

“市场失灵要素”、地区企业进入与产业结构

李 跃

(北京师范大学 经济与资源管理研究院, 北京 100875)

摘要: 在理论分析基础上,采用2004—2010年中国279个地级市数据,以官员变更和生产性投资盲目性指数分别作为来自政府、市场自身的“市场失灵要素”的代理变量,实证分析了“市场失灵要素”、地区企业进入与产业结构的内在关系。结果发现,“市场失灵要素”嵌入地区工业企业进入过程,是造成现阶段中国地级市行政区域内制造业与生产性服务业错位发展态势的重要原因。分组回归结果表明,资源型地区与普通地区产业结构失衡态势与成因不同:普通地区工业企业进入受政府、市场自身两方面“市场失灵要素”叠加影响,呈现制造业对生产性服务业的“挤出”态势;资源型地区工业企业进入没有冲击制造业与生产性服务业发展,一定程度说明地区企业动态呈“固化”态势,其对产业结构影响同样不容忽视。

关键词: “市场失灵要素”; 地方官员变更; 信息不完全; 地区企业进入; 产业结构

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)05-0038-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.05.004

一、问题提出

生产性服务业提供制造业中间服务的产品属性决定了两部门地理区位的高度依附性^[1]。然而,国内研究表明中国地区制造业与生产性服务业耦合程度并不高^[2],甚至存在“空间挤出”^[3]。究其成因,以往文献通常将其归咎为生产性服务业辐射范围大于行政区域,两部门区位选择不必存在协同性,而较少关注“市场失灵要素”造成的区域内工业部门企业动态与产业结构失衡风险。现实情况是,源自地方政府、市场自身方面的多类“失灵要素”叠加作用下,在位企业退出障碍与新企业进入门槛过低已造成转轨期中国区域性“总量偏离”与“结构偏离”并存的“市场失灵局面”。

对于“市场失灵要素”的认识,“政府失灵论”方面主要包括预算软约束^[4]、政策随意性^[5]、产权扭曲^[6]、晋升激励^[7]、财政分权^[8]和政策补贴^[9]等。“市场失灵论”可概括为产品需求和要素供给信息的不确定性^[10]、寡头竞争、市场企业数目不确定^[11]以及“羊群效应”^[12]等信息不完全、竞争不完全、协调失灵以及非理性行为等市场自身的原因。

“市场失灵论”认为投资机会较大的新兴市场,若对于现存市场供给总量信息不确定,企业会达成对未来前景一致看好的共识而涌入,造成市场协调失灵。“政府失灵论”主要观点则认为,政府如果不放松市场主体的预算约束,市场主体可能会因预期到“竞争者大量涌入导致亏损”而采取谨小慎微的投资策略,进而错失发展机遇,造成市场投资不足。但如果政府干预不当,给予市场过度激励就会造成更为严重的“潮涌”。笔者认为,中国特有的财政分权体制和官员晋升机制下,政府干预的动机不仅仅是防止市场错失应有的发展机遇,地方官员迫于晋升压力而有足够的“动力”寻求短期经济

收稿日期:2017-02-21; 修回日期:2017-07-15

作者简介:李跃(1989—)男,山东临沂人,北京师范大学经济与资源管理研究院博士研究生,研究方向为产业经济。

基金项目:国家社科基金重大项目(15ZDA055)

快速增长的“捷径”,驱使地方政府利用所拥有的经济资源和财政手段,过度放松企业预算约束和市场准入门槛,市场监管方面也因经济顾虑而“投鼠忌器”,故政府层面的“市场失灵要素”加剧了中国市场失灵问题。

国内目前以某市场失灵要素角度捕捉供给总量偏离的微观成因研究较多,多以政府层面因素为研究对象^[13-15]。部分学者逐渐将研究视角从“总量偏离”转向“企业动态偏离”,分析两者联系及其市场自身、政府层面的“市场失灵要素”成因。市场层面,徐朝阳等^[16]认为高效率企业面对市场不确定性风险而谨慎投资为低效率企业留下市场空间,中小企业过度进入使得产能分散与产能过剩程度增加。政府层面,白让让^[17]认为中国中小国有企业退出障碍与产能过剩有直接关系,应加速低效率中小国有企业退出。

那么,“市场失灵要素”造成的企业动态偏离,是否已进一步引发“中国式”产业结构失衡?笔者认为当前制造业与生产性服务业错位发展是“中国式”结构失衡的重要表征。从产业升级理论方面考虑,产业沿着技术阶梯升级的过程同样是异质性企业“优胜劣汰”的进化过程,企业进入与退出失衡意味着这种进化过程已偏离其阶段性最优轨迹,必然引发资源配置低效率与产业结构问题,国外相关研究逐渐增多^[18-20]。发达国家发展经验方面,在产业结构高级化阶段,生产性服务业将替代制造业成为就业承载核心部门,两部门存在高度耦合性。如2005年美国、澳大利亚、法国、日本制造业与生产性服务业就业人员比值分别为53%、49%、82%和59%,2014年为42%、42%、58%和53%,即使在金融危机冲击下,该值依旧呈平稳下降态势。而2005、2014年中国该比值分别为2.07和2.17,期间呈波动上升趋势^①。国际比较经验数据表明,中国两部门错位发展趋势违背先发国家产业结构升级轨迹。而单纯将此现象成因归结为后发国家发展的阶段性问题可能会忽略制约转型升级的“隐患”。笔者认为,不应忽视当前复合型“市场失灵要素”引发的结构性失衡风险,即集中在工业部门的地方政府干预加剧市场信息不完全,地区不合理的企业进入行为引发工业部门市场结构与内部产业结构失衡,进一步制约依附于工业部门的生产性服务业发展。另外,复合型“市场失灵要素”与其嵌入的部门不同,可能造成地区企业“进入不足”或“过度进入”两种态势,资源型地区与普通地区差异尤为明显^[21]。厘清“市场失灵要素”、企业动态与产业结构演化的关联性,利于探悉产业结构失衡的根源性成因与相应政策制定。为此,考虑数据可获得性,本文以2004—2010年中国279个地级市为样本数据,初探性地测度地方政府、市场自身两层面中的“市场失灵要素”,实证研究“市场失灵要素”、地区企业进入与产业结构的内在关系。

本文核心部分有:对“市场失灵要素”叠加嵌入地区企业进入进而造成产业结构失衡的过程进行理论推演,并提出相应假设;实证检验地区企业进入导致产业结构失衡的事实;基于理论推演,实证分析地区企业进入过程中的“市场失灵要素”。同时,全文对资源型城市与普通城市分组比较分析,以验证两城市组产业结构失衡态势及成因的差异性。

本文的创新之处在于:一是以“市场失灵要素”为研究视角,考察其对地区企业进入、产业结构的影响以及内在关系,为分析当前中国结构转型升级障碍提供新的观点和视角;二是将地区企业进入作为中间变量,以验证地区企业动态不合理是产业结构失衡的重要成因;三是针对企业进入过程中的“市场失灵要素”及其引致的结构问题,提出相应的政策建议。四是分类比较分析普通城市与资源型城市产业结构失衡态势与“市场失灵要素”差异,结论可靠性更高。

二、理论推演与假设提出

基于David *et al.*^[22]的信息不完全市场模型,并考虑中国特有的地方政府层面因素,对“市场失灵要素”叠加嵌入地区企业进入,造成制造业与生产性服务业错位发展的过程进行理论推演。“市场失灵要素”细分类别较多,在此,代表性选取“官员变更”、“市场信息不完全”(市场规模不确定)分别作为政府、市场自身层面的核心“市场失灵要素”。

假设地区市场中只存在 n 个同质性企业生产 i 种中间产品,生产要素仅有资本和劳动力(非资源型企业)。产品 i 生产函数表达式为:

$$y_{it} = K_{it}^{\alpha_1} L_{it}^{\alpha_2} \alpha_1 + \alpha_2 \leq 1 \quad (1)$$

企业产品作为中间产品生产唯一最终产品,最终 CES 生产函数形式为:

$$Y_t = \left(\int A_{it} y_{it}^{(\theta-1)/\theta} di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (2)$$

其中 θ 为中间产品替代弹性, A_{it} 为 t 期市场信息不完全造成的投资盲目性系数, A_{it} 越大,企业生产性投资偏离市场导向程度越大。其值主要受两方面影响:一是市场信息不完全造成的企业对市场规模的不确定,二是地方政府刺激性引导。

(一) “市场失灵要素”叠加嵌入地区企业进入过程

1. 新企业投资行为

将 t 期新进入市场并将要做出生产决策的企业定义为新企业,其企业有效产出波动系数 A_{it} 可表示为:

$$A_{it}^- = \varepsilon \left[\rho \left| E_{it}^- [n_t] - n_t^* \right| + (1 - \rho) G_{jt}^- \right]^{-1} \quad \text{其中 } 0 < \varepsilon < 1, \rho < \rho < 1 \quad (3)$$

式(3)中 $E_{it}^- [n_t]$ 为 t 期新企业对市场供给规模的预期判断, G_{jt} 为政府干预度, ρ 为市场信息不完全对企业投资的影响因子。

由式(3)可知,企业对市场规模预期 $E_{it}^- [n_t]$ 与实际情况偏离程度越大, A_{it}^- 越大。信息不完全环境中新企业对在位企业数量未知,同时对行业未来前景“一致看好”,使得企业市场供给规模预期往往小于实际情况。政府干预程度 G_{jt} 随政治周期波动而变化,新企业受其影响程度大于在位企业。政府给予新企业正向的市场进入信号可能导致市场风险被低估,造成 $E_{it}^- [n_t] < n_t^*$ 。

2. 在位企业投资行为

经过“投产-观察绩效-投产”的过程,在位企业对前期市场供求情况的误判缩小,并据此判断当期市场供给规模,选择利润最大化的产量。 t 期在位企业有效产出波动系数 A_{it} 可表示为:

$$A_{it} = \varepsilon \left[\varphi \left| n_t^* - E_{it} [n_t] \right| + (1 - \varphi) \bar{G}_{jt} \right]^{-1} \quad (4)$$

式中 φ 为在位企业受市场信息不完全影响程度; t 期在位企业对市场规模判断主要依据前期观察,即 $E_{it}^- [n_t] < E [n_t] \approx n_{t-1}^*$;在位企业受政府干预度小于新企业,即 $\bar{G}_{jt} < G_{jt}$ (国有企业除外)。

3. 信息不完全环境中在位企业投资决策

假设 t 期在位企业选择比较静态市场出清情况下的最优产量,则应满足:

$$y_{it} = P_{it}^{-\theta} A_{it}^{\theta} Y_t, P_{it} = (y_{it}/Y_t)^{-1/\theta} A_{it} \quad (5)$$

式中 θ 为市场结构系数。若 $\theta = \infty$,则市场为完全竞争市场,即市场进入退出机制完善,低效率企业逐步退出,企业规模最终回归相等, $\theta < \infty$ 说明市场为垄断竞争市场。企业总收入公式为:

$$P_{it} y_{it} = Y_t^{1/\theta} A_{it} K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2} \alpha_j = (1 - 1/\theta) \bar{a}_j, j = 1, 2 \quad (6)$$

在位企业利润最大化问题为:

$$\max Y_t^{1/\theta} E [A_{it}] K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2} - W_t N_{it} - R_t K_{it} \quad (7)$$

其中 $E [A_{it}]$ 为 t 期在位企业市场需求偏离度的期望; W 和 R 分别为工资和利率。市场出清与产出最优状态下,资本-劳动比应满足:

$$N_{it}/K_{it} = \alpha_2 R_t / \alpha_1 W_t = N/K_t \quad (8)$$

结合式(8),式(7)可转化为:

$$\max (N/K_t)^{\alpha_2} Y_t^{1/\theta} E [A_{it}] K_{it}^{\alpha} - (1 + \alpha_2/\alpha_1) R_t K_{it}, \alpha = \alpha_1 + \alpha_2 \quad (9)$$

对 K_{it} 求导, 求解企业利润最大化问题得:

$$\alpha [\alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)] (N/K_t)^{\alpha_2} Y_t^{1/\theta} K_{it}^{\alpha-1} E[A_{it}] = R_t \quad (10)$$

进一步得到:

$$K_{it} = \{ \alpha [\alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)] (N/K_t)^{\alpha_2} Y_t^{1/\theta} E[A_{it}] / R_t \}^{1/(1-\alpha)} \quad (11)$$

要素市场出清状态下满足:

$$\int K_{it} di = \{ \alpha [\alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)] (N/K_t)^{\alpha_2} Y_t^{1/\theta} / R_t \}^{1/(1-\alpha)} \int (E[A_{it}])^{1/(1-\alpha)} di = K_t \quad (12)$$

结合式(11)和(12)求解得:

$$K_{it} = K_t \times (E[A_{it}])^{1/(1-\alpha)} / \int (E[A_{it}])^{1/(1-\alpha)} di \quad (13)$$

式(13)表明, 在位企业生产性投资与 $E[A_{it}]$ 有关。然而信息不完全情况下, 新企业大量涌入导致在位企业低估市场规模 $E(n_t) \approx n_{t-1}^* < n_t$, 进而 $E[A_{it}]$ 大于 A_{it} 。综上, “官员变更”通过加速新企业进入造成市场信息不完全程度增加, 进而导致在位企业投资盲目性。

(二) “市场失灵要素”嵌入企业进入过程与产业结构失衡

1. 两部门市场

假设市场存在制造业与生产性服务业两部门, 在此将式(2)改写为:

$$Y_t = \left(\int [A_{it}^z y_{it}^{z(\theta-1)/\theta} + A_{it}^s y_{it}^{s(\theta-1)/\theta}] di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (14)$$

其中 z 与 s 分别为制造业与生产性服务业企业, A_{it}^z 与 A_{it}^s 为两部门企业市场信息不完全造成的有效产出波动率。由于生产性服务业依附于制造业发展, 制造业企业面临的信息不完全问题比生产性服务业严重, 即 $A_{it}^z > A_{it}^s$ 。两部门企业存在合作关系, 因此 A_{it}^z 与 A_{it}^s 比值固定为常数 τ ($0 < \tau \leq 1$)。无摩擦市场环境中两部门高度耦合, 中间服务与中间商品产量成一定比例, 此时 τ 为 1。

2. “市场失灵要素”嵌入与异质性企业并存

假设市场在 $t-1$ 期的企业总量为 n_{t-1} , “市场失灵要素”嵌入后, 市场 t 期企业总量扩大至 n_t , 异质性企业并存。企业动态由 t 期的 $(g_1, g_2, \dots, g_i, \dots, g_n)$ 变为 $(g_1, g_2, \dots, g_\delta, g_{\delta+1}, \dots, g_m)$, 其中 $i \leq \delta$ 时 g 为高效率企业, 其他为低效率企业。

在此将低效率与高效率企业分别标注为 $z1$ 和 $z2$, 则低效率企业投资偏离需求程度大于高效企业, 即 $A_{it}^{z1} > A_{it}^{z2}$ 。假设在 t 期高效率企业(采用中间服务外包)产量占制造业总产出比重为 δ_t , 由于低效率制造业企业生产过程中不采用中间服务外包, 生产性服务业主要参与高效率制造业产品生产过程, 制造业与生产性服务业耦合程度可由 $\delta_t / (1 - \delta_t)$ 表示^②。式(14)改写为:

$$Y_t = \left(\int [A_{it}^{z1} (1 - \delta_t) y_{it}^{z1(\theta-1)/\theta} + \delta_t (A_{it}^{z2} y_{it}^{z2(\theta-1)/\theta} + A_{it}^s y_{it}^{s(\theta-1)/\theta})] di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (15)$$

3. 异质性企业并存、市场结构恶化与产业结构失衡

假设中间服务与中间产品边际技术替代率为 φ , 即 $y_{it}^s = \varphi y_{it}^z$, 代入式(14)得:

$$Y_t = \left(\int [A_{it}^{z1} (1 - \delta_t) y_{it}^{z1(\theta-1)/\theta} + A_{it}^{z2} \delta_t (1 + \tau^{-1} \varphi^{(\theta-1)/\theta}) y_{it}^{z2(\theta-1)/\theta}] di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (16)$$

其中 $\rho < \varphi < 1$, 且 $0 < \delta_t (1 + \tau^{-1} \varphi^{(\theta-1)/\theta}) < 1$, 原因是中间服务不能完全替代中间商品。中间商品与最终产品替代率为 1, 式(16)进一步简化得到:

$$Y_t = \left(\int (y_{it}^{z1(\theta-1)/\theta} [A_{it}^{z1} (1 - \delta_t) + \delta_t \kappa A_{it}^{z2}]) di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad \kappa = 1 + \tau^{-1} \varphi^{(\theta-1)/\theta} > 1 \quad (17)$$

由于 $A_{it}^{z1} > A_{it}^{z2}$, 因此可得:

$$[A_{it}^{z1} (1 - \delta_t) + \delta_t \kappa A_{it}^{z2}] > A_{it}^{z2} (1 - \delta_t + \delta_t \kappa) > A_{it}^{z2} \quad (18)$$

结合式(17), 无要素约束条件下, 异质性企业市场与无摩擦市场产出比为:

$$Y/Y_t^* = \left(\int (y_{it}^{(\theta-1)/\theta} [A_{it}^1(1-\delta_i) + \delta_i \kappa A_{it}^2] di) \right)^{\theta/(\theta-1)} / \left(\int A_{it}^2 y_{it}^{(\theta-1)/\theta} di \right)^{\theta/(\theta-1)} > 1 \quad (19)$$

式(19)表明,异质性企业存在将造成供大于求。由此可进一步推断,过度竞争造成制造业部门高效率企业利润受损,市场结构恶化,两部门耦合度 $\delta_i/(1-\delta_i)$ 进一步下降。

(三) 资源型地区

资源型企业与普通企业生产函数差异性决定了资源型地区企业进入与产业结构演化与普通地区不同,在此进行简单解释。普通企业生产要素仅有资本和劳动力,但会受到资源型企业外部性影响,生产函数表达式为:

$$y_{it} = WK_u^{\alpha_1} L_u^{\alpha_2} \quad (20)$$

其中 K 、 L 分别为资本和劳动, W 为企业面临的外部性约束负向指标,包括环境约束、生产性基础设施约束等。资源型企业生产函数表达式为:

$$y_{it} = WK_u^{\alpha_1} L_u^{\alpha_2} R_u^{\alpha_3} \quad (21)$$

其中 R 为矿产资源等自然资源。资源型地区在市场开放初期,由于地理位置、地貌劣势,产品运输成本较高,普通企业面临的外部性约束较大, W 较小,难以进入该地区。地方政府提升政绩的“捷径”是凭借所拥有的矿产等资源优势,扩大资源开采规模来实现地区经济快速增长。由于生产要素运输成本较低,矿产资源富集催动了资源型企业进入。然而,采矿企业、资源型企业多为高污染、高耗能企业,该类企业不断进入将恶化地区生态环境,不断制约地区普通企业进入, W 不断减小。随着资源型企业面临的外部性约束增加,该类企业进入也将停止。

因此,资源型城市“市场失灵要素”主要嵌入采矿业等资源依赖部门,进而抬高了地区制造业企业面临的外部性约束与进入障碍,造成地区企业动态、产业结构的“固化”态势。

(四) 进一步解释与假设提出

1. 地级市行政区域内两部门错位发展问题

由于生产性服务业辐射范围不确定,中心城市生产性服务业通常具备跨省域辐射能力,那么,地级市行政区域内两部门错位发展是否能够说明地区内部存在产业结构失衡?笔者认为,首先应区别同区域内部和周边发达城市生产性服务业的差异。产业集聚论认为,企业基于劳动力市场共享、投入产出关联和知识外部性而在同一区位集中。同区域内的生产性服务业所需的劳动力质量与制造业相仿,提供服务的交易成本受地理位置与交通基础影响较大,且主要为基础性生产服务,如物流仓储、本地采购和广告宣传、初级员工培训、低等级商业服务等,可称为“初级生产性服务业”。周边地区生产性服务业之所以能够影响本地区制造业,是由于其提供服务的交易成本受地理位置与交通基础设施影响较小,通常为信息获取、技术咨询、战略性融资、企业管理人员培训、高等级商业服务,以及跨国贸易相关的物流仓储服务等,可称为“高级生产性服务业”,高级生产性服务业通常需要高质量劳动力、发达的信息基础设施和与资源共享平台等,而发达的中心城市能够提供相应条件,形成高级生产性服务业集聚,两类生产性服务业对地区制造业重要性取决于制造业产业发展水平。初级生产性服务业通过提供制造业所需的中间产品参与产业垂直化分工,提升制造业企业全要素生产率,是地区产业集聚形成的前提。随着资本深化,初级产业集聚离散并形成更高水平的产业集聚,对高级生产性服务需求越来越大,大型制造业企业甚至会考虑将总部迁往中心城市。但无论处于何种发展阶段,地区内的初级生产性服务业对本地制造业升级具有重要作用,两部门错位发展意味着产业结构失衡风险增大。

2. 普通地区与资源型地区差异

由于市场信息获知能力远低于在位企业,新企业在信息不完全的市场环境中更容易受政府政策影响。普通地区地方官员晋升激励会驱使政府采取干预手段激励地区企业进入。复合型“市场失灵

要素”影响下,在位企业退出阻力增加,而同质企业不断涌入造成地区企业动态失衡。而不合理的工业企业进入将引发制造业与生产性服务业错位发展。

资源型地区与普通地区政府拥有的经济资源不同,“市场失灵要素”对地区企业进入的影响途径及其引致的产业结构失衡态势存在差异:资源型地区提升政绩最快的途径是加大资源开采规模,除加大国有资源型企业生产规模以外,地区政府可以通过释放更多采矿权,以引入更多的采矿企业进驻,“市场失灵要素”更多的“嵌入”到资源依赖部门,造成制度与技术“双重锁定”的路径依赖,企业动态“固化”使得地区陷入“资源诅咒”。而普通地区政府更倾向于引导新企业加速进入来扩大生产性投资。两类城市分析框架见图1。

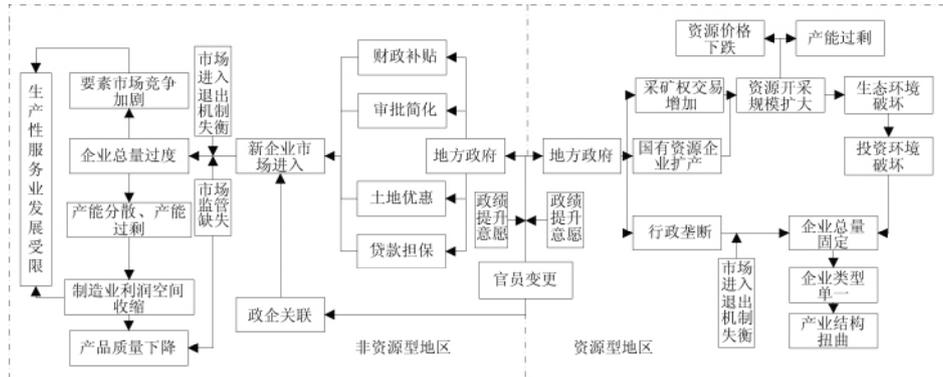


图1 “市场失灵要素”、企业进入与产业结构关系分析框架

综上,根据理论推演及解释,提出以下假设:

假设H “市场失灵要素”会引发不合理的地区企业进入,进一步造成制造业与生产性服务业错位发展。普通地区与资源型地区“市场失灵要素”、地区企业动态及产业结构失衡态势存在差异。

三、核心变量介绍与测度

(一) 变量与测度方法介绍

1. 因变量 本文重点分析制造业与生产性服务业两部门错位发展的产业结构失衡问题及“市场失灵要素”成因。以往研究以生产性服务业与制造业总产值或就业人员比值衡量地级市产业结构。考虑稳健性,本文以绝对值、相对值两种方法测度两部门发展情况,并分析两种视角下地区企业进入造成的产业结构冲击。以制造业(*manufacturing*)、生产性服务业就业人员占总就业人员比重(*produ_service*)测度两部门绝对发展情况,以及制造业与生产性服务业就业人员比值(*ratio_manuf&pro*)测度两部门相对发展情况。

2. 中间变量 基于理论推演,本文研究思路是“市场失灵要素”嵌入地区企业进入过程,进而引发制造业与服务业错位发展的产业结构失衡态势。因此地区企业进入为衔接“市场失灵要素”与产业结构失衡的中间变量。由于企业进入速度受地区企业总量基数影响较大,不适合作为地区企业进入的代理变量,在此以地区当年新增企业数量衡量。

3. 核心解释变量

(1) 官员变更 基于理论假设,重点分析“官员变更”这一重要政治事件对地区企业进入的影响。政府方面的“市场失灵要素”多源自于地方官员晋升机制与地方“一把手”政治权力格局,市委书记权力足够大以至于市委书记变更造成的政治不稳定会影响企业行为,故在此以官员变更作为政府方面的“市场失灵要素”,以官员变更期虚拟变量衡量。以往研究将官员上任当期设定为官员变更期,但本文考虑官员工作交接与企业进入审批皆存在时滞性,在此设定市委书记上任当年与后一年为官员变更期^③。另外,考虑官员年龄可能会影响上任官员提升政绩的意愿,本文也整理了各市委书

记年龄,引入变更期变量与官员年龄交互项,进行稳健性分析。相关数据来自择城网(<http://www.hotelaah.com/liren/index.html>)、百度百科。

图2为观察期内所观测到的官员上任时长分布,官员上任初年为1(6月之后上任官员以下一年为上任初年),观察到的最长上任时间达9年。图3为观察期内每年官员变更频次,2007年前后变更频次最高,这与中央与地方党代会召开有关。

(2) 信息不完全环境中的企业盲目投资 市场自身的“市场失灵要素”多源自于信息不完全,引发投资偏离市场需求导向,如企业对市场规模的不确知而对未来前景看好,将造成企业盲目投资。因此,生产性投资与需求不匹配程度能够一定程度反映地区信息不完全程度。在此初探性地以生产性投资合理性指数(*RI reasonable investment*)衡量地区信息不完全造成的企业投资盲目性。该值为生产性投资(*PI productive investment*)与终端产品(*GFP gross final products*)的比值。终端产品是不再进入生产环节而直接与消费者发生联系的产品,生产性投资与终端产品的需求不匹配可能导致“投资效率低下”或“投资过度”^[23]。地级市层面 *RI* 公式为:

$$RI = \frac{PI}{GFP} = \frac{\text{固定资产投资} - \text{住宅} + \text{财政科研支出}}{\text{住宅} + \text{地区社会消费零售额} + \text{财政支出} - \text{科研支出}} \quad (22)$$

其中,住宅的居住与资本品属性决定了其具有终端产品特征,而财政科研支出属于R&D支出的一部分,2016年国家统计局已将其划归固定资产投资。因此,提取以上两项分别划归*GFP*与*PI*。由公式可以看出,*RI*本质含义是生产性投资与终端产品价值相对差额。*RI*值越大,企业投资偏离市场需求导向的风险越高,过度投资可能性越大。值得注意的是,地区生产性投资过度可能受信息不完全与政府刺激性引导共同影响。而政府刺激性引导并不具有连续性,故笔者认为该值可作为信息不完全造成的企业盲目投资的代理变量。不同类型工业企业投资盲目性存在差异,如采矿企业往往过度重视矿产开采而对市场规模等信息搜集动力不足,因此资源型地区*RI*指数较高于普通地区。如2013年中国地级市*RI*指数排名后20城市以省会城市和东部发达城市居多。深圳市住房价格攀升推动土地价格上涨限制了生产性投资扩张,因此*RI*最低。而排名前20城市多数为资源型城市^④。

(二) 数据来源与描述性统计

由于2010年前后各地区企业数量统计口径发生变化(2011年开始统计口径变为规模500万及以上工业企业),增长率递推估计法可能造成较大误差。因此,在此选取2004—2010年中国279个地级市数据为样本(其中普通城市175个,资源型城市104个,资源型城市划分依据为《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》)。数据来自2004—2011年《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、择城网、百度搜索引擎等。相关变量数据以2003为基期进行平减,同时,进行对数化处理以提高序列平稳性。具体描述性统计见表1。

四、实证检验

本文研究目的是厘清市场失灵要素、地区企业进入与产业结构的内在关系,研究思路是“市场失灵要素”嵌入地区企业进入过程,进而造成产业结构失衡态势。为此,本文计量设计思路为:基于问题导向,第一步,验证该问题的真伪,即地区企业进入是否引发制造业与生产性服务业错位发展。第

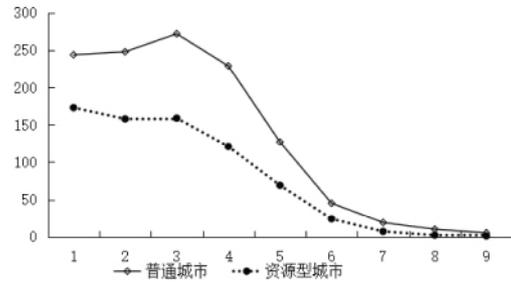


图2 市委书记上任时长分布

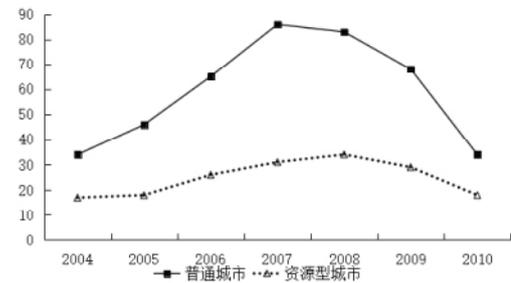


图3 官员变更次数/年(2004—2010)

二步 验证地区企业进入是否暗含“市场失灵要素”。结合以上两步实证结果以检验假设 H。

表 1 变量测度与描述性统计

| 变量名称 | 变量含义 | 测度方法 | 样本量 | 平均值 | 方差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------------------------|---------------|-----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| <i>manufacturing</i> | 制造业规模 | 制造业从业人员比重 | 1 953 | 0.25 | 0.14 | 0.01 | 0.81 |
| <i>produ_service</i> | 生产性服务业规模 | 生产性服务业从业人员比重 | 1 953 | 0.10 | 0.04 | 0.01 | 0.40 |
| <i>ratio_manuf&pro</i> | 制造业与服务业发展相对程度 | 制造业与服务业从业人员之比 | 1 949 | 2.95 | 2.60 | 0.15 | 24.77 |
| <i>entry</i> | 地区企业进入 | t 与 $t-1$ 期工业企业数量之差 | 1 953 | 6.38 | 1.11 | 2.94 | 9.53 |
| <i>RI</i> | 投资盲目性指数 | 生产性投资额/终端产品额 | 1 953 | 1.01 | 0.42 | 0.00 | 4.02 |
| <i>change</i> | 官员变更 | 官员变更期虚拟变量 | 1 953 | 0.23 | 0.42 | 0 | 1 |
| <i>change × age</i> | 官员变更与年龄交互项 | 官员年龄与变更期交互项 | 1 953 | 11.82 | 21.47 | 42 | 59 |
| <i>housing</i> | 房地产开发需求 | 地方住房固定资产投资额 | 1 953 | 12.90 | 1.41 | -0.90 | 17.67 |
| <i>household</i> ^⑤ | 居民消费需求 | 所在省社会零售品消费额 | 1 953 | 8.07 | 0.91 | 4.77 | 9.91 |
| <i>govern</i> | 政府购买 | 地方财政支出额 | 1 953 | 13.57 | 0.84 | 10.52 | 16.63 |
| <i>finance</i> | 金融发展水平 | 年末金融机构贷款余额 | 1 953 | 0.83 | 0.79 | 0.02 | 20.48 |
| <i>city-size</i> | 城市规模 | 地区人口总量 | 1 953 | 5.84 | 0.69 | 2.82 | 9.32 |
| <i>education</i> | 人力资本水平 | 万人大学生人数 | 1 953 | 4.25 | 1.19 | -0.52 | 7.15 |

(一) 地区企业进入是否引发产业结构失衡

1. 模型建立

为检验产业结构失衡是否与地区企业进入有关,建立产业结构模型如下:

$$\begin{aligned} industry_{it} = & \kappa_1 + \kappa_2 entry_{it} + \kappa_3 housing_{it} + \kappa_4 household_{it} + \kappa_5 govern_{it} \\ & + \kappa_6 finance_{it} + \kappa_7 education_{it} + \kappa_8 city_size_{it} + \sum \lambda_t year_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (23)$$

其中 *industry* 为产业结构相关变量; *entry* 为地区企业进入变量; 控制变量主要从需求侧、融资外部约束、劳动力供给、城市差异等方面考虑,包括: 房地产开发需求 (*housing*)、居民消费需求 (*household*)、政府消费需求 (*govern*)、金融发展水平 (*finance*)、人力资本水平 (*education*)、城市规模变量 (*city-size*)、时间虚拟变量 (*year*) μ_{it} 为随机扰动项 $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

2. 实证结果分析

考虑内生性问题,采用系统 GMM 法进行回归。Arellano-Bond 检验表明差分残差序列存在一阶自相关但不存在二阶自相关,说明系统 GMM 方法有效。Sargan 检验表明工具变量不存在过度识别问题。分普通城市 (*normal city*)、资源型城市 (*resource_based city*) 与全样本 (*full sample*) 组回归,结果见表 2。

(1) 普通城市组结果: *manufacturing* 模型中 *entry* 显著为正,而 *produ_service* 模型中 *entry* 显著为负,说明工业企业进入促进了制造业发展,但抑制了生产性服务业发展,两部门呈错位发展态势,这在 *ratio_manuf&pro* 模型中得到验证。*entry* 回归结果显著为正。当前国内制造业与生产性服务业两部门耦合程度不高的成因应考虑工业企业过度进入引发的制造业产能扩散与利润空间收缩,市场结构恶化对生产性服务业的“挤出”效应。另外,此结果一定程度上表明现阶段地方工业企业进入更多的是“同质企业盲目涌入”,并非是“高效率企业替代低效率企业”的过程。

(2) 资源型城市组结果: *entry* 在各模型中的回归系数均不显著,说明地区工业企业进入没有促进制造业部门发展,也没有促进生产性服务业部门发展,且地区进驻企业类型多为采矿业等资源型企业,此类企业进入将收紧地区内企业面临的环境外部性约束,制约制造业和生产性服务业发展,地区企业动态和产业结构均呈“固化”态势。

(3) 全样本组结果: *manufacturing* 和 *ratio_manuf&pro* 模型中 *entry* 显著为正, *produ_service* 模型中 *entry* 不显著。说明整体情况是,企业涌入制造业部门却未带动生产性服务业发展,虽没有明显的生产性服务业“挤出”效应,但同样导致两部门错位发展态势。

表 2 产业结构模型回归结果(系统 GMM)

| 变量 | normal city | | | resource_based city | | | full sample | | |
|-----------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|-------------------|----------------------|
| | manufac- turing | produ_ service | ratio_ manuf&pro | manufac- turing | produ_ service | ratio_ manuf&pro | manufac- turing | produ_ service | ratio_ manuf&pro |
| entry | 0.002* (1.79) | -0.001** (-2.01) | 0.090*** (2.89) | 0.000 (0.38) | 0.001 (0.74) | 0.030 (0.89) | 0.002* (1.83) | -0.001 (-1.18) | 0.073*** (3.20) |
| housing | 0.002 (0.48) | 0.003 (1.32) | -0.119 (-0.94) | 0.005 (1.44) | 0.000 (0.18) | 0.090 (0.89) | 0.007** (2.15) | 0.002 (1.24) | -0.050 (-0.59) |
| household | -0.010 (-0.56) | -0.009 (-0.81) | 1.183*** (2.84) | -0.007 (-0.51) | 0.023 (1.55) | 0.759** (2.02) | -0.006 (-0.35) | -0.000 (-0.05) | 1.483*** (3.50) |
| govern | 0.004 (0.65) | 0.003 (0.81) | -0.027 (-0.15) | 0.002 (0.21) | -0.003 (-0.34) | 0.326 (1.10) | 0.008 (1.32) | 0.001 (0.17) | 0.048 (0.32) |
| finance | 0.001 (0.50) | -0.002** (-1.99) | 0.037 (0.72) | -0.018*** (-3.27) | 0.005 (1.21) | -0.329** (-2.28) | -0.000 (-0.03) | -0.001 (-1.50) | 0.015 (0.35) |
| education | 0.000 (0.07) | 0.001 (0.43) | 0.195 (1.64) | 0.007 (1.34) | 0.005 (1.61) | -0.072 (-0.53) | 0.003 (0.79) | 0.003 (1.47) | 0.072 (0.77) |
| city_size | -0.024 (-1.25) | -0.003 (-0.31) | -0.542 (-1.25) | 0.026* (1.79) | -0.015* (-1.84) | -0.050 (-0.11) | -0.004 (-0.33) | -0.006 (-0.82) | -0.618* (-1.81) |
| 时间效应 | | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| _cons | 0.118 (0.72) | 0.030 (0.26) | -5.566 (-1.32) | -0.188 (-1.56) | -0.063 (-0.47) | -9.788*** (-2.95) | -0.141 (-1.33) | -0.000 (-0.00) | -7.413*** (-3.12) |
| N | 876 | 878 | 876 | 480 | 476 | 476 | 1356 | 1354 | 1352 |
| AR(1) | 0.048 | 0.046 | 0.051 | 0.053 | 0.048 | 0.047 | 0.051 | 0.050 | 0.045 |
| AR(2) | 0.642 | 0.612 | 0.523 | 0.613 | 0.641 | 0.638 | 0.623 | 0.598 | 0.603 |
| Sargan | 0.318 | 0.106 | 0.293 | 0.209 | 0.312 | 0.310 | 0.313 | 0.256 | 0.213 |

注: ***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平 括号内为 t 值。

资料来源: 根据 stata 12.0 软件估计。

(二) 地区企业进入过程中的“市场失灵要素”

1. 模型建立

为进一步检验地区企业进入过程中的“市场失灵要素”, 建立地区企业进入模型如下:

$$\begin{aligned}
 entry_{it} = & \kappa_1 + \kappa_2 RI_{it} + \kappa_3 change_{it} + \kappa_4 housing_{it} + \kappa_5 household_{it} \\
 & + \kappa_6 govern_{it} + \kappa_7 finance_{it} + \kappa_8 education_{it} + \kappa_9 city_size \\
 & + \sum \lambda_t year_t + \mu_{it}
 \end{aligned} \quad (24)$$

其中 $entry_{it}$ 为 t 期 i 城市企业进入量; RI_{it} 为地区生产性投资盲目性指数; $change_{it}$ 为官员变更期虚拟变量。另外, 地区企业进入过程是产业结构演化的企业层面的动态变化, 因此控制变量选取与产业结构模型一致, 包括: 房地产开发需求 ($housing$)、居民消费需求 ($household$)、政府消费需求 ($govern$)、金融发展水平 ($finance$)、人力资本水平 ($education$)、城市规模变量 ($city-size$)、年份效应 ($year$)。另外, 地区企业进入为跨期动态变化过程, 即因变量为“流量”而非“存量”, 受固定效应影响有限, 故不再考虑 μ_{it} 为随机扰动项 $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

2. 实证结果及分析

由于“市场失灵要素”相关变量外生性较强, 故直接采用 OLS 法进行回归。如表 3, 模型(1)~(4)为普通城市组, 模型(5)~(8)为资源型城市组。模型(1)~(3)与模型(5)~(7)是将企业投资合理性指数 (RI)、官员变更 ($change$) 逐一带入模型, 模型(4)与(8)是将官员变更期与官员年龄交互项 ($change \times age$) 替代官员变更期变量进行回归, 其中模型(3)与(7)为各城市组基准模型回归结果。参照模型与基准模型回归结果基本相符, 说明结论稳健性较高。

(1) 普通城市组结果: 模型(1)与(3)中 RI 回归系数均显著为正, 说明地区企业进入过程中暗含

盲目性投资,这类新进驻企业盲目投资主要由于对市场规模的不确定,也一定程度受政府刺激性引导影响。模型(2)与(3)中 *change* 回归结果显著为正,说明官员变更会刺激地区企业进入。官员变更后,新官员上任为寻求新的经济增长点,倾向于通过各种政府手段加速新企业进入,如2017年春节期间央视《遇见大咖》节目中曝光了新任地方市委书记接见企业家并以政绩压力为由要求后者投资创办新厂的细节,一定程度支持了以上结论。综上,普通城市企业进入过程受政府、市场自身两个层面的“市场失灵要素”叠加影响。

表3 地区企业进入模型回归结果(OLS)

| 变量 | 普通城市 | | | | 资源型城市 | | | |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) | 模型(6) | 模型(7) | 模型(8) |
| <i>RI</i> | 0.429*** (4.15) | | 0.412*** (3.98) | 0.412*** (3.98) | 0.365*** (2.62) | | 0.364*** (2.60) | 0.367*** (2.63) |
| <i>change</i> | | 0.199** (2.40) | 0.176** (2.12) | | | -0.040 (-0.34) | -0.018 (-0.15) | |
| <i>change × age</i> | | | | 0.003** (2.14) | | | | 0.000 (0.20) |
| <i>housing</i> | 0.310*** (6.20) | 0.323*** (6.46) | 0.304*** (6.08) | 0.304*** (6.08) | 0.219*** (3.67) | 0.211*** (3.52) | 0.220*** (3.67) | 0.219*** (3.66) |
| <i>household</i> | 0.650*** (13.15) | 0.622*** (12.50) | 0.642*** (12.95) | 0.641*** (12.95) | 0.705*** (7.80) | 0.675*** (7.49) | 0.706*** (7.78) | 0.704*** (7.75) |
| <i>govern</i> | 0.453*** (4.24) | 0.459*** (4.27) | 0.476*** (4.44) | 0.475*** (4.43) | 0.273 (1.57) | 0.408** (2.46) | 0.272 (1.56) | 0.273 (1.57) |
| <i>finance</i> | -0.002 (-0.03) | -0.021 (-0.36) | 0.007 (0.13) | 0.008 (0.14) | -0.129 (-0.61) | -0.252 (-1.21) | -0.129 (-0.60) | -0.130 (-0.61) |
| <i>education</i> | -0.037 (-1.01) | -0.047 (-1.27) | -0.039 (-1.08) | -0.040 (-1.08) | 0.102* (1.81) | 0.100* (1.77) | 0.103* (1.81) | 0.102* (1.79) |
| <i>city_size</i> | 0.183** (2.25) | 0.136* (1.69) | 0.180** (2.22) | 0.181** (2.23) | 0.308** (2.45) | 0.181 (1.56) | 0.308** (2.45) | 0.307** (2.44) |
| 时间效应 | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| <i>_cons</i> | -13.189*** (-14.23) | -12.523*** (-13.67) | -13.334*** (-14.37) | -13.322*** (-14.37) | -11.278*** (-6.47) | -10.268*** (-6.50) | -11.283*** (-6.47) | -11.269*** (-6.46) |
| <i>N</i> | 871 | 879 | 871 | 871 | 477 | 480 | 477 | 477 |

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为*t*值。

资料来源:根据stata 12.0软件估计。

(2) 资源型城市组结果:各模型中 *RI* 回归系数显著为正,而 *change* 以及官员年龄交互项回归系数不显著,说明地区企业进入主要受企业盲目投资影响,而官员变更期后没有明显刺激新企业进驻。主要因为资源型地区提升政绩的“捷径”是加大矿产等资源开采力度。地区长期资源依赖式发展模式造成的生态环境破坏,收紧了企业面临的外部性约束,阻碍多样性企业进驻。

综上,普通城市工业地区企业进入冲击造成制造业与服务业两部门错位发展,并存在生产性服务业“挤出”效应。此类情况下,地区企业进入过程通常暗含“市场失灵要素”。信息不完全环境中的企业盲目性投资、官员变更后的政府过度激励等“市场失灵要素”嵌入地区企业进入过程,是产业结构失衡的重要成因。资源型城市工业企业进入没有对两部门造成冲击,一定程度上是由于地区企业动态呈“固化”态势,所带来的冲击较小。可以推测,企业动态“固化”态势成因在于“市场失灵要素”嵌入资源依赖部门,地区进驻企业多以资源型企业为主,环境恶化使得制造业企业外部性约束趋紧,抬高了企业进入壁垒。另外,资源型地区进驻企业多为资源型企业,更看重资源获取而市场需求信息搜集动力不足,盲目投资性较高。

五、地区差异

各区域地方政府效率、经济发展阶段等存在差异可能影响结果稳健性。在此根据地理位置与经

济发展水平,将样本城市涉及地区划分为六大区域^⑥,以捕捉各区域内普通城市与资源型城市企业进入对产业结构的冲击以及“市场失灵要素”。考虑分区域后样本数量减少可能影响系统 GMM 方法有效性,故统一使用 OLS 法对各模型进行回归分析。另外,考虑篇幅原因对回归结果进行了简化处理,见表 4。

表 4 分地区资源型城市稳健性检验

| 地区 | 地区工业企业进入冲击 | | | | | | 地区企业进入中的“市场失灵要素” | | | |
|------|----------------------------|---------------------------|---------------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------------|--------------------|---------------|----------------------------|---------------|
| | <i>normal city</i> | | | <i>resource_based city</i> | | | <i>normal city</i> | | <i>resource_based city</i> | |
| | <i>manufac- turing</i> | <i>produ_ service</i> | <i>ratio_ manuf&pro</i> | <i>manufac- turing</i> | <i>produ_ service</i> | <i>ratio_ manuf&pro</i> | <i>RI</i> | <i>change</i> | <i>RI</i> | <i>change</i> |
| 全样本 | + | - | + | | | | + | + | + | |
| 华东沿海 | + | - | + | | | | + | | | |
| 华南沿海 | + | | | | | | | | - | |
| 东北地区 | + | - | | | | | + | | | |
| 华北地区 | + | | | | | | | + | | + |
| 中部地区 | + | | + | | | | | | | |
| 西部地区 | + | | | | + | | + | | | |

注“+”代表回归系数 10% 水平下显著为正,“-”代表回归系数 10% 水平下显著为负;其他为不显著。
资料来源:根据 stata 12.0 软件估计结果整理。

普通城市回归结果:各区域模型中地区企业进入对制造业发展均产生正向冲击,并显著造成华东沿海、东北、中部地区制造业与生产性服务业错位发展态势。其中,华东沿海、东北地区企业进入过程中存在盲目投资问题,是地区产业结构失衡的根源性成因。中部地区企业进入中不存在“市场失灵要素”,两部门错位发展的成因在于企业快速涌入制造业部门,这与中部地区承接产业转移、制造业低端化等有关。华北地区官员变更对地区企业进入的刺激作用最明显。

资源型城市组回归结果:各区域模型与全样本模型回归结果基本相符,地区企业进入对产业结构冲击不明显,“市场失灵要素”对地区企业进入影响显著性较弱,与“市场失灵要素”集中于资源依赖部门,企业动态呈“固化”态势有关。其中,华南沿海地区 *resource_based city* 模型中 *RI* 回归系数为负,与理论预期不符,可以解释为地区生产性投资主要为在位企业投资,企业规模效应显现,提高了新企业进入门槛,说明该区域资源型城市转型较为成功。

综上,地区企业进入冲击造成制造业与服务业错位发展情况时,往往存在一种或复合“市场失灵要素”,如华东沿海。而各区域资源型城市企业动态与产业结构“固化”态势较明显。

六、结论与启示

以往文献缺乏对我国现阶段制造业与生产性服务业错位发展成因的合理解释。“中国制造 2025”战略提出后,制造业将迎来快速发展十年,而两部门错位发展态势不利于未来制造业升级进程推进与整体结构转型。本文以 2004—2010 年中国 279 个地级市为样本数据,初探性地测度政府、市场自身两层面中的“市场失灵要素”,通过构建理论假设与计量设计,实证研究“市场失灵要素”、地区企业进入与产业结构的内在关系。结果发现,“市场失灵要素”造成不合理的地区企业进入,是中国制造业与生产性服务业错位发展态势的重要原因。分组回归结果表明,资源型地区与普通地区产业结构失衡态势与“市场失灵要素”不同:普通地区工业企业进入受政府、市场自身两方面“市场失灵要素”叠加影响,呈现制造业对生产性服务业的“挤出”态势;资源型城市企业进入没有冲击制造业和生产性服务业发展,企业动态与产业结构呈“固化”态势,地区企业进入过程中同样暗含盲目性投资。地区差异分析表明:各区域企业进入冲击造成制造业与服务业错位发展情况时,存在一种或复合“市场失灵要素”可能性较大;各区域内的资源型城市企业动态与产业结构“固化”态势较明显。以上结论与理论预期相符,利于理解“市场失灵要素”、地区企业进入与产业结构的关系,对加快制造业升级和生产性服务业发展有一定理论价值,并有以下政策启示:

一是创新地方官员晋升机制等相关制度。如降低官员考核机制中的“总量”相关指标比重,提高“质量”、“结构”相关指标比重。另外,应考虑将“信息供给”纳入绩效考核指标体系,如统计信息门户建设完善性、信息发布的及时性、信息内容与信息平台创新性等。引导官员提升政绩的政府手段由传统的税收补贴向“信息供给”方向转变。

二是地方政府应增强信息搜集与供给意识,减弱信息不完全造成的企业盲目投资与政策扭曲问题。哈耶克认为,中央集权能够实现帕累托最优的条件是获取足够的信息。当前,信息不完全是引发资源错配不容忽视的“市场失灵要素”。地方政府过度干预与欠妥的产业政策往往与对市场环境、产业未来前景、企业内部治理等信息的不确知有关,而企业盲目投资也是如此。因此,需要地方政府增强信息供给意识,提升信息搜集能力与信息共享平台。

三是合理控制“政府闸门”,强化市场监管。处于产业转型期的普通地区应收紧“政府闸门”,提高低端制造业准入门槛,加大在位企业产品质量监管力度。资源型地区应在积极推动资源型国有企业改革的同时,提升基础设施与公共服务,简化制造业企业审批流程,并积极洽谈承接产业转移。防止人力资本外流,并通过扶持、引进新型企业实现人力资本重新积累。

四是减弱跨区域产业转移的政治阻力,优化空间资源配置效率。资源型城市与普通城市、欠发达地区与发达地区之间企业动态演化态势存在差异。发达地区要素成本上升,部分产业已不适合本地发展,地方政府往往顾虑企业外迁造成的“GDP流失”,采取财政补贴、税收优惠等手段阻止企业外迁。因此,应打破传统地方政府间的竞争关系,使市场成为企业区位选择的决定性因素,优化空间资源配置效率。

注释:

- ①发达国家指数依据 OECD 数据库、《世界统计年鉴》数据整理获得,中国指数依据《中国统计年鉴》数据整理获得。
- ②高效率制造业企业利润空间大,对员工培训、物流仓储服务、法律服务、广告策划、市场调研等商务服务需求较高;低效率制造业企业由于利润空间有限,对服务外包需求小。
- ③市委书记任期一般为 5 年,任期低于 3 年可能只是过渡性的官员调任,此类官员变更刺激地区企业进入的可能性不大。因此,本文对任期为三年及以下的市委书记变更不予考虑。
- ④相关数据来自作者整理,篇幅原因不再列出 *RI* 指数具体数值。
- ⑤考虑企业产品流通区域较大,选取企业所在省域社会消费品总额衡量居民消费需求量。
- ⑥区域划分:华东沿海包括山东、江苏、浙江;华南沿海包括广东、福建、广西、海南;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江;华北地区包括河北、山西、内蒙古;中部地区包括:安徽、湖北、湖南、河南、江西;西部地区包括陕西、四川、云南、贵州、西藏、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏。

参考文献:

- [1] LANASPA L, SANZ-GRACIA F, VERA-CABELLO M. The (strong) interdependence between intermediate producer services' attributes and manufacturing location [J]. *Economic modelling*, 2016, 57: 1-12.
- [2] 杜传忠,王鑫,刘忠京.制造业与生产性服务业耦合协同能提高经济圈竞争力吗[J]. *产业经济研究* 2013(6): 19-28.
- [3] 梁红艳,王健.中国生产性服务业与制造业的空间关系[J]. *经济管理* 2012(11): 19-29.
- [4] KORNAI J. The soft budget constraint [J]. *Kyklos*, 1986, 39(1): 3-30.
- [5] HASSETT K, METCALF G E. Investment with uncertain tax policy: does random tax policy discourage investment [J]. *Economic journal*, 1999, 109 (457): 372-393.
- [6] 张维迎,马捷.恶性竞争的产权基础[J]. *经济研究*, 1999(6): 20-31.
- [7] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. *经济研究* 2004(6): 15-26.
- [8] 周业安,章泉.财政分权、经济增长和波动[J]. *管理世界* 2008(3): 45-56.

- [9] 耿强, 江飞涛, 傅坦. 政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率 RBC 模型的实证检验 [J]. 中国工业经济 2011(5): 35-50.
- [10] HARTMAN R. The effects of price and cost uncertainty on investment [J]. Journal of economic theory, 1972, 5(2): 258-266.
- [11] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制 [J]. 经济研究 2010(10): 18-30.
- [12] BANERJEE A V. A simple model of herd behavior [J]. Quarterly journal of economics, 1992, 107(3): 797-817.
- [13] 周劲, 付保宗. 产能过剩的内涵、评价体系及在我国工业领域的表现特征 [J]. 经济学动态 2011(10): 58-64.
- [14] 江飞涛, 耿强, 吕大国, 等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理 [J]. 中国工业经济 2012(6): 44-56.
- [15] 王文甫, 明娟, 岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩 [J]. 管理世界 2014(10): 17-46.
- [16] 徐朝阳, 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理 [J]. 经济研究 2015(2): 75-87.
- [17] 白让让. 供给侧结构性改革下国有中小企业退出与“去产能”问题研究 [J]. 经济学动态 2016(2): 65-74.
- [18] CAVES R E, PORTER M E. From entry barriers to mobility barriers: conjectural decisions and contrived deterrence to new competition [J]. Quarterly journal of economics, 1997, 91(2): 241-262.
- [19] MARKUSEN J, STÄHLER F. Endogenous market structure and foreign market entry [J]. Review of world economics, 2011, 147(2): 195-215.
- [20] KOX H L M, LEEUWEN G V. Market selection and scale inefficiency: a new methodology applied to EU business services [J]. Structural change and economic dynamics, 2013, 25(2): 77-94.
- [21] 张生玲, 李跃. 路径依赖、市场进入与资源型城市转型 [J]. 经济理论与经济管理 2016(2): 17-30.
- [22] DAVID J M, HOPENHAYN H A, VENKATESWARAN V. Information, misallocation and aggregate productivity [J]. Quarterly journal of economics, 2016, 131(2): 943-1005.
- [23] 刘世锦. GFP 及其驱动的经济增长 [J]. 管理世界 2015(10): 10-16.

(责任编辑: 禾 日)

“Market failure factors”, regional enterprises entry and industrial structure

LI Yue

(School of Economic and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: On basis of theoretical analysis, this paper employs the change of the officials and the blindness index of the productive investment as the proxy variables of the “market failure factor” from the government and the market respectively, to empirically analyze the intrinsic relationship of “market failure factors”, regional enterprises entry and industrial structure, using the data of 279 prefecture-level cities in China during 2004—2010. The results shows that “market failure factors” is embedded into the process of regional enterprises entry, which causes the uncoordinated development trend between manufacturing and producer services industries within prefecture-level cities in China. The result of group regression shows that the trend and causes of imbalance in the resource-based and the ordinary areas are different. The industrial enterprises in the ordinary areas have the influence of the “market failure factors” superimposed by the government and the market itself, which shows the “crowding out” effects of the manufacturing industry on the productive services industry. The regional enterprises entry in resource-based areas doesn't have impact on the development of the manufacturing and productive service industries, which to some extent indicates that the dynamic situation of regional enterprises is “solidification”, and its impact on the industrial structure should not be ignored as well.

Key words “market failure factors”; change of local officials; imperfect information; regional enterprises entry; industrial structure