\eta q_{it} = c + \beta_k k_{it} + g(\hat{\phi}_{it-1} - \beta_k k_{it-1}) + e_{it} \quad (18)$$

b 是第一阶段 β 的估计值, 要计算资本的系数需要假设不可观测的需求和生产率冲击遵循相同的马科夫随机过程。如果需求冲击不遵循相同的过程, 那只有通过直接的需求估计 (Berry et al., 1995)。另一种方式是假设不可观测的需求冲击与资本无关, 并且没有受到滞后变量的影响, 这样做就回到了起点, 在估计生产函数时会产生之前提到的遗漏价格变量偏差。

出现选择性偏差的原因是由于企业的退出并不是随机的。对这种偏差的纠正可以通过将预测得到的生存概率 P_{it} 加入到公式 (18) 函数 $g(\cdot)$ 中实现。Amiti & Kongings (2007) 建议用资本对数和投资对数的高阶多项式来估计生存概率指标。由此我们得到无偏的生产率估计:

$$\hat{\omega}_{it} = (\tilde{r}_{it} - b_l l_{it} - b_m m_{it} - \beta_\eta q_{it}) (\hat{\eta} / (\hat{\eta} + 1)) \quad (19)$$

由于对生产率的冲击受到投资的影响, 如果一个数据集中投资为 0 的情况过多, 则会影响对生产函数的估计 (Levinsohn & Petrin, 2003)。Levinsohn & Petrin (2003) 利用中间投入作为代理变量估计了生产函数系数。但是, 这种利用代理变量估计生产函数系数的方法存在一定争议。在第一阶段的估计过程中存在多重共线性的问题, 也就是说解释变量之间存在一定相关性。

在公式 (17) 中, 使用投资函数或者是中间品投入函数并不能排除掉与要素投入相关的变量 (Akerberg et al., 2006)。主要的意见是对劳动力和中间品的投入决策或者是投资决策的时间假设。根据 Olley & Pakes (1996) 的方法, 当把第一阶段的劳动力估计系数放入第二阶段的估计函数中时, 我们可以检测是否存在共线性。在 De Loecker (2007) 的文章中进行了这样的检测 ($\tilde{r}_{it+1} = c + \beta_k k_{it+1} + g(\hat{\phi}_t - \beta_k k_{it}) + \beta_c l_{it} + e_{it+1}$), 发现劳动力的估计系数是不显著的。

之前的生产函数的估计过程是假设投资受到不可观测的生产率冲击 ω_{it} 和需求冲击 ξ 的共同影响。如果我们放松过去的假设, 认为投资只受到需求冲击的影响 (Akerberg et al., 2007), 当投资与产品的质量相关时, 即使物质产出或者是企业层次的价格被观测到, 需求冲击仍然会影响生产率。

参考文献:

- 刘小玄 (2000), 《中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响》, 《经济研究》第 2 期, 第 17-25 页。
- 刘小玄 (2004), 《民营化改制对中国产业效率的效果分析——2001 年全国普查工业数据的分析》, 《经济研究》第 8 期, 第 16-26 页。
- 聂辉华、贾瑞雪 (2011), 《中国制造业企业生产率与资源误置》, 《世界经济》第 7 期, 第 27-42 页。
- 涂正革、肖耿 (2007), 《中国大中型工业的成本效率分析: 1995~2002》, 《世界经济》第 7 期, 第 47-55 页。
- 谢千里、罗斯基、张轶凡 (2008), 《中国工业生产率的增长与收敛》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 809-826 页。

- 姚洋 (1998), 《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》, 《经济研究》第 12 期, 第 29 - 35 页。
- 余森杰 (2010), 《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》, 《经济研究》第 12 期, 第 97 - 110 页。
- Akerberg, D. , C. Lanier Benkard, S. Berry & Ariel Pakes (2007). Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes. In J. Heckman & E. Leamer (ed.), *Handbook of Econometrics, Volume 6*. Amsterdam:North Holland, pp. 4171 - 4276.
- Akerberg, D. , K. Caves & G. Frazer (2006). Structural Identification of Production Functions. <http://www.econ.ucla.edu/ackerber/ACF20withtables.pdf>.
- Amiti, M. & J. Konings (2007). Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia. *American Economic Review*, 97(5), 1611 - 1638.
- Bai, C. & Z. Qian (2010). The Factor Income Distribution in China: 1978 - 2007. *China Economic Review*, 21(4), 650 - 670.
- Berry, S. (1994). Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242 - 262.
- Berry, S. , J. Levinsohn & Ariel Pakes (1995). Automobile Prices in Market Equilibrium. *Econometrica*, 63(4), 841 - 890.
- Blomström, M. , S. Globerman & Ari Kokko (2001). The Determinants of Host Country Spillovers from Foreign Direct Investment: Review and Synthesis of the Literature. In N. Plain (ed.), *Inward Investment, Technological Change and Growth*. New York: Palgrave Macmillan, pp. 34 - 65.
- Blundell, R. & S. Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115 - 143.
- Brandt, L. , J. Van Biesebroeck & Y. Zhang (2012). Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, 97(2), 339 - 351.
- Cai, H. , Q. Liu & G. Xiao (2009). Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms. *Economic Journal*, 119(537), 764 - 795.
- Caves, D. W. , L. R. Christensen & W. E. Diewert (1982). The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity. *Econometrica*, 50 (6), 1393 - 1414.

- Cooper, William W. , Lawrence M. Seiford & K. Tone (2007). *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software (2nd Edition)*. New York: Springer.
- De Loecker, J. (2006). Industry Dynamics and Productivity. Ph. D. diss. , Katholieke Universiteit Leuven.
- De Loecker, J. (2007). Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia. *Journal of International Economics* , 73(1) , 69 – 98.
- Foster, L. , J. Haltiwanger & C. Syverson (2008). Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability? *American Economic Review* , 98(1) , 394 – 425.
- Griliches, Z. & J. Mairesse (1998). Production Functions: The Search for Identification. In Steinar Strøm (ed.) , *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. New York: Cambridge University Press.
- Hsieh, C. T. & P. J. Klenow (2009). Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics* , 124(4) , 1403 – 1448.
- Ji, Yong-bae & Choonjoo Lee (2010). Data Envelopment Analysis. *The Stata Journal* , 10(2) , 267 – 280.
- Kasahara, H. & J. Rodrigue (2008). Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant-Level Evidence. *Journal of Development Economics* , 87(1) , 106 – 118.
- Kim, K. , A. Petrin & S. Song (2013). Estimating Production Functions with Control Functions When Capital Is Measured with Error. http://www.econ.umn.edu/~kyookim/research_files/KPS.pdf.
- Levinsohn, J. & A. Petrin (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies* , 70(2) , 317 – 341.
- Marschak, J. & W. H. Andrews (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica* , 12(3&4) , 143 – 205.
- Melitz, M. (2001). Estimating Firm-Level Productivity in Differentiated Product Industries. Harvard mimeo, <http://scholar.harvard.edu/files/melitz/files/prodest.pdf>.
- Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica* , 71(6) , 1695 – 1725.
- Olley, G. S. & A. Pakes (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications

Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263 - 1297.

Perkins, D. H. & T. G. Rawski (2008). Forecasting China's Economic Growth to 2025. In L. Brandt & T. G. Rawski (ed.), *China's Great Economic Transformation*. New York: Cambridge University Press, pp. 829 - 886.

Syverson, C. (2010). What Determines Productivity? *NBER Working Paper*, No. 15712.

Van Biesebroeck, J. (2005). Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms. *Journal of International Economics*, 67(2), 373 - 391.

Van Biesebroeck, J. (2007). Robustness of Productivity Estimates. *Journal of Industrial Economics*, 55(3), 529 - 569.

Van Biesebroeck, J. (2008). The Sensitivity of Productivity Estimates: Revisiting Three Important Debates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(3), 311 - 328.

Wooldridge, J. M. (2009). On Estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables. *Economics Letters*, 104(3), 112 - 114.

Yu, M. (2010). Processing Trade, Firm Productivity, and Tariff Reductions: Evidence from Chinese Products. *CCER Working Paper Series*, No. E2010007.

Re-estimation of Total Factor Productivity of Manufacturing Industry in China: from 2000 to 2008

Liu Xuke

(Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: In this article, the author scrutinize the data from China Annual Survey of Manufacturing Firms (2000 - 2008). After analyzing the problem of endogeneity and the method of treatment, it is found that Wooldridge-Levinsohn-Petrin estimation for total factor productivity (TFP) gives more accurate results than other methods. The aggregate growth rate of TFP from 2007 to 2008 is zero according to this estimation method, that is to say, the TFP has stagnated. On the other hand, the labor productivity experiences an obvious growth from 2007 to 2008, which means that the capital and median inputs, not the labor, contribute a negative factor to TFP.

Keywords: total factor productivity, endogeneity, growth stagnation, factor contribution

JEL Classification: D24, B23, O14

(责任编辑: 贾 朋)