

中国制造业企业的成长符合 Gibrat 法则吗?

袁 鹏¹,徐 媛¹,刘海洋²

(1. 西南财经大学 工商管理学院,四川 成都 611130;2. 大连理工大学 管理与经济学部,辽宁 大连 116024)

摘要:采用中国制造业企业微观数据和分位数回归法,对企业成长规律是否符合 Gibrat 法则进行了实证检验。结果发现:(1)企业规模与成长性呈现负向关系,且对各种规模类型的企业均成立,从而否定了 Gibrat 法则。(2)行业内外商资本、企业的国有资本、出口强度和流动性等因素对成长均具有负向效应。其中,前两种因素的负向效应随规模扩大而上升,而后两种因素对最小规模的负向效应最大。(3)企业的外商资本、盈利能力,以及地区层面的专业化和多样化、市场潜力、市场化程度、人力资本水平、创新能力等因素对成长具有正向效应。其中,企业外商资本的提升最有利于最小规模企业,而盈利能力、市场潜力、市场化程度、人力资本水平和创新能力等因素对最大规模企业的促进作用最大;地区专业化的作用随规模上升而上升,而多样化的作用随规模上升而下降。(4)企业的年龄、资本深化、资产负债率、地区对外开放以及行业市场集中度等因素对成长的影响方向具有规模异质性。

关键词:Gibrat 法则;成长;规模;年龄;分位数回归

中图分类号:F270.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2017)06-0026-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.06.003

一、引言

中国经济增长能否保持一个较高速度,以及增长模式能否顺利转变,主要取决于微观市场主体特别是企业的市场表现。随着“供给侧改革”的推进,落后产能被淘汰的速度将加快,这意味着市场主体也将加速洗牌。但是,值得注意的是,在“去产能”、“去库存”的过程中,企业退出或者兼并重组应遵循优胜劣汰的市场规律,即市场表现低劣的企业退出市场,而市场表现优良的企业能够在市场上生存和发展。作为体现企业市场表现的综合指标,企业成长性能较好地反映出当前运行情况和未来发展前景。

然而,现实情况是,在一些企业兼并重组案例中,“有形之手”要么强而有力,要么若隐若现。这些受行政干预的市场整合往往出现“大鱼吃小鱼”的现象,即规模大的企业对规模小的企业进行兼并重组。究其原因,可能在于政府出于就业、税收、区域竞争等方面的考虑,倾向于扶持规模大的企业,在兼并重组过程中主要考虑的是规模优先、以量取胜,而非效率优先、优胜劣汰。众所周知,中国有不少在竞争中做大做强的企业,但确实也存在许多体量巨大而竞争力低下的企业,其中有不少只能依靠财政补贴、信贷支持等政策支持而存活于市场。如果以淘汰“落后产能”的名义,支持这些“大而不强”的企业兼并重组那些规模相对更小,但发展更快的企业,其效果可能并不如意。

因此在“去产能”的过程中,不能只考虑企业规模而忽视市场表现,特别是成长性。当然,如果那些

收稿日期:2017-01-19;修回日期:2017-09-29

作者简介:袁鹏(1981—),男,四川荣县人,西南财经大学工商管理学院副教授,博士生导师,研究方向为产业发展与环境;徐媛(1992—),女,四川成都人,西南财经大学产业经济学硕士研究生;刘海洋(1978—),男,山东莒县人,大连理工大学管理与经济学部副教授,博士生导师,研究方向为国际经济与贸易。

基金项目:国家社科基金一般项目(15BJL010)

大企业同时也具有良好成长性,那么由这些“大而强”的企业来进行市场重组,则有利于经济增长和结构转型。那么,中国企业的成长性与规模有怎样的关系呢?在企业成长性与规模的关系方面,最早的研究来自Gibrat^[1],他证明法国制造业企业规模的倾斜分布可以由一个随机过程来解释。由于增长是一个随机过程,企业预期的增长率与企业规模和其他可以辨别的因素和行业特征是无关系的。这种随机增长的假设后来被命名为Gibrat法则。不过,关于Gibrat法则的经验结果并不统一^[2-3]。

在Gibrat法则检验方面,基于中国背景的经验研究较少。少数文献要么限于某些服务业行业^[4-5],要么仅针对规模较大的制造业上市公司^[3,6],或者只采用了较短时间内连续生存的制造业企业样本^[7]。最近,李洪亚^[8]针对1999—2007年期间采矿业和电力、热力、燃气及水的生产和供应业企业检验了Gibrat法则,该文虽然样本量较大,且时间较长,但缺少对制造业企业的检验。因此,现有研究所得结论可能未必符合中国制造业企业的成长规律。更重要的是,上述研究只是在平均意义上检验了Gibrat法则是否成立,未考察不同规模的企业在遵循该法则方面是否存在差异。因此,本文将基于中国工业企业数据库的大样本数据,采用分位数回归检验Gibrat法则是否适用于中国制造业企业,并考察制造业企业的成长模式是否具有规模异质性。

二、Gibrat 检验模型

根据Gibrat法则,对于企业来说,不管初期规模如何,给定时期内企业的预期成长率都是相同的,即条件概率 $\text{Prob}(Size_t/Size_{t-1} | Size_{t-1})$ 是一个不受规模影响的常数($Size_t$ 为企业在第 t 年的规模)。换句话说,受到随机因素冲击,企业的规模增长是上一期规模的一个随机比率:

$$\Delta Size = Size_t - Size_{t-1} = \varepsilon_t Size_{t-1} \quad (1)$$

其中, ε_t 为服从均值为 μ 和方差为 σ^2 的独立同分布的随机变量。根据(1)式,有:

$$Size_t = (1 + \varepsilon_t) Size_{t-1} \quad (2)$$

对(2)式两边取自然对数,则有:

$$\ln Size_t = \ln Size_{t-1} + \ln(1 + \varepsilon_t) \quad (3)$$

当 ε_t 取值很小时, $\ln(1 + \varepsilon_t) \approx \varepsilon_t$,因此根据(3)式递推可得:

$$\ln Size_t \approx \ln Size_{t-1} + \varepsilon_t = \ln Size_0 + \sum_0^t \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, $Size_0$ 为企业的初始规模。当 $t \rightarrow \infty$, $\ln Size_0$ 相对于 $\ln Size_t$ 来说非常小,故根据中心极限定理, $\ln Size_t$ 的分布近似服从于对数正态分布,即: $\ln Size_t \sim N(\ln \mu, t\sigma^2)$ 。因此,(4)式表明,企业成长独立于其初始规模,企业规模近似于服从对数正态分布。一般地,Gibrat法则可采用以下计量模型进行检验:

$$\ln Size_t = a_0 + \beta \ln Size_{t-1} + u_t \quad (5)$$

其中, a_0 为常数项, u_t 则为随机误差项。通过对(5)式进行回归估计,只需要观察规模滞后项($\ln Size_{t-1}$)的系数 β 是否显著为1,即可判断Gibrat法则是否成立。若 $\beta = 1$,说明企业的成长率与上一年的规模大小无关,意味着Gibrat法则成立;若 $\beta \neq 1$,则意味着Gibrat法则不成立。进一步地,如果 $\beta > 1$,表明企业规模越大,其预期成长率越高,在长期将形成垄断性的市场结构。如果 $\beta < 1$,则企业规模越大,其预期成长率越低,那么企业的规模在长期将趋向于规模均值。

然而,需要注意的是,只有在误差项不存在序列自相关的情况下,采用OLS回归,才能获得 β 的一致估计量,否则将产生估计偏差^[9]。为了修正这种自相关,在式(5)的基础上,增加误差项的一阶自回归过程:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \omega_t \quad (6)$$

因此,如果要验证Gibrat法则是否成立,则需要对 $\beta = 1$ 和 $\rho = 0$ 两个条件进行联合检验。只有当这两个条件同时成立时,Gibrat法则才成立。 ρ 的取值还存在明显的经济意义:若 ρ 显著为正,则表明存在成长持续性,因为当期成长将受到上一期成长的正向影响;若 ρ 显著为负,则表明当期成长将受到上一期成长的抑制;若 ρ 显著为0,则表明当期成长不受上一期成长的影响。

根据(5)式 $t-1$ 期的残差为:

$$u_{t-1} = \ln \text{Size}_{t-1} - a_0 - \beta \ln \text{Size}_{t-2} \quad (7)$$

将(7)式代入(6)式,则有:

$$u_t = \rho (\ln \text{Size}_{t-1} - a_0 - \beta \ln \text{Size}_{t-2}) + \omega_t \quad (8)$$

将(8)式代入(5)式,得到:

$$\ln \text{Size}_t = \beta_0 + \tau_1 \ln \text{Size}_{t-1} + \tau_2 \ln \text{Size}_{t-2} + \omega_t \quad (9)$$

其中 $\beta_0 = (1 - \rho)a_0$, $\tau_1 = \beta + \rho$, $\tau_2 = -\rho\beta$ 。对(9)式采用横截面 OLS 回归,可以得到 τ_1 和 τ_2 的一致估计值,然后推断出 β 和 ρ 的估计值:

$$(\beta, \rho) = \frac{1}{2} \left\{ \tau_1 \pm (\tau_1^2 + 4\tau_2)^{\frac{1}{2}} \right\} \quad (10)$$

仅仅从数据本身是无法将 β 和 ρ 从(10)式的两个解中区分出来的,但根据企业成长的随机理论,即便 Gibrat 法则不成立 β 的取值也靠近 1。因此,(10)式的两个解中取值为大者为 β ,为小者为 ρ ^[10]。无论 β 和 ρ 能否被识别,均可采用 F 检验判断 Gibrat 法则是否成立,其零假设和备择假设分别为:

$$H_0: (\tau_1, \tau_2) = (1, 0) \quad (11)$$

$$H_1: (\tau_1, \tau_2) \neq (1, 0) \quad (12)$$

该检验值服从 $F(2, N-2)$ 。若 H_0 被接受,则 Gibrat 法则成立,否则 Gibrat 法则不成立。除规模外,还有许多因素可能影响企业成长,这些因素既可能来自企业自身层面,也可能来自行业和地区层面。因此,本文加入了企业、行业和地区三个层面的控制变量。扩展后的模型为:

$$\begin{aligned} \ln \text{Size}_{i,j,t} = & \beta_0 + \tau_1 \ln \text{Size}_{i,j,t-1} + \tau_2 \ln \text{Size}_{i,j,t-2} + \sum_k \gamma_k \text{FD}_{i,j,t}^k + \sum_m \delta_m \text{ID}_{i,j,t}^m \\ & + \sum_n \rho_n \text{AD}_{i,j,t}^n + \sum_r \theta_r \text{YEAR} + \omega_{i,t} \end{aligned} \quad (13)$$

其中,下标 i, j, t 分别表示企业、行业和年份, $\ln \text{Size}$ 为规模对数值。 FD 、 ID 、 AD 分别表示除规模外的企业层面因素、行业层面因素、地区层面因素。 YEAR 为年份虚拟变量,用以控制不同年份由于宏观经济波动等原因导致的企业成长差异。

三、变量与数据

本文以工业总产值作为规模指标,并采用工业品出厂价格指数进行价格缩减(1999年为基期)。由于分地区分行业的工业品出厂价格指数没有公开发布,本文采用全国层面的分行业工业品出厂价格指数和地区层面的工业品出厂价格指数的几何均值来构造。

除企业规模外,企业层面的影响因素(FD)还包括:

1. 年龄(对数 $\ln \text{Age}$)^① 关于企业年龄与成长关系的实证结果并不统一,既有负向影响,也有正向影响,甚至没有关系^[11]。

2. 所有制性质,包括国有资本占企业实收资本的比重(OS)、外商(含港澳台)资本占企业实收资本的比重(OF)。

3. 企业资本密集度(对数 $\ln \text{CI}$) 资本密集度以固定资产净值与从业人数之比来衡量,用以考察资本深化对企业成长的影响。

4. 企业出口强度(EXI),即出口额与总产值的比值,可反映企业的外向程度^②。关于出口对企业成长具有何种影响,这方面的研究结论并不统一^[12]。

5. 企业总资产利润率(ROA),反映了企业的资产盈利能力。通常,盈利能力强意味着企业在市场上取得了成功,这可能刺激企业的进一步扩张。然而,当企业过于重视短期利润的时候,也有可能损害企业的长期发展。

6. 企业资产负债率(DAR),反映企业的财务杠杆比率,也体现了企业的基本财务结构是否稳

定。企业若有一个好的投资项目可为其带来利润,可以利用财务杠杆通过增加举债的方式筹资^[13]。不过,若财务杠杆太高,企业则会因为很高的利息负担而增加破产可能性。

7. 企业流动比率(*CR*)采用流动资产与总资产的比率来衡量。在一些研究中,流动性指标也被用作融资约束的代理变量^[14]。当企业对外筹资渠道受阻或是资金成本很高时,可利用流动资产来进行投资活动以确保获利机会。

*ID*表示行业层面因素,主要考虑了行业外资占比、市场集中度和行业虚拟变量:

1. 行业外资占比(*OFI*)加入该变量的作用在于考察行业水平上外资进入对行业内企业的影响。关于外资的溢出效应,多数研究发现了正向效应,但也有研究发现了负向效应^[15-16]。

2. 行业市场集中度,以 Herfindahl 指数衡量(*HHI*),用以考察一个行业的竞争情况对企业成长的影响^③。从表 1 可见,*HHI*的均值在 0.015 左右,说明总体上中国制造业的竞争比较激烈,但不同行业差异较大,取值范围为 0.001~0.949。

3. 行业虚拟变量(*INDUSTRY*),用以控制一些行业异质性因素对企业成长的影响。由于在四位码分类中,行业数量过多,因此在模型中以二位码作为分类基础,加入了行业虚拟变量。

*AD*表示地区层面的因素,主要包括:

1. 地区专业化(*SPE*)和多样化(*DIV*),这是两种不同的集聚类型。*SPE*采用区位熵衡量,即 $SPE_r = e_{ir}/e_i$,其中 e_{ir} 表示 r 地区 i 行业的就业占 r 地区制造业总就业的份额, e_i 表示 i 行业的就业占全国制造业总就业的份额。*DIV*的计算采用 1 减去各产业就业的 Herfindahl 指数表示^[17],即 $DIV_r = 1 - \sum_i e_{ir}$ 。*SPE*和 *DIV*均在地级市层面上计算。

2. 地区对外开放水平(*ROP*)和各地的市场潜力(*RMP*)*ROP*采用各省级地区进出口总额与地区生产总值的比重来表示,而 *RMP*采用以 1999 年为价格基期的各省级地区生产总值(对数)表示。

3. 地区市场化程度(*RMD*)该变量采用王小鲁等^[18]编写的省级区域市场化指数来衡量。由于该指数在 2008 年前后采用了不同的核算方法,故我们对各区域指数按年份进行标准化,以避免因核算方法变化导致的不可比问题。

4. 地区创新能力(*RIC*)和地区人力资本水平(*RHC*)前者采用各省级地区科技活动内部支出占地区生产总值的比重作为代理变量,后者选取各省每万人中大学生在校人数来衡量^[19]。

除上述地区层面的变量外,本文还设置了省级地区虚拟变量(*PROVINCE*),以控制其他不能观测的、时间不变的、与地理位置有关的因素。

本文的基础数据来源于《中国工业企业数据库》(1999—2013),包含了全部国有及规模以上非国有工业企业。借鉴 Brandt *et al.*^[20]的方法,本文对该数据库进行了整理。由于处理过程繁冗复杂,细节不再赘述^④。此外,由于西藏自治区的地区层面因素缺失较多,故在样本中去掉了西藏自治区的企业。经过上述处理后,本文采用的企业数据包含了 3 250 309 个观测值。除地区、年份和行业等三类虚拟变量外,其他变量的描述性统计如表 1 所示。

四、实证分析

(一) 分位数回归

对于 Gibrat 法则的检验,OLS 是最简便和广泛被采用的估计方法。然而,标准的 OLS 假设了误差项为正态分布,若样本数据不满足正态分布,采用 OLS 估计的结果并非最优线性无偏估计量。我们对企业规模对数进行分布检验,结果表明企业规模对数的偏度统计量为 0.819,峰度统计量为 3.923,而正态分布的偏度统计量和峰度统计量,分别为 0 和 3。进一步地,Shapiro-Wilk 检验结果也拒绝了企业规模对数服从正态分布的原假设。因此,本文所采用的中国制造业企业样本的规模对数不符合正态分布,而是呈现右偏且尖峰分布。如前所述,对于这样的非正态分布数据,OLS 估计可能存在偏差。

此外,OLS 所捕捉的是因变量的条件均值,而条件均值未必能代表整个条件分布的行为。因此,采用 OLS 回归对 Gibrat 法则进行验证,实际仅能在样本的平均意义上考察 Gibrat 法则是否成立,无法完整地呈现不同规模企业的成长规律。

为了弥补 OLS 估计的缺陷,一些研究提出采用分位数回归法(Quantile Regression)来检验 Gibrat 法则^[21],以考察企业的成长规律是否存在规模异质性。该方法是在因变量的不同

分位数下,通过因变量对自变量进行回归,从而得到自变量对整个条件分布的影响。特别是,当自变量对不同部分的因变量的分布产生的影响有差异时,例如出现左偏或右偏的情况时,它能更加全面地刻画因变量的分布特征。基于上述理由,本文也采用分位数回归,以考察中国制造业企业的成长规律是否受到企业规模的影响。

设因变量 Y 的概率分布为 $F(y) = P(Y \leq y)$, 给定自变量向量 X , Y 的第 θ 条件分位数为:

$$Q_{\theta}(Y|X) = \inf\{y: F_{Y|X}(y) \geq \theta\}, 0 < \theta < 1 \quad (14)$$

分位数回归模型可以表示为:

$$Q_{\theta}(Y|X) = X\beta_{\theta} + \varepsilon_{\theta} \quad (15)$$

其中 ε 为残差向量。 β_{θ} 为待估参数向量,表示为自变量对因变量在 θ 分位点的边际效应。因此,分位数回归可以通过设置不同的分位点,估计出条件分布在各分位点的函数,故而能给出因变量的更加完整的条件分布特征。而且,不同分位点对应着不同的边际效应,可对因变量的条件分布在不同位置的特征进行分析,从而提供更多的信息。

β 在分位点 θ 的回归估计是通过最小化非对称加权的绝对离差和来实现的,即当 $Y \geq X\beta$ 时,绝对离差所获得的权重为 θ ,当 $Y < X\beta$ 时,绝对离差所获得的权重为 $(1 - \theta)$,由此而得出分位数回归的目标函数^[21]:

$$\hat{\beta} = \operatorname{argmin}_{\beta} (\theta \sum_{Y \geq X\beta} |Y - X\beta| + (1 - \theta) \sum_{Y < X\beta} |Y - X\beta|) \quad (16)$$

可见,分位数回归使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目标函数,与 OLS 使用残差平方和为最小化的目标函数相比,不易受到异常值的影响,对于偏态分布的数据具有更强的稳健性。

(二) 结果分析

本文选择 5 个具有代表性的企业规模分位点,分别是 10 分位点、25 分位点、50 分位点、75 分位点和 90 分位点。为方便论述,本文将上述 5 个分位点分别视为最小、中下、中等、中上和最大等 5 种规模类型。为便于比较,本文还采用了 Pool-OLS 估计,并使用稳健标准误以控制异方差。回归结果见表 2。

表 1 变量描述性统计

变量	变量简称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
规模对数	$\ln Size_t$	3 239 392	10.427 4	1.273 8	7.557 4	19.680 8
滞后 1 期企业规模对数	$\ln Size_{t-1}$	2 601 005	10.397 8	1.261 3	7.557 4	19.335 5
滞后 2 期企业规模对数	$\ln Size_{t-2}$	2 067 098	10.381 0	1.246 7	7.557 4	19.208 2
企业年龄对数	$\ln Age$	3 250 309	2.023 3	0.778 3	0.000 0	4.174 4
企业国有资本比重	OS	3 167 509	0.115 3	0.300 8	0.000 0	1.000 0
企业外资资本比重	OF	3 167 509	0.156 0	0.338 9	0.000 0	1.000 0
企业资本密集度对数	$\ln CI$	3 239 392	3.727 1	1.346 3	-6.642 9	13.889 4
企业出口强度	EXI	3 236 330	0.143 5	0.311 2	0.000 0	1.000 0
企业资产利润率	ROA	3 250 309	0.122 0	0.235 0	-2.358 0	2.358 6
企业资产负债率	DAR	3 250 309	0.561 5	0.289 2	0.000 0	2.889 5
企业流动比率	CR	3 250 288	0.548 0	0.257 9	0.000 0	1.000 0
行业外资占比	OFI	3 250 309	0.332 7	0.182 7	0.000 0	0.932 6
行业市场集中度	HHI	3 250 309	0.014 7	0.026 6	0.000 6	0.948 9
地区专业化水平	SPE	3 239 392	1.868 0	2.398 6	0.001 0	430.795 2
地区多样化水平	DIV	3 250 309	0.895 7	0.053 8	0.000 0	1.000 0
地区对外开放水平	ROP	3 250 309	0.595 0	0.473 6	0.032 1	1.765 3
地区市场潜力	RMP	3 250 309	9.182 9	1.128 5	3.410 2	10.618 2
地区市场化程度	RMD	3 250 309	0.814 1	0.158 8	0.265 3	1.000 0
地区创新能力	RIC	3 250 309	0.028 3	0.014 3	0.004 3	0.123 1
地区人力资本水平	RHC	3 250 309	1.479 4	0.608 5	0.152 2	3.578 6

注:为避免异常值的影响,剔除了在 ROA 、 DAR 指标上高于或低于 10 倍标准差、以及 CR 小于 0 和大于 1 的观测值。此外,还剔除了 DAR 小于 0 的观测值。

从表 2 可见,无论是 Pool-OLS 回归,还是分位数回归,绝大多数变量系数都是非常显著的, R^2 也在 0.69~0.82 之间。 τ_1 、 τ_2 的 F 联合检验显示,无论是 Pool-OLS 回归,还是分位数回归,原假设均被拒绝,即 Gibrat 法则不成立,因此企业的成长并不遵循随机游走规律。Pool-OLS 回归和分位数回归得到的 β 估计值均小于 1,表明规模与成长率之间为负向关系,小企业相对大企业成长更快,而这正是经济比较有活力的体现,而且从长期来看,小企业成长更快也有助于形成竞争性的市场结构,有利于市场效率的提高。这一结论与近年来国外研究的主流结论一致。而在基于中国制造业数据的研究中,本文结论与李洪亚等^[6]一致,但与唐跃军、宋渊洋^[3]相反。有趣的是,他们的研究均采用了制造业上市公司数据,只不过研究期间略有不同,但结论截然相反。原因可能在于,唐跃军、宋渊洋^[3]的研究没有控制序列相关,从而导致估计系数出现向上偏误^[9]。而且,由于上市公司往往是行业内著名企业,规模相对较大,因此上述两文的结论只能适用于大规模企业,而本文的数据不仅包含大规模企业,还包含了中小规模企业,结论应更具有一般性。

表 2 Pool-OLS 和分位数回归的估计结果

变量	Pool-OLS 估计结果		分位数估计系数				
	系数值	稳健标准误	10	25	50	75	90
$\ln Size_{t-1}$	0.689 0	0.0011 ***	0.748 5 ***	0.838 8 ***	0.866 0 ***	0.814 4 ***	0.705 5 ***
$\ln Size_{t-2}$	0.212 2	0.001 1 ***	0.159 6 ***	0.117 8 ***	0.090 1 ***	0.117 6 ***	0.184 2 ***
$\ln Age$	-0.025 3	0.000 7 ***	0.026 1 ***	-0.006 5 ***	-0.027 4 ***	-0.051 4 ***	-0.080 3 ***
OS	-0.032 2	0.001 5 ***	-0.027 7 ***	-0.029 3 ***	-0.031 6 ***	-0.031 8 ***	-0.042 6 ***
OF	0.050 5	0.001 3 ***	0.050 3 ***	0.011 2 ***	0.005 3 ***	0.008 2 ***	0.011 2 ***
$\ln CI$	-0.005 6	0.000 5 ***	0.004 8 ***	0.024 7 ***	0.053 3 ***	-0.047 7 ***	-0.012 5 ***
EXI	-0.079 5	0.001 4 ***	-0.069 1 ***	-0.058 8 ***	-0.048 5 ***	-0.047 8 ***	-0.058 1 ***
ROA	0.385 0	0.002 1 ***	0.351 9 ***	0.307 2 ***	0.302 9 ***	0.373 4 ***	0.491 4 ***
DAR	0.067 7	0.001 6 ***	-0.010 4 ***	0.012 3 ***	0.036 5 ***	0.069 2 ***	0.104 9 ***
CR	-0.300 0	0.002 5 ***	-0.345 7 ***	-0.211 3 ***	-0.158 2 ***	-0.1152 ***	-0.088 1 ***
OFI	-0.071 4	0.002 7 ***	-0.039 7 ***	-0.038 6 ***	-0.046 9 ***	-0.069 8 ***	-0.094 9 ***
HHI	0.091 7	0.016 2 ***	-0.118 9 ***	-0.046 0 ***	0.016 6	0.110 8 ***	0.334 2 ***
SPE	0.005 7	0.000 2 ***	0.003 3 ***	0.003 4 ***	0.004 0 ***	0.005 8 ***	0.009 5 ***
DIV	0.218 9	0.008 7 ***	0.306 6 ***	0.173 6 ***	0.130 9 ***	0.103 4 ***	0.087 8 ***
ROP	0.023 6	0.003 9 ***	-0.026 9 ***	-0.079 4 ***	0.085 4 ***	0.055 8 ***	0.014 2 ***
RMP	0.184 3	0.012 6 ***	0.077 9 ***	0.027 9 **	0.054 0 ***	0.117 0 ***	0.271 3 ***
RMD	0.097 5	0.009 9 ***	0.082 6 ***	0.107 2 ***	0.126 7 ***	0.120 2 ***	0.146 1 ***
RIC	0.456 7	0.111 8 ***	0.300 5 ***	0.287 0 ***	0.411 7 ***	0.487 1 ***	0.531 1 ***
RHC	0.021 6	0.003 5 ***	0.016 6 **	0.026 1 ***	0.015 8 ***	0.020 0 ***	0.047 0 ***
常数	-0.145 6	0.095 4 ***	0.062 1	0.178 5 *	0.221 7 ***	0.162 5 *	-0.453 1 **
β	0.919 7	0.000 4 ***	0.918 2 ***	0.963 2 ***	0.968 0 ***	0.950 3 ***	0.920 8 ***
ρ	-0.230 8	0.001 2 ***	-0.205 5 ***	-0.127 0 ***	-0.096 0 ***	-0.148 8 ***	-0.255 8 ***
F 检验: ($\tau_1 \tau_2$) = (1 0)	54 231 ***		29 864	24 987	14 823	20 937	31 196
R^2	0.824 8		0.694 8	0.721 0	0.769 2	0.753 1	0.742 5
样本量	2 071 281		2 071 281	2 071 281	2 071 281	2 071 281	2 071 281

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。 β 和 ρ 的估计值采用 STATA 命令 nlcom 获得。由于地区、行业和年份三类虚拟变量总数量超过 70 个,为节约篇幅,其估计结果未在此表中列出。

那么,是否对于不同规模的企业,其成长规律具有差异呢?根据分位数回归的结果,在选择的 5 个分位点上 β 的估计值均小于 1。而且 F 检验也表明这些 β 的估计值显著异于 1。因此,无论是对于最大规模的企业群体,还是中小规模的企业群体,企业的规模与其成长性之间均为负向关系。进一步地,从各分位点 β 估计值的大小来看,从 10 分位点开始 β 估计值随着分位点的增加而提高,至 50 分位点达到最大,而后随着分位点的提高而下降。这表明,对于最小和最大规模的企业群体而言,

规模与成长之间的负向关系 相比中等规模的企业群体而言更为强烈。总之,分位数回归的结果表明,无论对何种规模类型的企业群体而言,均存在规模越小,成长越快的规律,并且这一规律在最小和最大规模的企业群体中,作用最为明显。由于制造业具有较高的投入成本,规模经济效应显著,对于最小规模的企业而言,有尽快提升规模的压力,而在这些最小规模的企业中,规模相对更小的企业又有更大的动力追求规模经济,因此往往表现出更高的成长率。对于最大规模的企业而言,虽然具有较强的市场地位,但已经越过规模经济阶段,可能出现“成本病”等规模不经济现象,导致成长放缓,不过在这些企业中规模相对更小的企业在规模不经济方面相对更小一些,因此成长会相对更快。

ρ 的估计值在 Pool-OLS 回归和分位数回归中,均显著不为 0,表明通过设立误差项的一阶自回归过程来控制序列自相关是必要的。并且 ρ 的取值为负,这意味着存在成长抑制现象,即企业前期的高成长率将导致后期的低成长率。这表明我国制造业企业的成长持续性还较弱,原因可能在于我国制造业企业整体竞争力不强,成长模式多为数量扩张型,而非质量提升型,从而导致成长缺乏持续性。李洪亚等^[6]基于制造业上市企业的研究发现,上市企业成长存在成长促进现象,这与本文的发现不一致。对于这种差异的原因,一种解释是,成长持续性与企业规模相关^[10],不过分位数估计表明,在选取的所有分位点上 ρ 的取值均为负,表明成长抑制是普遍现象,与企业规模大小无关。

除规模-成长性的规律存在规模异质性外,分位数估计的结果还表明,其他因素对成长的影响也可能因规模差异而不同。由于在多数分位点上,各因素的估计系数与 Pool-OLS 估计系数在方向上具有一致性,因此为减少重复表述,以下分析仅基于分位数估计的结果。

企业的年龄对成长的影响与规模大小有关。年龄的估计系数在 10 分位点上显著为正,而在其他分位点上却显著为负。一些研究发现,年龄对企业成长具有负面效应^[7],但这些研究没有发现年龄对成长的影响可能存在规模异质性。本文却发现,年龄对成长的影响受规模的影响。由于规模处于 10 分位点以下的最小规模企业往往刚进入市场不久,其年龄的增长通常是有益的,因为年龄增长可以带来更丰富的市场经验^[22]。而对于 25 分位点以上规模的企业而言,反而是越年轻具有越快的成长性,而且随着企业规模的扩大,企业年龄对成长的负向影响效果也在明显增加。因此,对年轻企业来说,重要的是顺利度过初创期,经验的积累可以帮助其成长,而对于成熟企业而言,必须密切关注市场动态,在不断的变革中寻求更快的成长。

企业的国有资本对成长具有负向影响。在所有的规模分位点上,企业国有资本比重的估计系数均显著为负。李洪亚^[7]也发现国有性质对中国制造业企业的成长具有负面影响,这与本文的发现是基本一致的。此外,分位数回归结果还显示,国有资本的负向影响随着分位点的上升而增加,这意味着对于大规模企业而言,国有资本带来的负面影响相比小规模企业更甚。虽然企业具有国有资本往往会带来资金、人才等资源优势和政策优势,但体制不够灵活,激励机制缺乏等不足也会对企业带来负面影响。

企业的外商资本对成长起到了正面作用。企业外资占比的估计系数在所有分位点上均显著为正,意味着无论何种规模的企业,外资的参与均有助于其成长。与国内企业相比,外资企业通常掌握了更为先进的技术、管理经验,对优秀人才的吸引力更大,也更为熟悉国际市场,因此企业的外资参与通常会带来正向影响^[23]。从影响程度来看,外资成分对最小规模类型企业成长的促进作用明显比其他规模类型的企业更大,原因可能在于最小规模类型的企业更依赖于外资提供的资金、技术和市场渠道等。

资本深化对企业成长的影响具有显著的规模异质性。资本密集度的估计系数在 10、25、50 分位点上,均显著为正,而在 75 和 90 分位点上显著为负。这表明,对于中等及以下规模企业来说,资本密集度提高对成长具有正面效应,但对于中上及最大规模企业而言,资本密集度提高对成长产生了负向效应。因此,对于中小型企业来说,加快资本积累,有助于提高规模经济性,即资本深化仍然有

助于企业成长,这与中国经济尚未完成工业化进程的事实相吻合。但是,对于大型企业来说,由于资本使用效率低,导致资本深化已经成为成长的阻碍因素,故应该重视投资回报和效率问题,避免盲目投资,尤其在产能过剩的领域更需要谨慎投资。

出口强度的提高对企业成长具有抑制作用。出口强度的估计系数在所有分位点上均显著为负,且对最小规模企业而言,负面作用最大。那么,应该如何理解这种负面作用呢?进一步地,在式(13)中,本文将出口强度变量替换为企业是否出口的虚拟变量(有出口值取1,否则取0),并采用 Pool-OLS 估计。有趣的是,回归结果显示,是否出口变量的系数估计值显著为正(约0.03)。由此可见,出口对企业成长的作用存在两面性。一方面,出口企业相比非出口企业而言成长更快,这意味着他们通过参与国际市场竞争,能够获得“出口学习效应”。另一方面,随着出口强度的提高,可能产生对国际市场的过度依赖和低端“锁定效应”,从而抑制企业成长。

企业盈利能力对成长具有显著的正向影响。在所有的分位点上,盈利能力的估计系数均显著为正,且在90分位点上估计系数最大。正如 Geroski *et al*^[24]所言,即使企业增长和规模随着时间变化近似于服从随机分布,盈利性仍然是企业成长和发展的关键决定因素。因此,企业应通过提高管理能力,努力控制成本,积极开展创新等措施提高盈利能力,从而促进成长。

资产负债率的提高对企业成长的影响也具有规模异质性。在不同的分位点上,资产负债率的估计系数存在方向上的差异。具体而言,在10分位点上显著为负,而在25、50、75和90分位点上均显著为正,且系数估计值随分位点的提高而上升。对于最小规模的企业而言,抗风险能力较为有限,采取低风险、相对稳定的财务结构,保持较低资产负债率可能是合适的,若过于追求杠杆效应,可能会因为利息高而影响企业发展。对于中大型规模企业来说,抗风险能力较强,采用高报酬、高风险的财务结构,可能更有利于企业抓住市场机会,实现更快的规模扩张^[13]。

流动性对企业成长具有负面影响。在不同的分位点上,流动比率的系数估计值均显著为负。流动性的负面作用对最小规模类型的企业来说达到最大,其后随规模分位点上升而下降。这与一些研究的结论相反^[6,14],但仍然是可以被解释的。因为,企业保持较高的流动性可能不是主动行为,而是被动行为,即没有找到合适的投资机会而被迫持有大量流动性资产。为了验证该假设,我们检验了当年流动性比率与下一年投资率的相关性,发现相关系数仅为0.0085。这说明当年的流动性资产,可能并没有在未来有效地转化为投资,企业是被动持有过高的流动性资产,而流动性资产的收益率较低,且存在较大贬值风险。在经济高速增长背景下,企业应积极寻找投资机会,避免被动地持有过多的流动性资产。

行业内外商资本对企业成长产生了负面作用。行业内外资比重的估计系数在所有分位点上均显著为负,意味着外资的积极效应主要体现在对“己厂”上,而对于“他厂”(行业内的其他企业)则产生了负向溢出效应。从各分位点上的系数大小来看,外资进入行业的冲击和挤压效应随着规模分位点的提高而上升(25分位点除外)。虽然外资可能带来示范效应、竞争效应、联系效应和人力资本流动效应,促进本土企业的成长,但在某些情况下也会带来负向溢出效应,挤压和抑制本土企业发展^[25],本文进一步证实了这种可能性。

行业市场集中度的提高对不同规模类别的企业成长具有异质性影响。在不同的分位点上,行业市场集中度的估计系数具有较大差异:在10和25分位点上,系数显著为负;在50分位点上为正,但不显著,而在75及以上分位点系数显著为正,且随着分位点的上升而提高。这表明,规模较小的企业更多地受益于竞争性的市场机构,因为这类企业在垄断程度较高的行业中,通常会面临明显的进入和增长障碍。反过来,规模较大的企业更多地受益于较为垄断的市场结构,因为这样的市场结构抑制了小企业的成长,使大企业可以获得更多的市场机会。已有研究也发现,不同规模的企业在不同的市场结构下成长性是有差异的^[26],本文的实证结果亦证实了这一点。

地区专业化和多样化对企业成长均具有正向影响。分位数估计结果表明,在5个分位点上,专业化和多样化的估计系数均显著为正。不过,在不同的分位点上,两者的估计系数的大小存在较大差异。具体而言,专业化的估计系数随着规模分位点的上升而上升,而多样化的估计系数随着分位点的上升而下降。因此,对于大规模的企业,更多地受益于专业化的市场环境,而对于小规模企业而言,多样化的市场环境对其成长更为有利。这一结论为 Jacobs^[27]的理论提供了经验证据。Jacobs^[27]认为,小企业需要从外部环境中获得中间投入或服务,故而小企业的成长更多地依赖于外部环境的多样性。相反,大企业相对于小企业而言,自给自足程度更高,所以对外部环境多样性的依赖度不是很大,反而更需要专业化的服务。

地区的对外开放水平对企业成长的影响也存在明显的规模异质性。在10和25分位点上,地区对外开放水平的估计系数显著为负,而在50及以上分位点上,估计系数显著为正,且随着分位点的上升而下降。对于中下及最小规模类型企业来说,地区对外开放抑制其成长,原因可能在于这类规模的企业实力有限,主要服务于国内市场,不仅难以进入国际市场获利,还可能因为国内市场的开放受到冲击。相反,对于中大型规模的企业,地区对外开放能够促进其成长,原因也正是在于这些企业有较强的实力抵御市场开放的冲击,并能够从国际市场中获益。

地区的市场潜力、市场化程度、人力资本水平、地区创新能力等变量的估计系数在所有分位点上均显著为正,表明这些因素对企业成长均具有正向影响。这些因素对经济增长的促进作用已从宏观层面得到证实^[28],而本文在微观层面进一步提供了经验证据。从各分位点上系数大小来看,没有明显的变化趋势,但对于最大规模类型的企业而言,其从市场规模的扩张、市场化程度的改善、人力资本水平的提升,以及地区创新能力的增强中获益最大。原因可能在于,最大规模类型的企业往往市场占有率最高,市场扩张范围最广,所需的人才也最多,拥有的创新资源和能力最强,因此从上述环境改善中获得的促进效应也最大。

五、结论与建议

基于1999—2013年中国工业企业的大样本数据,本文采用分位数回归法,对中国制造业企业的成长模式是否遵循Gibrat法则进行了实证检验。相比传统的OLS回归,分位数回归法并不要求数据为正态分布,不易受到极端值的影响,估计结果更为稳健。更重要的是,分位数回归可以描述自变量对于因变量的变化范围以及条件分布形状的影响,这使得我们能够考察中国制造业企业的成长规律是否具有规模异质性。

实证结果表明,中国制造业企业的规模与成长之间的关系为负,即规模越小的企业成长越快,规模越大的企业成长越慢。在不同的规模分位点上,上述负向关系均成立。因此,中国制造业企业的成长并非随机游走式,不符合Gibrat法则。特别是,对于最小和最大规模类型的企业而言,规模与成长之间的负向关系最为明显。此外,无论何种规模类型的企业,均存在成长抑制现象,即上一期的高成长率将导致下一期的成长速度回落。这表明我国制造业企业的成长持续性还较弱,其原因可能是我国制造业企业的成长模式主要为数量扩张型,而非质量提升型,从而导致成长缺乏持续性。

除规模外,企业层面其他因素对成长也产生了显著影响,而且影响的方向和程度可能存在规模异质性,具体如下:企业年龄对成长的影响受规模的影响,对10分位点以下规模企业具有正面效应,但对于10分位点以上规模企业具有负面效应,且程度随企业规模扩大而提高。企业国有资本对成长具有负向影响,且随着规模扩大,负向影响趋于增加。相反地,企业外商资本对成长具有正面效应,特别是对最小规模企业的促进作用最为明显。资本深化对中上规模和最大规模企业产生了负向效应,但对其他规模类别企业具有正面效应。出口强度、流动性对成长具有抑制作用,且在最小规模类型企业上抑制作用达到最大。盈利能力对成长具有显著的促进作用,特别有利于最大规模企业的成长。资产负债率对10分位点以下企业产生了负向影响,但对25及以上分位点的企业则产生了正

向影响。

行业层面和地区层面的因素对企业成长的影响也十分显著。行业内外商资本抑制了企业成长,故外资的积极效应主要体现在“己厂”上,而对“他厂”(行业内的其他企业)则有负面效应,且这种负面效应基本上随着规模的提高而上升。市场集中度对25分位点及以下规模企业具有负向影响,但对50及以上分位点规模企业则具有正向影响。地区专业化和多样化对所有规模类型企业的成长均有正向影响,但规模较大的企业更多地受益于地区专业化,而规模较小的企业更多地受益于地区多样化。地区对外开放可能会抑制最小和中下规模企业的成长,但对中等及以上规模企业却有促进作用。地区的市场潜力、市场化程度、人力资本水平和创新能力对企业成长均具有正向影响,且最大规模的企业从地区市场潜力、市场化程度、人力资本水平和创新能力的提升中获益最大。

根据上述实证结果,为促进中国制造业企业的快速成长,本文提出以下政策建议:

(1) 政策制定者应该关注中小规模企业的成长,创造有利于中小企业成长的环境。虽然大企业在经济活动中往往占据支配地位,但中小企业可能比大企业更具市场活力和成长潜力。由于中小企业成长率相对更高,因此推动中小企业的成长也是促进中国经济增长的重要途径。对此,政府应该大力营造有利于中小企业发展的经济环境。第一,要努力解决困扰中小企业发展的实际困难,改善中小企业的融资环境,减轻税负,使其有机会并且有动力追求较高的成长率。第二,在企业进入退出、兼并重组等活动中必须遵循优胜劣汰的市场原则,切实做到让市场在资源配置中发挥基础性作用,同时打击垄断势力、不正当竞争行为以及一切妨碍市场自由竞争的力量,从而营造一个公平竞争的市场环境。第三,对于缺乏竞争力的大型企业,政府不能一味保护,应该建立完善的退出机制,引导企业平稳退出或者转型。第四,应为中小企业进入国际市场提供法律、信息、咨询等各种支持,积极应对反倾销,完善国际电子商务平台,着力提升其参与国际竞争的能力。

(2) 应进一步深化国企改革和对外开放。第一,要完善国企公司治理结构,增强竞争活力;对于国有资本成分过高的企业,应适当引入外部资本,推进混合所有制改革。第二,要鼓励企业引入外资,以实现更快的成长。不过在引资中也需要甄别,提高外商投资的技术密集度和环境友好度,而且对于关键行业和领域,还要保持国内资本的控制权。第三,政府应改变“重引进,轻引导”的外资利用模式,有效引导外资企业与本地企业加强合作,鼓励原材料的本地化采购和关键零部件的国产化,推动本地企业嵌入到全球供应链中获得很快的成长。

(3) 采取措施积极改善地区经济环境。第一,进一步抑制乃至消除市场分割,加快培育统一的产品市场、要素市场和资本市场,建立公平竞争的市场秩序,减少行政干预,完善市场机制。第二,鼓励企业集聚,对于中小企业,应当注重为其提供一个产业多样化的外部集聚环境,鼓励产业间的合作和创新活动,以保证其能够从外部环境中得到所需的中间投入和服务;对于大型企业,因更受益于同行业企业在地理上的聚集,所以应注重为其提供配套设施和专业化的服务。第三,应加强人力资本投资,加大教育投入,特别要改善落后地区的教育水平,同时也鼓励企业开展职业教育,为企业职业培训和人力资本投资提供支持。第四,要加强地区创新投入和能力建设,搭建和完善公共研发平台,鼓励协同创新,促进产学研合作;采用税收、补贴等多种手段激励企业提高研发投入和加强研发人才队伍建设,特别要增加对中小创新型企业的扶持力度。

需要指出的是,本文的研究还有一些需要完善的地方。首先,企业成长是一个复杂的话题,易受到宏观经济环境和微观经济环境的影响。虽然本文从企业、行业和地区三个层面检验了影响企业成长的因素,而因受限于数据,仍然有一些重要因素尚未展开讨论,如创新行为、公司治理结构、产品多样化,以及企业家的年龄、性别和受教育程度等,未来可继续拓展。其次,研究期间企业进入和退出的比率较高,这对于企业成长以及规模-成长关系的影响也值得探讨。最后,受限于数据获取,本文

的研究只能揭示规模以上制造业企业的成长规律,难以反映规模以下的微型企业的成长规律。

注释:

- ①绝大多数企业是 1949 年以后成立的,但有少数企业已有百年以上历史。考虑到 1949 年新中国成立后,这些历史悠久的企业基本上进行了社会主义改造,因此对这类企业,本文统一以 1949 年作为其成立的初始年份。
- ②少数观测样本的出口值大于工业总产值,即出口强度指数大于 1,本文进行截断处理,取最大值为 1。
- ③个别四位码的特种行业在某些年份的观测值少于 5 个,这些行业在样本中被剔除了。
- ④若有需求,具体步骤和 Stata 代码可向作者索取。

参考文献:

- [1]GIBRAT R. Les inegalites economiques [M]. Paris: Librairie du Recueil Sirey, 1931.
- [2]AUDRETSCH D B, KLOMP L, SANTARELLI E, et al. Gibrat's law: are the services different? [J]. Review of industrial organization, 2004, 24(3): 301-324.
- [3]唐跃军,宋渊洋. 中国企业规模与年龄对企业成长的影响——来自制造业上市公司的面板数据 [J]. 产业经济研究, 2008(6): 28-35.
- [4]李秀芳,卞小娇,安超. 寿险企业成长模型:基于 Gibrat 法则的实证检验 [J]. 保险研究, 2013(3): 88-99.
- [5]张巍,孙宝文,王天梅,等. 互联网企业规模与成长是否遵循 Gibrat 定律——基于 2008—2012 年上市公司数据的实证检验 [J]. 中央财经大学学报, 2013(6): 86-90.
- [6]李洪亚,史学贵,张银杰. 融资约束与中国企业规模分布研究——基于中国制造业上市公司数据的分析 [J]. 当代经济科学, 2014(2): 95-109.
- [7]李洪亚. R&D、企业规模与成长关系研究——基于中国制造业企业数据:2005—2007 [J]. 世界经济研究, 2014(3): 98-120.
- [8]李洪亚. 生产率、规模对企业成长与规模分布会有什么样的影响? ——基于 1998—2007 年中国非制造业工业企业数据的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2016(2): 92-115.
- [9]CHESHER A. Testing the law of proportionate effect [J]. Journal of industrial economics, 1979, 27(4): 403-411.
- [10]FOTOPOULOS G, GIOTOPOULOS I. Gibrat's law and persistence of growth in Greek manufacturing [J]. Small business economics, 2010, 35(2): 191-202.
- [11]HALTIWANGER J, JARMIN R, MIRANDA J. Who creates jobs? Small vs. large vs. young [J]. Review of economics and statistics, 2013, 95(2): 347-361.
- [12]LEE C Y. A theory of firm growth: learning capability, knowledge threshold, and patterns of growth [J]. Research policy, 2010, 39(2): 278-289.
- [13]LANG L, OFEK E, STULZ R. Leverage, investment, and firm growth [J]. Journal of financial economics, 1996, 40(1): 3-29.
- [14]DONATI C. Firm growth and liquidity constraints: evidence from the manufacturing and service sectors in Italy [J]. Applied economics, 2016, 48(20): 1-12.
- [15]蒋殿春,张宇. 经济转型与外商直接投资技术溢出效应 [J]. 经济研究, 2008(7): 26-38.
- [16]陈丽珍,刘金焕. FDI 对我国内资高技术产业技术创新能力的影响分析——基于创新过程的视角 [J]. 南京财经大学学报, 2015(2): 7-12.
- [17]傅十和,洪俊杰. 企业规模、城市规模与集聚经济——对中国制造业企业普查数据的实证分析 [J]. 经济研究, 2008(11): 112-125.
- [18]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.
- [19]杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究 [J]. 管理世界, 2013(8): 41-52.
- [20]BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.

- [21] COAD A, RAO R. Innovation and firm growth in high-tech sectors: a quantile regression approach [J]. *Research policy*, 2008, 37(4): 633-648.
- [22] LOTTI F, SANTARELLI E, VIVARELLI M. The relationship between size and growth: the case of Italian newborn firms [J]. *Applied economics letters*, 2001, 8(7): 451-454.
- [23] 田利辉, 刘廷华, 随洪光. 外资如何提高内资企业生产效率——“己厂效应”还是企业间溢出? [J]. *世界经济研究*, 2014(1): 66-72.
- [24] GEROSKI P A, MACHIN S J, WALTERS C F. Corporate growth and profitability [J]. *Journal of industrial economics*, 1997, 45(2): 171-189.
- [25] 高建刚. 高技术产业 FDI 对内资企业的技术溢出效应 [J]. *产业经济评论*, 2015(1): 26-38.
- [26] PARKER S C, STOREY D J, VAN WITTELOOSTUIJN A. What happens to gazelles? The importance of dynamic management strategy [J]. *Small business economics*, 2010, 35(2): 203-226.
- [27] JACOBS J. The death and life of great American cities [M]. New York: Random House, 1961.
- [28] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. *经济研究*, 2011(9): 4-16.

(责任编辑: 禾 日)

Does Chinese manufacturing firms' growth conform to the Gibrat's law?

YUAN Peng¹, XU Yuan¹, LIU Haiyang²

(1. School of Business Administration, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;

2. Faculty of Management and Economics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: This paper employs quantile regression method to test if Chinese manufacturing firms' growth conforms to the Gibrat's law, using micro data of Chinese manufacturing firms. The empirical results show that: (1) The growth of firm is negatively related to its size, no matter which group of size it belongs to, implying that the growths of Chinese manufacturing firms does not conform to the Gibrat's law. (2) The foreign capital ratio in industry-level, the state-owned capital ratio in firm-level, export intensity and liquidity ratio have negative effects on the growth of firms of any size. Moreover, the negative effects of the two former factors increase with expansion of firm size, while the negative effects of two later factors are most significant on the smallest firms. (3) The foreign capital ratio in firm-level, profitability, regional specialization and diversification, market potential, marketization, human capital, and innovation capability have positive effects on the growth of firms of any size. The foreign capital ratio in firm-level is most beneficial to the smallest firms, and the effects of profitability, market potential, marketization, human capital and innovation capability are most beneficial to the largest firms. The role of specialization rises with the rise of size, while the role of diversification decreases with the rise of size. (4) The effects of firm age, capital deepening, asset-liability ratio, regional openness and market concentration are scale heterogeneous on growth of firms.

Key words: Gibrat's law; growth; size; age; quantile regression