

供给和需求冲击下的 全要素生产率变动与中国产能过剩^{*}

齐红倩 黄宝敏 李 伟

摘 要 产能过剩受供给与需求双重因素的影响。本文在已有研究的基础上,将我国全要素生产率分解为供给冲击、需求冲击和其他冲击,构造包含劳动与资本要素的计量方法,测算出我国的生产能力利用率及其变化,并实证检验我国产能过剩的本质特性及趋势特征。实证估计结果显示,我国产能过剩具有阶段性,是我国经济发展过程中供求关系的一个阶段性特征。2001年之前的大部分年份供给与需求冲击正相关且二者表现为积极冲击,2001年之后供给冲击稳定而正向需求冲击不断增加,由于产能过剩将伴随着供给冲击的增加和需求冲击的下降或者不变,因此进一步验证了我国不存在真正长期产能过剩的结论,产能过剩只是我国经济发展过程中供给与需求动态平衡过程中的暂时性特征。

关键词 全要素生产率;产能过剩;生产能力;供给冲击;需求冲击

中图分类号 F061.2 **文献标识码** A **文章编号** 1001-8263(2014)08-0016-08

作者简介 齐红倩,吉林大学数量经济研究中心暨吉林大学商学院教授、博士 长春 130012;黄宝敏,吉林大学商学院博士研究生 长春 130012;李伟,吉林大学商学院讲师 长春 130012

一、引言

产能过剩现象是对我国当前经济发展状况的一致认识,国内外相关学者、媒体也纷纷论断严重的产能过剩将导致中国经济增长速度下降,而针对产能过剩的结构调整和相关政策的出台并没有明显减轻产能过剩的现状。以钢铁行业为例,早在钢铁产量达到1.2亿吨时,相关学者就认为能满足我国经济发展的需求,要限制钢铁行业的产量,而到2013年我国钢铁产量已经达到7.8亿吨,产能过剩现象并没有得到缓解。因此,仅在供给层面进行结构调整和政策调控无法全面解决产能过剩问题,需要从供给、需求和其他冲击等角度探究我国产能过剩的深层次结构性原因和过剩程度。

新经济增长理论认为技术进步是经济持续增长和社会发展的唯一源泉和动力,因此,对技术进步的研究能够

更深入地探索产能过剩的本质。衡量技术进步的一个重要指标是全要素生产率(TFP),全要素生产率是指“生产活动在一定时间内的效率”,是衡量单位总投入的总产量的生产率指标,即总产量与全部要素投入量之比。基于Solow开创性的工作,学术界对全要素生产率进行了大量的理论与实证研究,基于索洛残差法的思想,全要素生产率经常作为生产函数的残差被估计,其中柯布-道格拉斯生产函数是研究全要素生产率的经典函数形式;Christensen et al.,(1973)使用超越对数生产函数对TFP进行估计,这两种生产函数是生产率分析的基础。然而,使用OLS等传统方法对TFP进行估计时,由于生产率和要素投入存在相关关系,这将导致估计方程出现内生性问题。为了解决这种内生性问题,固定效应模型、工具变量估计以及GMM估计等方法被广泛应用(Konishi, Nishiyama, 2013)。除了参数估计等计量方法外,半参数估计方法也

^{*} 本文是国家社科基金项目“基于生产要素集聚与农民福利动态均衡的新型城镇化发展质量研究”(14BJL063)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“调整型经济增长对我国居民可持续性消费影响的实证研究”(13JJD790011)、国家社科基金青年项目“我国现阶段潜在产出及产出缺口变动特征研究”(11CJL012)的阶段性成果。

得以开发和发展 (Olley, Pakes, 1992; Levinsohn, Petrin, 2003), 而 Van Biesebroeck (2007) 提出了估计生产率的非参方法, 这些方法已经在全要素生产率的研究中被广泛应用。

基于参数估计方法、半参数估计方法和非参数估计方法, 中国学者从不同的计量方法上对中国全要素生产率进行了研究 (高宇明, 齐中英, 2008; 袁堂军, 2009)。中国学者对于 TFP 的进一步研究主要体现在 TFP 的直接测算和间接的增长率测算两个方面。对中国 TFP 增长率进行间接的增长率测算 (郭庆旺, 贾俊雪, 2005; 石磊, 刘霞, 2006;), 是中国研究全要素生产率的主要方法; 虽然有学者对全要素生产率进行直接测算与研究 (叶裕民, 2002; 王丽萍, 2012), 但主要是从柯布 - 道格拉斯生产函数本身的变量进行直接测算, 缺少外生经济变量及其变化趋势的研究。

本文在上述研究基础上, 通过构造包含劳动与资本要素的计量方法, 测算我国的生产能力利用率, 对我国产能过剩情况进行直接的实证检验; 然后通过研究生产能力利用率与全要素生产率的关系, 深入地研究供给冲击、需求冲击对我国生产能力利用率的影响, 进一步探索在供给、需求和其他冲击条件下我国产能是否过剩, 在冲击和冲击过后时产能过剩的变化趋势, 并就此提出相关对策。

二、模型设定、分解与估计方法

(一) 生产能力利用率的估计方法

生产能力利用率是指实际产出与生产能力的比值, 生产能力是指在给定生产要素投入并被充分利用的情况下, 经济可能达到的产出水平。生产能力利用率越接近 1, 其对要素投入的利用程度越高。本文模型是在柯布道格拉斯生产函数的设定下进行研究。生产能力利用率定义如下:

$$U_t = \frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \quad (1)$$

其中, Y_t 为实际产出, \bar{Y}_t 为生产能力, U_t 为生产能力利用率。

生产能力函数采用柯布 - 道格拉斯生产函数:

$$\bar{Y}_t = A \bar{L}_t^{\beta_l} \bar{K}_t^{\beta_k} \quad (2)$$

其中, \bar{L}_t 和 \bar{K}_t 为社会生产部门在第 t 时期的劳动投入和资本投入, 并达到充分利用水平。 \bar{Y}_t 为劳动投入和资本投入充分利用情况下的产出水平, 即生产能力。 A 、 β_l 和 β_k 为未知常数, A 代表技术进步。

由 (2) 和 (1) 整理得:

$$u_t = y_t - (\alpha + \beta_l \bar{l}_t + \beta_k \bar{k}_t) \quad (3)$$

其中 $u_t = \log U_t$, $y_t = \log Y_t$, $\alpha = \log A$, $\bar{l}_t = \log \bar{L}_t$, $\bar{k}_t =$

$\log \bar{K}_t$ 。

对于 $t-1$ 期有:

$$u_{t-1} = y_{t-1} - (\alpha + \beta_l \bar{l}_{t-1} + \beta_k \bar{k}_{t-1}) \quad (4)$$

则有:

$$u_t - u_{t-1} = y_t - y_{t-1} - \beta_l (\bar{l}_t - \bar{l}_{t-1}) - \beta_k (\bar{k}_t - \bar{k}_{t-1}) \quad (5)$$

即为:

$$\Delta y_t = \beta_l \Delta \bar{l}_t + \beta_k \Delta \bar{k}_t + \Delta u_t \quad (6)$$

其中, Δu_t 、 Δy_t 、 $\Delta \bar{l}_t$ 和 $\Delta \bar{k}_t$ 分别代表生产能力利用率增长率、实际产出增长率、劳动投入增长率和资本投入增长率。

我们将 Δu_t 看成方程 (6) 的残差

$$\Delta y_t = \alpha_t \Delta \bar{l}_t + \alpha_k \Delta \bar{k}_t + \omega_t \quad (7)$$

通过估计其残差, 即可以得到生产能力利用率增长率的估计值。获得了生产能力利用率增长率指标, 通过设定基期生产能力利用率, 就可进而求得生产能力利用率。

(二) 基于供给与需求视角的全要素生产率测算方法

1. 供给冲击、需求冲击和其他冲击的分解过程

我们借鉴 Konishi 和 Nishiyama (2013) 采用的三种冲击测算 TFP 的方法, 结合中国实际对该方法进行改进研究。在柯布 - 道格拉斯生产函数的模型设定下, 拟从社会的实际产出与生产能力之间的差额入手, 将全要素生产率分解为供给冲击、需求冲击和其他冲击, 在此基础上对全要素生产率进行测算。

生产能力是一种潜在的生产水平, 代表着对要素投入的最大利用, 因此企业在生产过程中, 其生产能力受供给冲击的影响, 而并不受需求冲击的影响。但企业的实际产出受市场需求变化和外部环境等的影响, 不仅受供给冲击的影响, 也受需求冲击和其他冲击的影响。因此, 实际产出与生产能力的差额能够反应需求冲击和其他冲击的程度, 这是我们将全要素生产率分解为供给冲击、需求冲击和其他冲击的基础依据和关键。

生产能力函数的对数形式如下:

$$\bar{y}_t = \alpha + \beta_l \bar{l}_t + \beta_k \bar{k}_t + \omega_t \quad (8)$$

其中, $\bar{y}_t = \log \bar{Y}_t$, $\bar{l}_t = \log \bar{L}_t$, $\bar{k}_t = \log \bar{K}_t$, $\alpha = \log A$ 。按照 Levinsohn et al. (2003); Ichimura et al. (2011) 等学者的研究, 由于生产能力只受供给冲击的影响, 我们令残差代表供给冲击。此函数表明, 在要素投入都给定并被充分利用的情况下, 社会能够达到的生产能力水平, 并仅受供给冲击的影响。通过对方程 (8) 进行估计, 我们可以得到 β_l 和 β_k 的估计值 $\hat{\beta}_l$ 和 $\hat{\beta}_k$, 并估计出供给冲击 $\hat{\omega}$ 。

然而现实经济中, 社会生产能力并不能反映社会的实际生产状况。由于企业在决定其生产产量时往往要考虑库存、生产资源限制以及社会需求等因素, 并不能同时实现劳动和资本要素的充分利用, 从而使其实际产量小

于生产能力产量,即 $y_t < \bar{y}_t$ 。我们假设 $\Delta_t \bar{K}_t$ 的资本投入被充分利用, $\Delta_t^p \bar{L}_t$ 的劳动投入被充分利用。由于资本要素的价值相对固定,与资本要素相比,劳动要素被充分利用的程度变化更具不确定性,因此我们用 Δ_t 表示 t 时期资本投入中被充分利用的比例, Δ_t^p 表示 t 时期劳动投入中被充分利用的比例, ρ 的不同代表了劳动投入和资本投入中被充分利用的不同程度,通过对 ρ 的估计来检验中国劳动投入和资本投入的充分利用状况。为方便说明,下文我们将 Δ_t 和 Δ_t^p 分别称为资本运作效率和劳动运作效率。

由此,可得实际产出函数:

$$Y_t = A(\Delta_t^p \bar{L}_t)^{\beta_l} (\Delta_t \bar{K}_t)^{\beta_k} \quad (9)$$

对数形式如下:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta_l (\rho \log \Delta_t + \bar{l}_t) + \beta_k (\log \Delta_t + \bar{k}_t) + \omega_t + \tau_t \\ &= \alpha + (\rho \beta_l + \beta_k) \delta_t + \beta_l \bar{l}_t + \beta_k \bar{k}_t + \omega_t + \tau_t \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $y_t = \log Y_t$, $\delta_t = \log(\Delta_t)$, τ_t 为独立的其他冲击。

我们从另一个角度来考虑模型(10)。假设由于社会计划使产出达到 \bar{y}_t , 此时观测到一个下降的需求冲击 ζ_t , 从而社会决定生产 $\bar{y}_t - \zeta_t$ 的产量。

其实际要素投入的对数将变为:

$$\bar{l}_t - \frac{\zeta_t}{\beta_l + \beta_k}, \bar{k}_t - \frac{\zeta_t}{\beta_l + \beta_k}$$

将对数实际劳动投入 $\bar{l}_t - \frac{\zeta_t}{\beta_l + \beta_k}$ 、对数实际资本投入

$\bar{k}_t - \frac{\zeta_t}{\beta_l + \beta_k}$ 代入(10)式,得:

$$y_t = \alpha - \zeta_t + \beta_l \bar{l}_t + \beta_k \bar{k}_t + \omega_t + \tau_t \quad (11)$$

对比(10)与(11)可得:

$$\zeta_t = -(\rho \beta_l + \beta_k) \delta_t \quad (12)$$

式(12)即为对需求冲击的估计。

式(8)与式(10)差可得:

$$\bar{y}_t - y_t = -(\rho \beta_l + \beta_k) \delta_t - \tau_t \quad (13)$$

式(13)表明实际产出与生产能力的差额信息,包括需求冲击和其他冲击。通过对方程(13)进行估计,我们可以估计出 ρ 、其他冲击 τ_t 和需求冲击 ζ_t 。

其他冲击估计如下:

$$\hat{\tau}_t = y_t - \bar{y}_t - (\hat{\rho} \beta_l + \beta_k) \delta_t \quad (14)$$

需求冲击估计如下:

$$\zeta_t = -(\hat{\rho} \beta_l + \beta_k) \delta_t \quad (15)$$

因此,在三种冲击下,全要素生产率采用参数估计方法,可由三种冲击的残差和表示,并最终估计出 TFP 值。

$$TFP = \hat{\omega}_t + \hat{\zeta}_t + \hat{\tau}_t \quad (16)$$

三、模型估计及实证结果评价

(一) 变量选取

实际产出数据我们使用国内生产总值进行估计。在估计生产函数时,涉及到劳动和资本的投入,对劳动的投入我们使用中国就业人口数表示,对资本投入我们使用固定资本总额表示,不包含金融资本,对于资本运作效率我们使用固定资产交付使用率表示。除生产能力外,相关数据均来自中国统计年鉴。对绝对值数据,我们进行定基处理以消除价格因素的影响。我们使用 Stata 软件对模型进行估计与计算。

(二) 生产能力利用率估计结果及分析

我们通过对方程(7)的生产能力利用率增长率进行估计,间接估计出生产能力利用率。考虑到方程可能存在由于 Δu_t 和回归元 Δl_t 与 Δk_t 相关而导致内生性问题,OLS 估计方法应用受到限制。对此,本文采用 Olley 和 Pakes(1996), Levinsohn 和 Petrin(1999, 2003); Ichimura et al.(2011)等人的观点,该观点认为,资本要素投入受生产效率的影响,当生产效率改变时,生产部门可以对资本要素投入进行调节,因此其在方程中是内生变量。一般认为劳动力市场在短期内具有刚性,所以,当生产效率发生变化时,短期内对劳动投入影响并不大,因此我们假定劳动投入为外生变量。

解决内生性问题涉及到工具变量的选择,工具变量的选择须满足两个必要条件:一是工具变量相对于系统方程是外生的,即工具变量与误差项不相关;其次,工具变量须和解释变量相关。由于能源消耗是衡量固定资产投资设备投入的重要因素,我们借鉴 Konishi 和 Nishiyama(2013)等人的研究手段,选取能源消费及其滞后值作为资本投入的工具变量。

为了从统计上检验方程(7)是否存在内生性问题,我们基于 OLS 估计和工具变量估计结果进行 Hausman 检验,以检验其是否存在内生性。另外,我们通过怀特检验和德宾检验对方程(7)进行了异方差诊断与自相关分析,相关检验结果如表 1 所示。Hausman 检验结果表明,方程(7)确实存在资本的内生性问题,验证了我们的理论分析。怀特检验结果表明,方程(7)不存在异方差。而德宾检验结果表明,DW 统计量落在了接受原假设的区域,故方程(7)不存在自相关问题。因此,综合检验结果,方程(7)同方差,不自相关,但是存在内生性问题。

表 1 Hausman 检验结果、怀特检验结果和德宾检验结果

Hausman 检验结果		怀特检验结果		德宾检验结果	
χ^2 - value	6.6900	χ^2 - value	9.1800	Durbin - Watson	
p - value	0.0353	p - value	0.1021	d = 1.3943	
				d_1	d_0
				1.0370	1.3250

我们选用系统 GMM 估计方法对方程(7)进行估计,估计结果如表 2 所示。 Δl_t 的系数不显著,由于我们仅取

方程的残差,因此该系数不显著并不影响实证研究。

表2 系统GMM估计结果

因变量 Δy_t			
自变量	系数(标准差)	t	p-value
Δl_t	0.1186(0.0873)	1.3600	0.1740
Δk_t	0.8098*** (0.0785)	10.3100	0.0000

注:***表示在1%的水平上显著。

根据方程(7)的残差可以得到生产能力利用率增长率的估计值,其估计结果如表3所示。估计结果显示,中国生产能力利用率增长率分别在1986-1987年、1990-1993年、1998年、2002-2004年、2008-2009年以及2012年为负值,表明中国生产能力利用率在此期间呈下降趋势。究其原因我们发现,中国生产能力利用率下降期间或年份分别与世界几次较大的金融危机相对应。

1986年,美国经济从高速增长转向缓慢发展,直接导致经济软着陆,而在1987年10月19日更是出现了给全球股市造成灾难的“黑色星期一”,引发了金融市场恐慌,但是由于此时中国股票市场尚未形成,所以此次金融危机对中国金融市场及实体经济影响不大,其生产能力利用率增长率仅分别于1986年和1987年下降了1.6920%和1.3060%。1990年由美国引发的储蓄和贷款危机逐渐波及到欧洲、澳大利亚、加拿大及日本等国家,这场危机一直持续到1993年仍未摆脱其阴影。1997年7月亚洲金融危机爆发,泰国、菲律宾、马来西亚以及印尼等国家货币相继贬值,给亚洲经济发展带来重创,在此背景下,我国政府坚持人民币不贬值,避免了货币危机的进一步扩大,中国经济发展没有受这次经济危机的影响。而在2001-2002年出现的互联网危机、安然公司造假丑闻以及阿根廷的银行危机、2008年出现的由美国次贷危机引发的全球性金融危机,致使我国无法摆脱这场危机带来的负面影响。在此基础上,中国2011年年末爆发了温州民间借贷危机,使各地的民间金融危机陆续浮出水面,对中国2012年经济产生了不利影响。由此可以看出,在这几次危机发生期间,中国生产能力利用率增长率均出现负值,而在非金融危机期间,中国生产能力利用率不断得到提高。

随着经济全球化趋势的不断发展,各国经济发展更加紧密,世界上的每一次危机都会对中国经济产生或大或小的影响。当世界性的经济危机出现时,必然对中国的出口产生冲击,随着出口的下降,生产部门对机器设备、劳动投入等要素的利用程度降低,必然导致生产能力利用率的下降。生产能力利用率下降期间与世界性的金融危机期间的高度吻合,也验证了我们估计结果的可信

性和合理性。

表3 生产能力利用率增长率估计结果

年份	生产能力利用率增长率	年份	生产能力利用率增长率
1985年	2.8010%	1999年	0.8519%
1986年	-1.6920%	2000年	1.6386%
1987年	-1.3060%	2001年	0.9105%
1988年	1.2657%	2002年	-2.8174%
1989年	11.9867%	2003年	-5.6588%
1990年	-0.2856%	2004年	-0.6935%
1991年	-4.7856%	2005年	3.8645%
1992年	-9.7106%	2006年	1.6354%
1993年	-15.0866%	2007年	6.8567%
1994年	5.8995%	2008年	-1.7170%
1995年	5.1634%	2009年	-9.5007%
1996年	2.8336%	2010年	3.0841%
1997年	3.7086%	2011年	3.5274%
1998年	-1.2416%	2012年	-1.7550%

在生产能力利用率增长率指标估计的基础上,为了估计1985-2012年中国生产能力利用率,还须设定基期的生产能力利用率。由于中国经济体制改革于1984年由农村转向了城市,沿海14个城市相继实现对外开放,并大力引进外资、机器设备、技术等生产要素,解放了生产力,使中国经济实现了快速和全面发展。因此我们选定1984年为基期。1984年生产能力利用率我们借鉴国外生产能力利用率标准进行分析。

欧美国家根据产能过剩与否及过剩程度等来对生产能力利用率的范围作出界定,其界定标准如表4所示。

表4 国外生产能力利用率范围界定

生产能力利用率范围	产能过剩与否及过剩程度
小于79%	产能严重过剩
79%—83%	基本为正常范围
83%—85%	产能未实现充分利用
85%—90%	产能实现充分利用
大于90%	产能不足,有超设备能力发挥现象

资料来源:以上数据及标准根据MBA智库提供的资料整理而得。

1984年我国经济快速发展,实现了产能的充分利用,从经济的综合指标看,中国在1984年的生产能力利用率应在85%-90%之间,本文取85%与90%的平均值87.5%作为1984年的生产能力利用率,根据我们估算出的中国1985-2012年间的生产能力利用率增长率,我们估计出中国的生产能力利用率,如表5所示。

从生产能力利用率的估计结果可以看出,1985-1991年期间,中国生产能力利用率较高,主要原因在于中国在此期间属于“经济短缺”阶段,产品供不应求,从而促进生产部门较高的生产能力利用率。其中1985-1988年,中国生产能力利用率在85%-90%的范围内,实现了产能的充分利用;1989-1991年,中国生产能力利用率大于

90%，产能不足，设备处于超能力运作状态，产品供给增长，从而引起需求拉动的通货膨胀，数据显示，中国1989年的通货膨胀率高达17.8%。1993年和1994年我国生产能力利用率低于79%，表明中国存在产能过剩问题，主要原因在于我国经历了1984-1991年高经济增长和高通货膨胀的“双高”发展之后，中国逐步摆脱短缺经济，市场出现供大于求的买方市场，导致了过剩的生产能力。2002年以来，剔除2007和2008年生产能力利用率暂时性偏高及2009年生产能力利用率暂时性偏低的年份外，中国生产能力利用率相对稳定，基本处于产能未实现充分利用和正常范围内。2007、2008年生产能力利用率的突增的原因在于，2007年和2008年上半年处于金融危机爆发的前夕，经济表现为异常繁荣，股市大涨，向市场传递着利好信号，股市的繁荣也带动着实体产业的发展，加大生产力度，使生产能力利用率处于高位。而造成2009年生产能力利用率突减并相对较低的原因在于，2008年由美国次贷危机引发的全球金融危机给世界经济带来重创的同时，中国经济也受到金融危机的负面冲击和影响。为了应对经济危机，抑制经济下滑，中国政府实施了宽松的货币政策，加大投资、刺激经济增长，随着投资力度的不断加大，中国于2009年末至2010年出现地产上升，产能结构性过剩等不良经济现象。

表5 中国1985-2012年生产能力利用率估计结果

单位：%

年份	生产能力利用率	年份	生产能力利用率
1985年	89.9512	1999年	85.2234
1986年	88.4295	2000年	86.6199
1987年	87.2751	2001年	87.4085
1988年	88.3797	2002年	84.9459
1989年	98.9735	2003年	80.1390
1990年	98.6908	2004年	79.5832
1991年	93.9679	2005年	82.6587
1992年	84.8431	2006年	84.0106
1993年	72.0431	2007年	89.7709
1994年	76.2933	2008年	88.2296
1995年	80.2326	2009年	79.8472
1996年	82.5061	2010年	82.3097
1997年	85.5659	2011年	85.2131
1998年	84.5035	2012年	83.7177

通过上文的实证分析，我们发现，我国并不存在真正意义上的产能过剩，产能过剩只是我国经济增长过程中供求受到不同冲击的一个阶段性特征，从整体来看，我国产能属于结构性过剩，整体产能峰值远远没有达到，我国的生产能力利用率仍然处于较高的水平。这也与刘世锦(2009)“中国的产能过剩属于暂时的，属于经济发展过程中供需动态平衡中的一个阶段性特征”的观点一致。

(三) 供给冲击、需求冲击的估计结果及分析

1. 各类冲击估计过程

为了估计供给冲击，根据估计的生产能力，我们对方程(8)进行估计。按照同样的方法，我们从统计上对方程(8)内生性进行验证，并进行异方差诊断和自相关分析，检验结果如表6所示。从估计结果可以看出，方程(8)存在异方差，自相关，并且存在弱内生性问题。

表6 Hausman 检验结果、怀特检验结果和德宾检验结果

Hausman 检验结果		怀特检验结果		德宾检验结果	
χ^2 -value	4.7500	χ^2 -value	17.2600	Durbin-Watson	
p-value	0.0929	p-value	0.0040	d=0.9345	
				d ₁ =0.9690	d _u =1.4130

我们使用2-Step GMM估计对方程(8)进行估计，估计结果如表7所示，结果表明系数显著，方程拟合程度很高。从而我们依据下式计算供给冲击：

$$\hat{\omega}_t = \bar{y}_t - 2.0378 - 0.8159 * \bar{k}_t - 0.4389 * \bar{l}_t \quad (17)$$

表7 2-Step GMM 估计结果

因变量 Δy_t			
自变量	系数(标准差)	t	p-value
α	2.0378 *** (0.0510)	39.9300	0.0000
\bar{l}_t	0.4389 *** (0.0456)	9.6200	0.0000
\bar{k}_t	0.8159 *** (0.0058)	140.8000	0.0000
R^2	0.9997	R^2	1.0000

注：***表示在1%的水平上显著。

为了对其他冲击进行估计，我们需要估计方程(14)，由于 τ_t 为我们分解出的独立冲击，因此不存在内生性问题，Hausman检验结果也证明了方程(14)并不存在内生性问题，因此我们使用OLS对其进行估计，估计结果如表8所示。

表8 OLS 估计结果

因变量 $y_t - \bar{y}_t$			
自变量	系数(标准差)	t	p-value
δ_t	0.4141 *** (0.0324)	12.7600	0.0000
R^2	0.8577	R^2	0.8525

注：***表示在1%的水平上显著。

根据估计值 $\beta_k = 0.8159$ 与 $\beta_l = 0.4389$ ，可得其他冲击估计结果如下：

$$\hat{\tau}_t = y_t - \bar{y}_t - 0.4141 * \delta_t \quad (18)$$

我们同时估计出 ρ 值 $\hat{\rho} = -0.9153 \approx -1$ ，因此 Δ_t^p 的估计值出现了大于1的情况，这与我们的理论预期不一致。本文对劳动投入变量的选取为社会就业人口，根据上述估计，中国劳动投入不但没有出现利用率不足的现象，反而出现了超负荷运转的现象。究其原因，我们认为，一方面是在以体力劳动为主的劳动者中，劳动分配不合理、劳动强度大。《中国劳动力动态调查：2013年报告》显示，在过去两年里有超过27.05%的单位存在超时加班现

象,25.14%的单位存在劳动报酬不合理现象。较高的劳动强度导致的过劳死事件频发,每年大概有60万人死于过劳死,而80后劳动者是在过劳死的重灾区;另一方面在以技术劳动为主的劳动者中,一人多岗的现象具有一定的普遍性,尤其是中小企业表现尤为突出,这对我国就业状况产生了一定的影响,也表明中国目前就业中存在的

不合理现象,因此,在我国失业率逐渐上升的背景下,缓解我国劳动力的工作强度,限制一人多岗的现象对于提高我国就业率具有可操作性。

根据方程(15),我们可以估计出需求冲击,由于 β_k 、 β_l 和 ρ 和估计值 $\hat{\beta}_k$ 、 $\hat{\beta}_l$ 和 $\hat{\rho}$ 已经求出,从而可以估计出需求冲击如下:

$$\hat{\epsilon}_t = -(\hat{\beta}_k + \hat{\rho}\hat{\beta}_l)\delta_t \quad (19)$$

通过全要素生产率的分解成分供给冲击、需求冲击和其他冲击,我们可以根据式(16)估计出全要素生产率。

2. 全要素生产率及各类冲击的估计结果分析

供给冲击、需求冲击、其他冲击和全要素生产率估计结果列表略,其趋势图如图1所示。我们可以看出供给、需求和其他三种冲击对全要素生产率的影响:首先,供给冲击对全要素生产率的影响较小,最大的正向供给冲击出现在1993年,为2.96%,最大的负向供给冲击出现在1990年,为-3.92%。2001年之后,供给冲击逐渐趋向于0,并保持稳定水平。其次,在样本期间中国经济一直存在着对TFP的正向需求冲击,部分年份虽有波动,但整体呈上升趋势。这表明中国需求冲击对全要素生产率产生了重要影响,需求是影响中国经济增长的重要因素。其他冲击对全要素生产率的影响呈现出正负交替的现象。1992-2004年间,其他冲击表现出正向影响,而其他样本期主要表现为负向影响。从其他冲击和全要素生产率的变动趋势可以看出,其他冲击(比如政策冲击、货币冲击、金融市场稳定性冲击等)和全要素生产率表现出强烈的相关关系,表明其他冲击也是影响中国经济增长的重要因素。

中国全要素生产率在1985-2000年间呈波峰波谷交替现象,并在1990-1994年间与1997-2000年间保持较低的水平。我们认为原因在于1990年间爆发的由美国储蓄和贷款危机引发的西方国家金融危机和1997年引发的亚洲金融海啸对中国经济增长造成的重创,此间,需求冲击、供给冲击和其他冲击都处于较低水平。1993年与1994年接近于0的全要素生产率主要是因为中国经济出现投资需求与消费需求的双膨胀,全国商品零售价格指数分别上升13.2%与21.7%,产生了严重的通货膨胀,产出的增加更多的是由于通货膨胀因素造成的,而全要素生产率对产出的贡献几乎为0。2000年之前全要素生产

率对经济增长的贡献较低,中国经济增长主要依赖要素投入。2000年之后,全要素生产率整体呈上升趋势,表明中国经济发展逐渐由要素投入型向效率提高型转变;由于2008年全球金融危机的爆发,中国全要素生产率又出现缓慢下降的趋势。

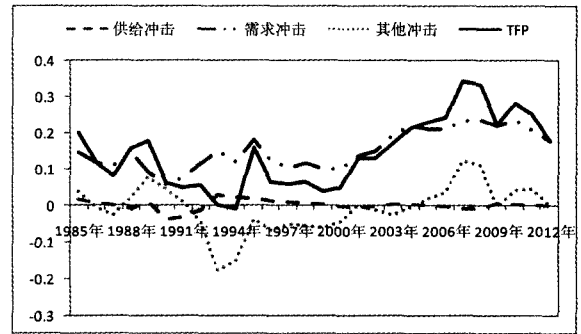


图1 供给冲击、需求冲击、其他冲击与TFP估计结果

3. 生产能力利用率和全要素生产率估计结果分析

从生产能力利用率和全要素生产率的对比趋势(图2)可以看出,研究样本期间,两者具有高度的正相关关系,全要素生产率的趋势变化将会引起生产能力利用率趋势的类似变化。因此,我们借助上文对全要素生产率的分解结果从供需角度出发分析我国的生产能力利用率及产能过剩问题。

供给冲击的变化趋势表明,中国经济的增长受供给冲击影响较少,在中国经济增长的过程中,供给冲击相对稳定,这主要是存在以下原因:一方面是由于我国技术相对落后,研发能力不足,产品创新和技术含量较低,因而对产出变化的供给冲击相对较小;另一方面,中国是劳动密集型经济,相当长的时间内,劳动力成本相对稳定,这些影响供给的因素在中国经济发展过程中没有发生太大变化,因而供给冲击相对稳定。供给冲击的稳定也验证了我国经济发展过程中不断提高的产能,我国产能并没有出现平稳甚至下降的趋势。供给冲击稳定,反映出我国经济增长模式的不变性和单一性,甚至具有产量惯性依赖的特点,导致产能逐渐提高。

2001年之前,中国需求冲击和供给冲击呈明显的正相关关系,供给冲击与需求冲击双向的积极刺激,保障了我国在2001年之前大部分年份较高的生产能力利用率,且供给的增加将会有相应的需求进行吸收,产能没有出现长期的过剩,这与我们前面对产能过剩的分析相一致。2001年之后需求冲击仍然保持着上升趋势,而供给冲击逐渐趋于0,这期间由于国家出台了宏观刺激需求的经济政策,对需求冲击产生了积极影响,导致需求冲击出现了快速的增长,这表明,近些年来国家对内需的刺激政策对

经济增长起到了显著的积极效果,同时,中国庞大的需求冲击使处于供给性的企业经营重点放在满足市场需求,而非技术创新等提高 TFP 上,因此供给冲击较弱,供给主体没有发挥对经济增长的刺激作用。供给冲击稳定,而需求冲击的进一步增加必然不会导致我国产能过剩现象发生,由于产能过剩必然伴随着供给冲击的增加和需求冲击的下降或不变,进一步验证了我们前面的分析结论,因此我们认为,我国并不存在真正的产能过剩,产能过剩只是我国经济发展过程中供给与需求动态平衡过程中的暂时性特征。

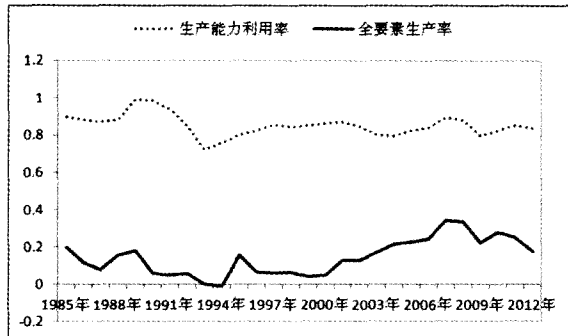


图2 生产能力利用率与全要素生产率趋势

四、结论及政策含义

本文在柯布道格拉斯生产函数框架下,从实证分析的角度研究了我国产能是否过剩问题,并基于改进的Konishi 和 Nishiyama(2013)对全要素生产率的分解方法,从产能过剩本质的供给与需求视角进一步研究了我国产能是否真正过剩。本文主要得出以下结论,并提出相关政策建议:

首先,生产能力利用率增长率估计结果显示,样本期间生产能力利用率增长率为负值的年份分别与世界上较大的金融危机期间相对应,表明中国经济发展的全球化趋势,中国经济已经成为世界经济的一部分,和世界上其他国家的经济发展紧密联系在一起,这种联系主要是通过进出口、投资等途径实现。同时,这种估计结果也表明我们对生产能力利用率指标估计方法的可信性,也对基于生产能力与实际产出的差距信息分解全要素生产率及研究我国产能过剩问题的可行性、合理性奠定了理论基础。

生产能力利用率估计结果显示,中国产能并没有达到峰值,因此,现阶段中国产能过剩只是经济发展过程中供给冲击与需求冲击相互作用并实现均衡的一个暂时性结果,现阶段的产能过剩并非真正经济意义上的产能过剩。目前这种暂时性产能过剩现象主要是由于中国投资结构不合理导致的产业结构不合理,从而出现部分产业

产能过剩,而另一部分产业产能不足。因此,必须加强投资转型,实现投资结构转型升级,使投资方向由生产、加工型等领域向科技研发、科技服务、自主创新、节能环保、新型能源等经济社会发展薄弱环节转变,以消化吸收过剩的产能,在促进社会就业的同时,提高社会的福利水平。

其次,将全要素生产率分解为供给冲击、需求冲击和其他冲击的估计结果显示,需求冲击和其他冲击是影响中国全要素生产率的重要因素,而供给冲击对全要素生产率的影响并不大。因此,要想实现中国经济社会由要素投入型向效率提高型的转变效率,一方面,应该继续刺激内需,提升全民的消费水平;另一方面,政府应该在刺激内需的同时,对供给冲击进行调节,挖掘出供给冲击对全要素生产率的积极影响,可以从以下几个方面对供给冲击进行调节:(1)从生产部门入手,可以通过对企业的税收调节和生产补贴等措施刺激生产部门积极的供给冲击,比如对研发型企业少征税,实施税收减免或者给予研发补贴等措施。(2)从消费者入手,实行高科技产品或创新产品税率低于传统产品的税差制度,降低消费者对高科技产品或创新产品的消费税,以降低创新产品的价格水平,从而提升消费者的实际购买力。另外,给予消费者消费创新产品的专项信贷额度,以刺激消费者对科技创新产品的消费积极性,这种对供给冲击的调节将通过需求冲击对全要素生产率产生积极影响。(3)从劳动力市场入手,中国劳动力数量多、报酬低的特点是中国劳动密集型产业长期存在的根本原因。劳动力成本是企业生产成本的重要部分,而长期以来中国劳动力成本稳定在较低的水平,导致劳动力供给冲击较弱,降低了企业提高全要素生产率的动力。因此,提高劳动力收入水平特别是底层劳动者的收入水平,不但能够提升整个社会的消费水平,而且能够提高企业的科技创新动力,加快中国经济由要素投入型向效率提高型转变的效率。

再者,生产能力利用率与全要素生产率有着高度的正相关关系,因此,从供给与需求的视角进行研究可以发现,2001年之前供给冲击与需求冲击存在正相关关系且在大部分年份为积极影响,这促使我国生产能力利用率保持较高的水平,且供给的增加有一定的需求增加进行吸收,不会出现长期的产能过剩,这也验证了本文前面的结论。2001年之后,正向的需求冲击不断增加,而供给冲击不变,由于产能过剩伴随着供给冲击的增加和需求冲击的不变或者下降,这将使我国产能长期过剩的势头减弱。

最后,2000年之前,中国全要素生产率呈现波峰波谷交替的现象,并维持在较低的水平,表明中国经济增长主要依靠要素投入,生产效率低下;2000年之后,中国全要素生产率快速上升,表明中国经济增长逐渐由要素投入

向效率提高转变。但是,中国劳动投入运作率估计结果显示,中国劳动投入存在超额运作现象,表明中国目前劳动力结构不合理,劳动强度有待完善。在中国失业率上升的今天,特别是2009年投资放缓以来,降低劳动强度,限制一人多岗等现象对于提升就业率具有重要意义。建立对企业劳动用工制度及状况的审计制度,对违反《劳动法》的血汗工厂要更多地追究刑事责任而不是行政责任,加大对违规公司的打击力度,合法保证劳动者权益。一人多岗现象不符合中国全民充分就业的目标,必须予以限制,以实现充分就业。

参考文献:

[1] Solow R M. 1957. Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39 (3): 312 - 320.
 [2] Christensen L. R., Jorgenson D. W., Lau L. J. 1973. Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55:28 - 45.
 [3] Konishi Y., Nishiyama Y. 2013. Decomposition of Supply and Demand Shocks in the Production Function using the Current Survey of Production. RIETI Discussion Paper Series 13 - E - 003.
 [4] Olley S. G., Pakes A. 1992. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry NBER Working Paper, NO. 3977.
 [5] Levinsohn J., Petrin A. 2003. Estimating Production functions

Using inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, 70 (2):317 - 341.
 [6] Biesebroeck J. V. 2007. Robustness of Productivity Estimates. *Journal of Industrial Economics*, 55 (3) :529 - 569.
 [7] 高宇明、齐中英:《基于时变参数的我国全要素生产率估计》,《数量经济技术经济研究》2008年第2期。
 [8] 袁堂军:《中国企业全要素生产率水平研究》,《经济研究》2009年第6期。
 [9] 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估算:1979 - 2004》,《经济研究》2005年第6期。
 [10] 石磊、刘霞:《从全要素生产率(TFP)考察我国金融风险发生的可能》,《复旦学报》(社会科学版)2006年第1期。
 [11] 叶裕民:《全国及各省市全要素生产率的计算和分析》,《经济学家》2002年第3期。
 [12] 王丽萍:《我国全要素生产率的测算:1978 - 2010》,《中国物价》2012年第5期。
 [13] Marschak J., Andrews W. H. 1944. Random simultaneous equations and the theory of production. *Econometrica*, 12:143 - 205.
 [14] Ichimura H., Konishi Y., Nishiyama Y. 2011. An Econometric Analysis of Firm Specific Productivities: Evidence from Japanese Plant Level Data. Discussion Paper DP11 - E - 002, RIETI.
 [15] 刘世锦:《对中国的产业结构和产能过剩问题的看法》,《第一届全球智库峰会演讲集》2009年。

[责任编辑:清 菡]

Supply and Demand Impact to Total Factor Productivity Change and Excess Production Capacity in China

Qi Hongqian & Huang Baomin & Li Wei

Abstract: Overcapacity is affected by the factors of supply and demand. On the basis of existing research, we decompose the TFP into supply shocks, demand shocks and other shocks, and construct a measurement methods which contains two elements of labor and capital to measure China's production capacity and changes, and examine the essential characteristics and trends of domestic overcapacity. The empirical results show that: overcapacity is phased, and it is a stage characteristics of China's economic development process of supply and demand; Supply and demand shocks show a positive correlation in the most years before 2001, and the supply shock is stable and the demand shock is positive increasing. Due to the overcapacity will be accompanied by the increasing of supply shock and the declining or unchanging of demand shock, therefore, there is no real long-term overcapacity, and overcapacity is just temporary feature of dynamic equilibrium of supply and demand in the process of China's economic development.

Key words: total factor productivity; overcapacity; production capacity; supply shocks; demand shocks