

# 工业过剩生产能力与经济波动之间的相关性研究

孙 巍, 尚 阳

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 本文在系统评述国内外产能过剩形成机理的相关研究成果基础上, 从理论上深入剖析了过剩生产能力在经济学意义上表现为要素资源配置无效、技术运用效率低下的生产要素拥挤状态, 根据厂商面临跨期决策时可能存在的要素窖藏行为, 提出了工业过剩生产能力和经济波动之间的相关性假说, 并选取 1996 年—2003 年的我国省际工业生产数据, 运用面板数据 (Panel Data) 微观计量分析方法验证了过剩产能与对应地区工业经济之间的显著相关性。据此分析了我国工业生产过剩的地区性特征和相应对策。

**关键字:** 产能过剩; 生产要素拥挤; 工业增长率; 面板数据

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

## 1 问题的提出

自 90 年代中期以来, 中国逐渐从计划经济下的有效供给不足转为市场经济下的有效需求不足, 整个经济的一个显著特点就是产能过剩。第三次全国工业普查显示, 中国有近 500 种产品的生产能力利用率在 60% 以下 (刘志彪, 王建优, 2000)。到 2005 年底, 全国累计库存约 9 万亿元, 其中 5.4 万亿元为非正常库存。在消费品、投资品和某些基础设施方面, 供给明显大于需求。机械加工和家电行业设备闲置率更是高达 40-50%。目前, 我国钢铁行业产能已大于市场需求 1.2 亿吨, 还有在建能力 7000 万吨、拟建能力 8000 万吨; 汽车行业产能已经过剩 200 万辆, 在建能力 220 万辆, 正在酝酿和筹划的新上能力达 800 万辆。除了这些问题已经非常突出的行业, 水泥、电力、煤炭、纺织行业也潜在着产能过剩的问题 (胡川, 2005)。

过剩生产能力的形成和不断恶化, 会造成多种建筑材料和大多数初始原材料的需求增加, 引发价格急剧上升, 可能导致产能过剩行业的恶性竞争, 等等。因此过剩产能问题可能是中国经济近期亟待解决的最关键问题之一。为此, 本文针对过剩生产能力的形成机理开展进一步的研究工作。

生产能力过剩是指生产部门的生产资源配置和技术运用效率低下的资产闲置状态。产能过剩作为一种经常发生和普遍存在的现象, 在经济学内涵和表现状态等方面都有大量的研究。理论上, 产能过剩表现为等产量线后弯 (Backward Bending) 时要素之间不时发生替代而是表现为同时增加或者减少的要素拥挤状态<sup>[1]</sup>。在实际经济问题的研究中, 产能过剩的形成原因一般归结为由于对实际经济运行的有限认知而造成的决策偏差, 因而国内外过剩产能问题的绝大部分研究工作都是针对决策的失误和要素的绝对过剩展开的。但在相近领域的研究, 比如劳动力雇佣水平过剩问题, 逐渐产生了一些值得借鉴的研究成果。Jon A. Fay 和 James L. Medoff (1985) 针对劳动力这种特殊生产要素在经济波动中配置的特殊性, 提出了市场波动造成的劳动力需求波动, 和厂商应对市场波动的劳动力预先储备的窖藏策略。并通过对 168 家美国企业经理人的问卷数据分析, 得出了在经济的低谷期, 厂商比平时多支出 8% 的劳动力成本, 并且保有 5% 的劳动力要素窖藏的结论。Ray C. Fair (1985) 的研究表明, 经济波动中厂商选择保持劳动力过剩的窖藏状态, 是由于企业面临跨期决策时自身的成本最小化要求决定的。并且他利用改进了的劳动力的需求模型与三个电子行业的季度累加数据验证了 Jon A. Fay 与 James L. Medoff 所估计的劳动力窖藏行为在该三种电子行业中都明显地存在, 并指出这三个电子行业在经济波动中的劳动力窖藏行为无论对于行业月度数据还是宏观季度数据都是成立的。Robert A. Hart 与 James R. Malley (1996) 通过对日、德、英、美四国的劳动

力市场中的劳动力窖藏行为的研究,揭示了厂商并非如“公司指定”的形式保有劳动力,而是按照顺周期生产率的变化——“劳动力窖藏”的方式保有劳动力。

上述研究成果并不是针对过剩产能问题的专门研究,但其中最富有启发性的思想是通过劳动力这一单一生产要素的过剩持有的窖藏行为,证明了理性的厂商决策行为也可以有意保持要素持有水平的过剩。这种思想打破了这一领域占主导地位的决策失误造成资产绝对闲置的产能过剩的观点,因而对过剩产能形成机理问题的研究具有重要的借鉴意义。但还目前还缺少关于生产能力的过剩程度与经济波动之间的相关性的研究。鉴于此,本文旨在研究通过生产能力的过剩程度和宏观经济波动之间的相关性,揭示波动的市场环境中厂商的理性决策行为选择持有过剩产能的可能性和内在机理,并通过1996年—2003年期间分地区工业经济的经验研究,对分地区工业经济的过剩产能和工业经济波动的相关性进行具体的计量检验和分析。

## 2 产能过剩与经济波动的相关性假说

借鉴劳动力窖藏行为的分析,厂商在面对波动的市场环境时,会根据对经济形势和市场变化的预期,做出保有过剩的要素的方式来避免未来可能的缺货损失,从而理性跨期决策行为的结果可能形成生产能力的过剩或资产的闲置。如果这种推断成立的话,在现实生产活动中,表现为生产能力过剩的要素拥挤状态就可能是一种利润最大化的跨期决策行为的理性选择,而且这种产能过剩状态可能是经常发生和普遍存在的。依据上述推理,本文的产能过剩与经济波动的相关性假说可以表述为:

- (1) 宏观经济的波动或冲击会导致要素拥挤和过剩生产能力的形成;
- (2) 过剩产能具有很强的跨期自相关性;
- (3) 生产能力的过剩程度和经济波动幅度密切相关。

这一假说有两方面的可能表现。首先在完全理性条件下,厂商会完全预期到未来的波动,因而会根据对未来的预期增加或减少生产要素占用或储备量,当预先储备行为发生时,表现为资产闲置的要素窖藏就发生了。其次,在有限理性条件下,厂商会对未来发生预期偏差,此时可能预期的预先储备超过了实际需要,理性的要素窖藏就变成了有限理性的也表现为因资产过剩而闲置的产能过剩状态。上述两种情况说明,储备不足的缺货损失和预先储备的产能过剩是经济活动中必然发生的两种状态。

这个假说还需要引入资产专用性理论来进一步说明。在剧烈变化的市场环境中,厂商会经常性地需要调整企业的资源配置,在市场萎缩时首先表现为规模不经济性,决策者为了尽量减少损失,会减少那些可以随时处置的非专用性资产,而保留那些无法在短期内处置的专用性资产,这些短期意义下的闲置资产自然就处于产能过剩状态。亦即,信息不对称性和资产专用性是跨期决策中需要预先储备,或者过剩资产无法及时处置,进而导致要素拥挤状况发生的根本原因。

更进一步地,如果在波动的市场环境中这种要素窖藏行为可以导致生产能力过剩的推测成立的话,那么过剩产能在经济周期波动的各个阶段应该呈现不同特征。在处于波峰时,需求增加,过剩的产能会得到比较充分的利用,生产要素拥挤的程度会得以减轻或消除;相反在处于波谷时,需求减少,在经济增长期的扩张投入的生产要素淤积,生产要素经济波动的程度加深或产生。因此,生产能力的过剩程度应该和经济增长率的变化幅度或者经济的周期性波动幅度有比较密切的相关关系。同时,当期过剩生产能力的水平应该受前期的过剩产能水平的影响,而且前期过剩程度越高,对本期过剩水平的影响越大,二者呈现同向影响关系。

本文针对前面提出的过剩产能与经济波动之间的相关性假说进行具体分析,选择省际工业数据,首先测度要素拥挤和过剩产能的程度和经济发展水平的波动,然后对经济波动与过剩产能之间的关系进行比较深入的计量检验和分析,以检验假说的合理性。

## 3 变量的选取与测度——两种指标的度量

为了检验过剩产能和经济波动的相关性假说,首先要确定过剩生产能力和经济波动的度量指标。生产能力过剩程度从总体上体现了一个生产部门生产能力利用程度的高低。虽然针对某一个具体生产企业可以有明确的可以度量的生产能力过剩程度,但反映一个地区或者行业的生产努力利用程度的合理度量还是非常困难的。现有国内外文献中过剩生产能力的度量方法不统一,也没有公认的最好的度量方法。归纳现有测度过剩产能的度量方法,主要有四种,即峰值测定法(peak to peak, Ray C. Fair, 1994)、生产能力利用率法(capacity utilization, 沈利生, 1999)、最小成本生产集法(mini cost, Domenico J. Marchetti Francesco Nucci, 2000)与数据包络分析方法(DEA, 孙巍, 2000)。峰值测定法与生产能力利用率法原理上简单且易于实现,但是计算结果并没有细分与统计检验保证,因而属于比较粗略的度量方法;最小成本生产集法推导过程复杂,实现起来需要很多变量方程的支撑,而且需求大量的数据,所以一般情况下难于应用。数据包络分析方法作为一种相对有效性的测度方法,可以度量相对效率状态的差距,而且针对每一种可以分解得到的相对效率内涵,可以考虑作为相对生产能力过剩水平的度量,其中最主要的两种可能作为过剩产能度量指标的效率是综合技术效率和对其进行详细分解得到的反映要素闲置或拥挤程度的要素可处置度指标。只能得到相对过剩产能水平是数据包络分析方法合理使用的前提。由于本文期望看到的是相对生产能力过剩程度及其变化的度量,所以选取数据包络分析方法得到的生产要素可处置度(CI)作为生产能力过剩程度的度量指标,具体测度方法简介如下。

以基于生产前沿面理论的集合论描述为基础,生产资源配置效率测度的非参数数据包络分析模型,可以分解为规模效率、要素可处置度和纯技术效率三个部分。本文中对于过剩生产能力的度量指标,使用的就是剔出规模效率损失和纯技术性率损失的,表现为资产闲置程度的要素拥挤状态的度量。

假定有 $k=1, \dots, K$ 个生产厂商通过 $n=1, \dots, N$ 种投入生产 $m=1, \dots, M$ 种产出,投入参量 $x_{kn}$ 表示第 $k$ 个生产者第 $n$ 种投入的数量,产出参量表示第 $k$ 个生产者第 $m$ 种产出的数量。为方便描述,可以用投入矩阵 $\mathbf{N}$ 和产出矩阵 $\mathbf{M}$ 来描述。生产要素可处置度为两种不同性质的生产集合下的投入效率函数的比值,有如下形式<sup>[9]</sup>。

强可处置集合:

$$L(u|V, S) = \left\{ x : u \leq z\mathbf{M}, z\mathbf{N} \leq x, z \in R_+^K, \sum_{k=1}^K z_k = 1 \right\} u \in R_+^M。$$

基于 $(V, S)$ 投入集的投入效率函数可以表示为

$$F_i(u^k, x^k|V, S) = \min \left\{ \lambda : \lambda x^k \in L(u^k|V, S) \right\}, k=1, \dots, K$$

强可处置集合:

$$L(u|V, W) = \left\{ x : u \leq z\mathbf{M}, z\mathbf{N} = \sigma x, 0 < \sigma \leq 1, z \in R_+^K, \sum_{k=1}^K z_k = 1 \right\} u \in R_+^M$$

基于 $(V, W)$ 投入集的投入效率函数可以表示为

$$F_i(u^k, x^k|V, W) = \min \left\{ \lambda : \lambda x^k \in L(u^k|V, W) \right\}, k=1, \dots, K$$

由此生产要素的可处置度为

$$C_i(u^k, x^k) = F_i(u^k, x^k|V, S) / F_i(u^k, x^k|V, W), k=1, \dots, K。$$

如果 $C_i(u^k, x^k) = 1$ ,则说明对于产出向量 $u^k$ ,投入向量 $x^k$ 不存在要素拥挤的生产能力过剩现象;而在 $F_i(u^k, x^k|V, S) < F_i(u^k, x^k|V, W)$ 时,表明由于要素拥挤现象而存在生产能力的过剩,该值越

大,说明产能过剩程度越轻,反之则产能过剩程度越重。直接计算出来的各年可处置度仅保证了某一时间截面内的可比性,为使生产要素可处置度在整个样本区间内具有时序上的可比性,本文采用基于非参数生产前沿面理论的 Manquist 生产率指数分解出来的要素可处置度  $CI$  的变化率,通过折算得到各期在时间序列和截面上同时可比的生产能力过剩程度度量值。

另一个需要度量的指标是经济波动。整个国民经济或各行业经济的波动有多种度量方法。由于本文需要的经济波动指标本质上是度量经济总量水平的变动程度,因而选取国家或者地区或者行业经济活动的产值增长率(或变化率)作为衡量指标(用  $TB\_rate$  表示)。由于本文拟研究的问题是地区间工业经济的过剩产能与其波动之间的关系,因此本文选择各地区工业增加值的年度增长率作为经济波动的度量指标,具体的计算形式如下:

$$TB\_rate = (VAI_t - VAI_{t-1}) / VAI_{t-1}$$

其中,  $VAI_t$ ,  $VAI_{t-1}$  分别是工业增加值及其一期滞后值。

综上,我们确定了研究假设问题所用的指标变量。

#### 4 数据选取与两种指标相关性的基本特征

为寻求假说的实证支持,接下来对基于指标变量的地区工业数据的选择及其统计特征进行分析。根据我国统计年鉴中的地区工业数据的特点和本文分析问题的需要,本文选择 1995 年~2003 年期间 29 个省市的工业统计数据进行研究<sup>1</sup>。

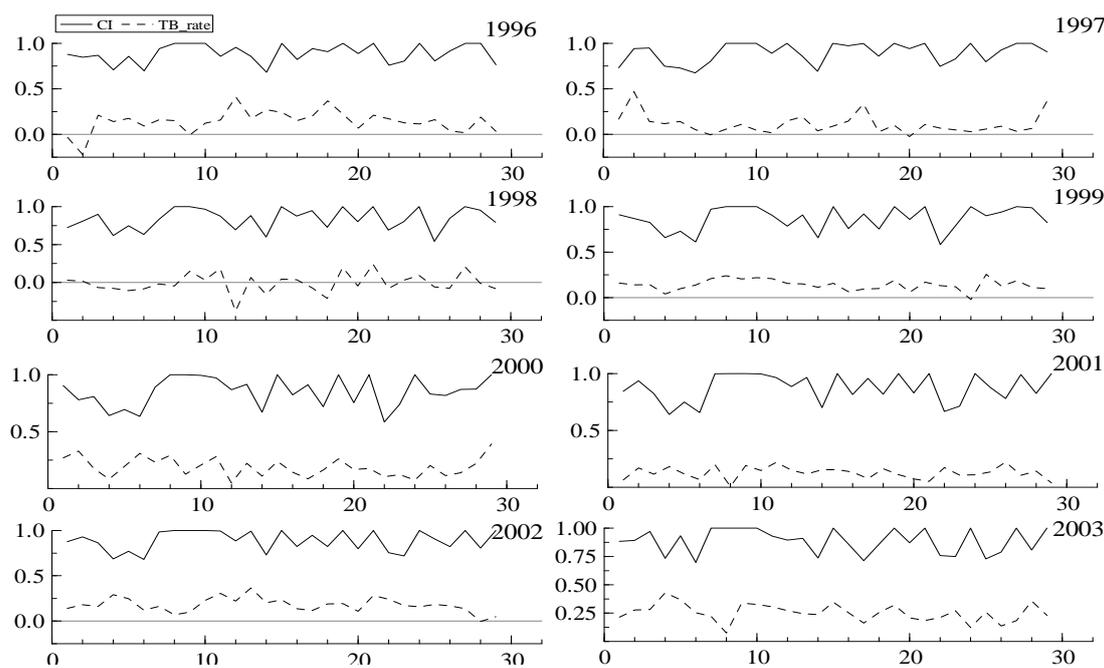


图 1 各地区每年  $TB\_rate$  序列与  $CI$  序列(截面特性)

图 1 中所示的是  $TB\_rate$  序列与  $CI$  序列时间与地区图 2。此图描述了通过计算工业增加值的年度增长率与基于 DEA 方法所得到的各个年度的生产要素可处置度,得到的 1996—2003 年度区间内各个年度各地区的工业增加值的年度增长率与可处置度指标序列基本情形。从图中可以看出从 1996 年到 2003 年期间各个时间横截面的生产要素可处置度序列的变化与各地区的工业增加值的年度增长率变化的基本上是对应变化的。在 1996—2003 期间  $CI$  与  $TB\_rate$  这两个序列之间的相关性检验结果见表 1。从表 1 中可以看出,1996—2003 时间区间上的相关系数通过了 10% 的显著性检验,其中截面数据的  $CI$  与  $TB\_rate$  之间相关系数通过了 3.9% 的显著性检验,时间序列的相关系数通过了 8.6% 的显著性检验。通过上述直观统计描述和相关系数的检验结果可知,表现为生产要素拥挤的各地工业产能过剩状态是与所对应各地工业经济的波动具有显著相关性的。

表1 Spearman's rho 相关系数的非参数检验结果

变量名称	相关系数	显著性
TBRATE&CI (Cross)	0.331 <sup>*3</sup>	0.039
TBRATE&CI (Times)	0.535 <sup>*</sup>	0.086

根据本文假说中的推测，由于经济波动带来的是需求、供给以及价格的相应变动，而厂商要据此对自身的生产要素配置进行调解以达到最优状态，而这种调整往往具有很强的时滞性，亦即生产能力过剩程度可能具有较强的跨期自相关性。因此对相邻年度之间生产要素可处置度  $CI$  的相关系数进行了计算。表 2 给出了各地区相邻年度之间的生产要素可处置度  $CI$  的相关系数，结果表明，各年度之间的生产能力过剩程度具有显著的跨期自相关性。

表2 指标  $CI$  各年度之间的相关系数

年份	相关系数	显著性
1996&1997	0.800 <sup>***</sup>	0.000
1997&1998	0.821 <sup>***</sup>	0.000
1998&1999	0.785 <sup>***</sup>	0.000
1999&2000	0.873 <sup>***</sup>	0.000
2000&2001	0.918 <sup>***</sup>	0.000
2001&2002	0.984 <sup>***</sup>	0.000
2002&2003	0.780 <sup>***</sup>	0.000

## 5 检验模型与实证结果分析

下面选择 Panel Data 计量分析模型检验工业经济波动对工业过剩产能影响的因果关系和影响程度。由前一部分的研究结果可知，工业生产能力过剩程度不仅与工业经济的波动相关，还存在其自身的跨期相关性，因此计量模型中考虑前一期要素可处置度和本期各地工业经济增长率两个解释变量，选择当期生产要素可处置度来代表各地工业过剩产能，作为模型中的被解释变量。

$$CI_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} CI_{(t-1)it} + \beta_{2it} TB\_rate_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， $CI_{it}$ ,  $CI_{(t-1)it}$ ：用生产要素可处置度表示的各地当期与前一期生产能力过剩程度。

$TB\_rate_{it}$ ：各地工业增加值的年度增长率。

由于要分析样本自身的特征。所以采用可变截距的 Panel Data 固定效应模型进行分析，亦即在上述模型中，令  $\alpha_{it} = \alpha_i$  ( $\alpha_i = C + Ficed_i$ )， $\beta_{1it} = \beta_1$ ， $\beta_{2it} = \beta_2$ 。其中， $C$  代表各个地区间带来的对生产要素拥挤的平均作用程度，而  $Ficed_i$  则代表来自于每个地区的对地区特性平均作用程度的偏差，反映了各个地区的特质。两者都是固定效应中的一部分，估计结果见表 3。

表3  $CI$ 、 $TB\_rate$ 固定效应可变截距模型估计结果<sup>4</sup>

Section I				
变量名称	系数值	标准误差	t-统计量	显著性

<i>C</i>	0.541220 <sup>***</sup>	0.059308	9.125578	0.0000
<i>CI</i> <sub>(t-1)</sub>	0.360922 <sup>***</sup>	0.067553	5.342836	0.0000
<i>TB_rate</i>	0.114750 <sup>***</sup>	0.020750	5.530140	0.0000

**Section II**

**Section III**

Fixed<sub>i</sub> (Cross) :

Effects Specification:

北京	-0.021519	Cross-section fixed (dummy variables)	
天津	-0.002707		
河北	0.009249		
山西	-0.125276		
内蒙古	-0.065897		
辽宁	-0.136191		
吉林	0.037176		
黑龙江	0.086501		
上海	0.077900	Weighted Statistics	
江苏	0.074357		
浙江	0.034254	R-squared	0.998182
安徽	-0.005143	Adjusted R-squared	0.997865
福建	0.026963	Mean dependent var	1.509240
江西	-0.112639	S.D. dependent var	1.167019
山东	0.077128	S.E. of regression	0.053921
河南	-0.012625	Sum squared resid	0.500085
湖北	0.017702	F-statistic	3148.331
湖南	-0.047202	Durbin-Watson stat	2.099909
广东	0.075282	Prob (F-statistic)	0.000000
广西	-0.016301		
海南	0.077958		
四川	-0.118262		
贵州	-0.070450		
云南	0.088527		
陕西	-0.052143		
甘肃	-0.020027		
青海	0.069098		

宁夏	0.005538
新疆	0.048750

从回归结果可以看出， $C$ 、 $CI_{(t-1)it}$ 与 $TB\_rate_{it}$ 三项系数的P值接近于零，说明三者对各省工业过剩产能的作用是非常显著的。 $TB\_rate_{it}$ 项系数的显著性验证了假说中提出的生产能力的过剩程度和经济波动幅度密切相关的观点，并且结果还表明二者之间的密切相关性还具有正向同步变动的特征；而 $CI_{(t-1)it}$ 项的系数显著则验证了假说中工业过剩产能自身存在着很强的跨期自相关性。由此，本文提出的假说得到了数据统计的经验支持。

从表中 $C$ 、 $CI_{(t-1)it}$ 与 $TB\_rate_{it}$ 三项系数之间的数量关系还可以看出，当 $CI_{(t-1)it}$ 与 $TB\_rate_{it}$ 均变化一单位时，固定效应C对各地工业过剩产能的影响是最大的，平均约占到53%；其次是前一期工业过剩产能水平的影响，平均约占到35%；最后是经济波动的影响，平均只占到12%。

从固定效应的偏离项Fixed<sub>i</sub>结果看，除了山西、辽宁、江西、四川四个省相对小外，其余省份的固定效应影响都很大。这说明各地区的特征普遍对工业过剩产能的形成起着显著作用。下面具体分析各经济区域的平均特征效应对过剩产能的作用程度及特征<sup>5</sup>。

图3描述了不同经济区域的平均特征效应。从图中可以明显看出各个经济区域的平均特征效应对工业过剩产能的作用程度分成五块，第一个区域是南部沿海地区与东部沿海地区经济大区，第二是西北地区经济区自成一快，第三为东北地区与北部沿海地区经济区，第四是长江中游地区，第五是黄河中游经济区。下面对地区平均效应的分块结果进行进一步分析。

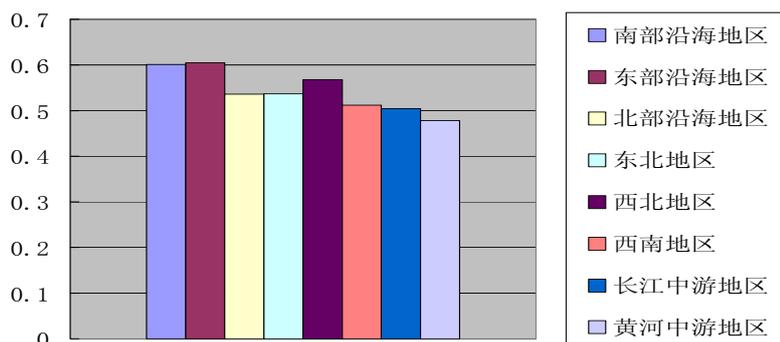


图3 不同经济区域的平均特征效应

表4 各经济分区的固有特征对该区要素拥挤程度影响的描述性统计

经济分区名称	均值	标准差	显著性
南部沿海	0.601287*	0.016570	0.071296
东部沿海	0.603390*	0.013996	0.060218
北部沿海	0.556757*	0.021485	0.068374
东北地区	0.537049	0.067528	0.290550
长江中游地区	0.504401*	0.028625	0.091097
黄河中游地区	0.477235*	0.023342	0.074285
西南地区	0.512099	0.044403	0.141311
西北地区	0.567060*	0.020232	0.064387

表4给出了各个经济分区的固有特征对该区域工业过剩产能影响的描述性统计结果。从结果可以看出各分区的固有特征对本地区的过剩产能大部分有着显著影响。其中，南部与东部沿海经济大区的效应为0.6左右，这一经济区的特点是东部沿海地区，现代化起步早，在改革开放的许多领域先行一步，人力资本丰富，南部沿海地区面临港、澳、台，海外社会资源丰富，对外开放程度高。

从这个经济区的自身特点与效应值可以看出,市场竞争力强、较好的市场经验与良好的海外资源使得该经济区资源利用与开发模式优良,很好的减轻了工业生产能力的过剩程度。

西北地区经济区的效应为 0.56 左右,而这一经济区的特点是自然条件恶劣,地广人稀,市场狭小,以该经济区的特点与效应值可以看出,该地域市场化程度与竞争程度过低,使现有生产资源配置相对有效,导致其产能过剩程度低于其它相对发达地区。东北地区与北部沿海地区为 0.53~0.55 左右,此区域有着交通便捷、面临的共同发展问题双重特点,此区域是紧随南部与东部沿海经济区的快速发展区域,所以效应值接近。长江中游经济区有着地区农业生产条件优良,人口稠密,对外开放程度低,产业转型压力大等特点与问题,所以此区域的产能过剩状况较东北与北部沿海严重,效应值为 0.5 左右。产能过剩程度最严重的是黄河中游地区,效应值只有 0.48 左右,这个地区的特点是自然资源尤其是煤炭和天然气资源丰富,地处内陆,战略地位重要,由于过分依赖资源的市场需求,可能会影响生产能力的调整和有效利用。

## 6 结论

根据上述分析,验证了本文提出的过剩产能与经济波动之间的相关性假说,并得出如下结论。

- (1) 由于厂商面对波动的跨期决策问题时要素窖藏的理性行为和不完全信息条件下预期偏差的有限理性行为的存在,表现为要素拥挤的各地工业产能过剩状态是与所对应各地工业经济的波动具有显著相关性的。
- (2) 跨期决策的预先储备行为和调整过程的滞后性,使得我国地区工业的过剩生产能力自身存在着高度的跨期相关性。
- (3) 经验研究的结果表明,地区工业生产能力的过剩程度不仅和经济波动幅度密切相关,而且过剩产能和经济波动之间呈现正向相关关系,既工业过剩产能与经济波动呈现同向变化的规律。
- (4) 从固定效应的面板数据模型的估计结果可以发现,我国地区工业的过剩生产能力状态呈现鲜明的地区异质化特性,并且这些地区异质化特性是影响甚至决定工业生产能力过剩程度的关键因素。

### 参考文献:

- [1] D. McFadden, *Cost, Revenue and Profit Functions* [M], 1978, in M. Fuss and D. McFadden eds.
- [2] Jon A. Fay, James L. Medoff, *Labor and Output Over the Business Cycle: Some Direct Evidence* [J]. *America Economic Review*, 1985,4:638-655.
- [3] Ray C. Fair, *Excess Labor and the Business Cycle* [J]. *America Economic Riview*, 1985, 75(1):239-245.
- [4] Robert A. Hart, James R. Malley, *A comparative study of Japan Germany the United Kingdom and the United States*[J]. *Economica*1996, 63:325-42.
- [5] Ray C. Fair, *The short-run demand for workers and hours* [M]. North-Holland PUBLISHING OMPANY AMSTERDAM. LONDON,1994.
- [6] 沈利生,我国潜在经济增长率变动趋势估计[J]. *数量经济技术经济研究*, 1999(12):1-6.
- [7] Domenico J. Marchetti Francesco Nucci, *Labor Effort over the Business Cycle*[J]. Bank of Italy Economic Research Department, *Temi di discussione(Economic Worker papers)*with No. 424, 2000.
- [8] 孙巍,生产资源配置效率——生产前沿面理论及其应用 [M]. 社会科学出版社,2000.
- [9] 孙巍,转轨时期中国工业生产要素拥挤的特征分析 [J]. *中国管理科学*,2002,(4): 1-6

[10] 胡川, 市场需求不确定条件下产能过剩问题研究. 中南财经政法大学学报, 2005, (5): 61-65.

[11] 刘志彪, 王建优, 制造业的产能过剩与产业升级战略. 经济学家, 2000(1), 64-69.

## An Research on the Correlation between Excess Capacity of Industry and Economic Fluctuation

SUN Wei, ShangYang

(Research Center of Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Abstract:** In this article, comment on the formation mechanism of the excess capacity integrally. From the view of the theory, Analyse deeply the excess capacity represent the production factor congestion state in which the factor allocation efficiency and the technology efficiency are low in economics meanings. Put forward the hypothesis about the correlation between excess capacity of industry and economic fluctuation, according to the factor hoarding behavior which firms use when they face intertemporal decisions. Select 1996-2003 interprovincial industry data and apply microeconometrics method-panel data to test the obvious correlation between excess capacity and the corresponding province. Hereby analyse the characters of excess capacity in regional industry of China.

**Key words:** excess capacity; production factor congestion; industry growth rate; panel data

收稿日期: 2006-04-12

基金项目: 国家自然科学基金(70572030)和吉林大学哲学社会科学研究项目(2003SZ007)

作者简介: 孙巍(1963—), 男, 吉林省吉林市人, 吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师, 吉林大学商学院, 研究方向: 数量经济学; 尚阳(1980—), 男, 辽宁省沈阳市人, 中国科学院长春分院。

<sup>1</sup>所有数据来源于相应年度的《中国统计年鉴》和《工业经济统计年鉴》。为了样本的统一, 选取了29个省市自治区、直辖市, 将重庆并入四川省, 将西藏并入新疆。由统计口径的差异、样本统一与数据处理的要求, 将样本区间取为1995-2003年。

<sup>2</sup>图1中的横轴所示的是29个省市自治区、直辖市。

<sup>3</sup>\*表示通过10%显著性的检验, \*\*表示通过5%显著性的检验, \*\*\*表示通过1%显著性的检验, 下同。

<sup>4</sup>由于山西与陕西两省拼音相同, 所以把陕西省的拼音编号命名为SHAN3XI。

<sup>5</sup>这里的经济分区是指2004年国务院发展研究中心发展战略和区域经济研究部依据“十一五”规划提出的区别于原东中西三个经济区域的划分方式。即为南部沿海地区(广东、福建、海南)、东部沿海地区(上海市和江苏省、浙江省); 北部沿海地区(山东、河北、北京、天津); 东北地区(辽宁、吉林、黑龙江); 长江中游地区(湖南、湖北、江西、安徽)、黄河中游地区(陕西、河南、山西、内蒙古); 西南地区(广西、云南、贵州、四川、重庆)、西北地区(甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆)。