

城市产业调整速度、城市特征与区域发展模式*

——来自中国城市二位码工业行业的证据

杨 扬¹, 宋凌云², 舒 元^{1,2}

(1. 中山大学国际商学院, 广东 珠海 519082;

2. 中山大学岭南学院, 广东 广州 510275)

内容提要: 产业结构变迁是资源重新配置,进而使得产业结构不断优化升级的过程。在此过程中,产业调整速度反映了结构调整的快慢,是体现产业结构调整特征的重要指标。本文利用我国 1998~2007 年间 236 个地级市二位码工业行业数据,提炼出我国城市产业调整速度演化的典型事实,并分别从城市特征和区域发展模式两个维度考察影响我国城市工业产业的调整速度的主要因素,主要研究结论如下:第一,我国不同城市产业调整速度特征呈现出极大的异质性;第二,目前我国城市内部产业调整速度相对较慢,滞后于我国所处的工业化发展阶段;第三,创新能力的提高能显著加快城市内部产业长期调整速度,FDI 的引入能够显著加快城市内部产业的短期调整速度,但对长期调整速度没有显著的影响。同时,专业化程度在长期和在短期均对产业调整速度产生负面影响,专业化水平越高,产业调整速度越慢;第四,在珠三角“外源型”及长三角“内源型”不同的区域发展模式下,区域产业调整速度呈现不同的特征。

关键词: 产业调整速度; 城市特征; 区域发展模式

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2013)01—0034—11

一、引言

经济增长的本质是经济结构转换、产业变更的过程(W. Rostow),一定的经济增长阶段往往与特定的产业结构对应。伴随着新旧主导部门的依次更替,新部门的迅速增长释放出的巨大动力和对相关产业的强关联效应使之成为经济增长的核心引擎。正是因为产业结构变迁释放出的巨大能量,经济增长中的产业结构变迁一直是经济学研究和政策制定中的重要议题。纵观我国的经济发展历程,从“九五规划”到现今的“十二五规划”,“经济结构调整”和“产业结构优化”都是规划中必不可缺的部

分,在“十二五规划”中更是把“经济结构的战略性调整”作为未来五年加快转变经济发展方式的主攻方向。本文的研究正是基于“产业结构变迁和经济增长”这一经济理论的基本议题,以我国 1998~2007 年 236 个地级市的 39 个二位码工业行业为研究样本,考察我国城市工业调整速度与城市特征的相关关系,以及我国城市工业调整速度与区域发展模式的相关关系。本研究可为“产业结构变迁”的微观基础提供翔实的实证论据,同时也可政策制定提供客观科学的依据。

而本文的研究视角为何要落到城市中的工业产业调整速度与城市特征及区域发展模式的关系

收稿日期: 2012-09-18

* 基金项目: 教育部人文社科青年项目“企业行为、产业发展与地方政府仿效——基于省际和城市产业发展互动的研究视角”(10YJC790333); 中国博士后科学基金“基于专业化及多元化视角的中国城市产业分工研究”(20090460833); 广东省社科基金青年项目“珠三角城市专业化、多样化产业分工及公共政策研究”(GD10YYJ02)。

作者简介: 杨扬(1982-),女,河南洛阳人。讲师,博士后,中山大学区域经济研究中心研究员。研究领域: 产业经济学、公共经济学。E-mail: yyzsdx@163.com; 宋凌云(1972-),女,河南焦作人。博士研究生,研究领域: 产业经济学、经济增长; 舒元(1949-),男,上海人。教授,博士生导师,院长; 研究方向: 经济增长、产业经济学、世界经济。

上呢? 主要原因有以下三点。

首先,回顾产业结构变迁理论的发展历程,经典的产业结构变迁理论通过大量的跨国实证研究给出了一系列规律,其中配第·克拉克定律^①、库兹涅茨法则^②从经济增长过程中的农业、工业和服务业的产值与劳动力比重变化的角度揭示了经济增长过程中的产业变更路径,即由农业主导转为工业主导进而升级为服务业主导。而具体到工业内部的研究,霍夫曼对工业化的演进规律进行了开拓性的研究,霍夫曼定律揭示了工业发展中从轻工业向重工业转化、从低加工度向高加工度^③转变的过程^④。相关的研究还包括,L Rachel Ngai 等(2006)、Daron Acemoglu 等(2008)及 Reto Foellmi 等(2005)。上述文献从“需求因素”和“供给因素”两方面刻画了经济增长与产业结构的变化。然而,以上研究并未深究产业结构调整^⑤的微观基础。笔者认为,伴随新兴产业的出现的产业结构调整,实际上是资本和劳动力由低利用效率的传统行业向高利用效率的新兴行业转移的过程,是资源重新实现有效配置的过程,现有理论所揭示的现象往往是宏观的,均衡的,而资源配置的过程、向均衡调整的微观机制和转移动态却只有少数的研究涉及,而这却恰恰是非常关键的。本文利用我国国家统计局规模以上工业企业数据库,考察了我国城市内部工业行业调整速度的影响因素,是对产业调整微观机制研

究的有益尝试。

其次,按照工业化五阶段发展理论,在工业化中后期阶段,第二产业仍居第一位,工业内部发生结构调整,工业重心由基础工业向高加工度工业转变。后工业化阶段,工业内部调整基本完成。因此,工业化中后期阶段工业内部结构调整的速度应该大于后工业化阶段。我国目前正处于工业化中后期阶段,根据以上理论,较快的工业产业调整速度有利于我国工业早日跨越现有阶段,步入后工业化阶段。因此,研究当前阶段我国工业产业调整速度的影响因素,有利于更清晰认识我国工业产业调整的微观机制,为产业政策制定提供科学依据。鉴于数据的可获得性和建模的复杂性,目前关于产业调整的微观机制研究,国内外的相关文献都很有有限。Duranton(2007)和 Sebastian Findeisen & Jens Sudekum(2008)是探究产业结构调整微观机制的少数代表性文献。Duranton(2007)通过建立一个拓展的质量阶梯模型对城市内部与城市之间产业调整机制给出了一个较为合理的解释,模型中,跨行业的产业创新是影响城市间产业转移和城市规模变化的重要机制。Sebastian Findeisen & Jens Sudekum(2008)利用西德的工业数据,将企业和行业的异质性引入实证模型,计算了产业调整的速度,并首次研究了城市增长、产业调整速度与城市特征的关系,为城市增长中产业调整机制的研究做出了开

^①克拉克在配第的研究成果上,计量和比较了不同收入水平下,从就业人口在三次产业中分布结构的变动趋势,得出经济增长与产业结构变化的规律。总结为以下结论:伴随时间的推移和社会经济的发展,从事农业的人数相对于从事制造业的人数趋于下降,进而从事制造业的人数相对于服务业的人数趋于下降。

^②库兹涅茨法则:农业部门的相对比重,无论在产值结构方面还是在劳动力结构方面都处于不断下降的过程中;工业部门的产值的相对比重和劳动力相对比重是趋于上升的,但其上升的速度则不一致。与产值的相对比重相比,劳动力的相对比重显得稳定或者上升缓慢。在工业和制造业内部,一些与现代技术密切相关的新兴产业部门增长最快(无论产值的结构比重还是劳动力的结构比重都处于上升的阶段),而一些传统的产业部门,则在产值的结构比重和劳动力的结构比重方面均有下降的趋势;在服务业方面,无论是产值的相对比重还是劳动力的相对比重,与工业部门一样,具有上升的趋势。

^③所谓的高加工度化,是指在重工业化的过程中,工业结构表现出以原材料工业为中心转向以加工装备工业为中心的趋势。

^④如果将消费资料工业净产值与资本资料工业净产值之比称为霍夫曼系数,那么霍夫曼系数表明,随着工业化的进程,霍夫曼系数将会不断地下降。霍夫曼还根据霍夫曼系数的变化趋势,把工业化的过程分为四个阶段,霍夫曼认为,在工业化的第一个阶段,消费资料工业的生产占据着统治的地位;在工业化的第二阶段,虽然消费资料工业生产的规模远远大于资本资料工业,但就其发展而言,资本资料工业开始加速;在工业化的第三个阶段,资本资料工业在规模上已与消费资料工业并驾齐驱了;到了第四阶段,资本资料工业的规模就超过了消费资料工业。

^⑤笔者认为,产业结构变化和产业调整的本质是相同的,都是资源向更有效率产业转移的过程。所以,读者可将本文中的产业调整等同于产业结构变化。

创性的贡献。本文借用 Duranton(2007) 的产业调整速度指标对产业调整速度进行量化,识别了我国城市工业产业调整速度特征,并对产业调整速度的影响因素进行实证分析。

最后,通过对我国城市工业产业调整速度特征的识别,笔者发现,我国城市间工业产业调整速度差别很大。与此同时,我国城市特征及其所在的区域发展模式在各个维度上均呈现很大差异。因此,笔者认为,除了城市自身的特征会影响产业的调整速度,其所在的区域和城市的发展模式也会对产业调整速度产生影响。因此本文从城市特征及区域发展模式两个角度探讨产业调整速度影响因素。

二、我国城市产业调整速度演化的典型事实

Duranton(2007) 以及 Sebastian & Jens(2008) 发现,与稳定的城市规模分布形成强烈对比,城市中的产业调整是非常剧烈的。Duranton(2007) 通过建立一个拓展的质量阶梯模型对该现象给出了一些解释,跨行业创新引起产业在城市间转移,在产业的调整阶段中,城市在某些产业中的规模得以增加,而在另外一些产业中的规模减小,正负两种效应相互抵消,从而使得城市的总体排名保持稳定的分布。为了验证 Duranton(2007) 的假设,本文根据 1998 年我国排名前 20 位城市 1998~2007 年的城市排名及城市在某些工业行业排名中的变化的初步统计描述中,也发现在这些城市,相对于城市总体规模的变化,城市在产业中的变化要剧烈得多,这表明我国城市内部产业调整的存在^①。

为进一步识别我国城市产业调整速度特征,本文借鉴 Duranton(2007) 以及 Sebastian & Jens(2008) 的计算公式,分别计算以下指标,从不同侧面描述我国城市产业调整速度特征。关于这些指标的更详细的解释参见作者原文。

城市产业总体调整速度:

$$Churn_c = \frac{1}{9} \left(\sum_{t=1998}^{2006} \sum_{z=1}^n \frac{|e(z, c, t+1) - e(z, c, t)|}{e(c, t)} \right),$$

$$c = 1, \dots, 236 \quad (1)$$

式中, $e(z, c, t)$ 表示城市 c 中行业 z 第 t 年的就业人数; $e(c, t)$ 表示城市 c 第 t 年的总就业人数。该

指标度量的是样本期内城市产业就业人数的平均调整率,实际上,它反映城市内部及城市之间产业调整共同引起的城市就业规模总变化率。

城市就业平均调整速度:

$$\Delta EMP_c = \frac{1}{9} \left(\sum_{t=1998}^{2006} \frac{|e(c, t+1) - e(c, t)|}{e(c, t)} \right),$$

$$c = 1, \dots, 236 \quad (2)$$

该指标反映城市总就业人口在样本期内的年平均调整率,实际上该指标度量的是城市之间产业调整所引起的城市就业规模变化率。

城市产业平均超额调整速度:

$$EXC = Churn_c - \Delta EMP_c$$

$$= \frac{1}{9} \sum_{t=1998}^{2006} \left[\sum_{z=1}^n |e(z, c, t+1) - e(z, c, t)| - |e(c, t+1) - e(c, t)| \right] / [e(c, t)],$$

$$c = 1, \dots, 236 \quad (3)$$

该指标衡量的是反映在城市就业规模变化之外的城市产业调整部分,即城市内部产业的超额调整部分。该指标越大,表明样本期内城市内部产业结构调整的平均速度越快,城市内部资源在产业之间由低效率产业向高效率产业转移的速度越快,因此,该指标能够合理科学地衡量城市产业调整速度,也是本文关注的核心变量。

通过对平均超额调整速度指标的计算,笔者发现,我国不同城市间产业调整速度呈现很大的异质性。葫芦岛市的产业总体调整速度是马鞍山市的将近四倍,而泉州、马鞍山和佛山市的产业超额调整速度不到 1%,葫芦岛市的产业超额调整速度超过 15%,相差几十倍之大。

综合而言,根据对平均超额调整速度指标的测算,将我国城市产业调整的典型事实归纳如下:

首先,我国的城市产业调整速度与经济发展水平没有直接的相关关系。我国经济增长的两大引擎,珠三角和长三角地区的产业调整速度只处在全国调整速度的平均水平,而我国东北三省和内蒙古地区城市产业平均超额调整速度显著大于全国其他省份。

其次,我国城市内部产业超额调整速度与我国目前所处的工业化发展阶段不符。按照工业化五

^① 本文计算了我国各城市产业调整速度以及产业超额调整速度的变异系数,产业超额调整速度的变异系数高达 0.6,表明我国城市产业调整速度表现出很大的异质性。由于篇幅所限,结果不详细列出,如有需要可向作者索取。

阶段发展理论,工业化中后期阶段工业内部结构调整的速度应该大于后工业化阶段。我国目前正处于工业化中后期阶段,而美法两国则处于后工业化阶段。理论上讲,我国工业调整速度应该大于美法两国。事实上,如表 1 所示,我国城市产业超额调整速度与美法两国基本持平,表明我国城市内部的产业调整速度并不比美法两国更快,即我国城市内部产业超额调整速度与我国所处的工业化发展阶段不符,即我国城市工业调整速度滞后于其工业化发展阶段。根据我国产业调整速度的典型事实,本文提出以下问题:如何提高我国城市产业调整的速度?城市产业调整与城市特征之间是否存在一定的相关关系,城市的哪些特征对城市内部产业调整速度具有重要影响?其影响的方向和大小如何?国内外的文献目前并没有给出很好的回答^①,中国城市内部产业调整的内在机制仍是一个黑箱。本文将选取城市不同层面的特征变量作为城市产业调整速度的影响因素,从城市特征和区域发展模式两个维度考察影响我国城市产业调整速度的主要因素。

表 1 工业产业调整速度 单位: %

国家	Churn _c 城市产业总 体调整速度	ΔEMP _c 城市就业平 均调整速度	EXC 城市产业超 额调整速度	样本期
美国	9.81	4.82	4.99	1977 ~ 1997
法国	12.24	6.62	5.62	1985 ~ 1993
中国	22.50	16.87	5.63	1998 ~ 2006

资料来源: 美国和法国数据来自 Duranton(2007)。

三、实证方法与数据说明

1、计量模型设定与估计方法

本文采用两种估计方法分别从“城市特征”与“区域发展模式”两个维度研究产业调整速度的影响因素。针对每一个维度的研究,分别使用两种估计方法:一种为使用截面数据的最小二乘估计方法;另一种为采用动态面板数据的系统 GMM 估计方法。前一种方法是从长期静态的角度考察“产业调整速度”的影响因素;后一种方法是从短期动态的角度考察“产业调整速度”的影响因素。

(1) 截面回归。构造了我国 236 个地级及以上

城市的横截面数据,采用最小二乘法估计,以考察样本期初城市特征变量对 1998 ~ 2006 年间产业平均超额调整速度的影响。具体的截面回归方程如下:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i0} + \varepsilon \quad (4)$$

其中, y_i 代表 exc_i 为各个城市 1998 ~ 2006 年间的平均产业超额调整速度, x_{i0} 表示各城市特征变量 1998 年的值, ε 为回归残差。我们主要关注各城市特征变量 β_1 的系数显著度及符号。下文中我们将分别对全国样本和三角洲区域样本进行截面数据的 OLS 估计,考察全国和三角洲地区产业长期调整速度的影响因素。

(2) 面板回归。本文将基于动态面板模型的分析框架考察产业调整速度与城市特征的短期动态关系。以各年度产业超额调整速度(4)式代替(3)式中平均超额调整速度作为被解释变量,构造了产业调整速度短期影响因素的面板数据。根据超额调整速度指标计算公式(4),每一期的超额调整速度指标均与上一期的超额调整速度指标相关,为了克服内生性,采用动态面板模型。动态面板估计方程如下:

$$y_{it} = \alpha_0 y_{it-1} + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it-1} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, y_{it} 代表 $excyear_{it}$ 为各个城市 1998 ~ 2006 年间的年度产业超额调整速度,该指标计算方法如下:

$$excyear = \left[\sum_{z=1}^n |e(z, c, t+1) - e(z, c, t)| - |e(c, t+1) - e(c, t)| \right] / [E(c, t)],$$

$$c = 1, \dots, 326 \quad (6)$$

式中, y_{it-1} 为其滞后一期; x_{it} 为各城市特征变量; x_{it-1} 为其滞后一期; η_t 为年度虚拟变量; ε_{it} 是误差项;下标 i 和 t 各自代表城市和时间。

本文的主要分析工具为系统 GMM,主要的估计方法是 Roodman(2009) 开发的基于 STATA 软件的两步系统 GMM 估计程序。在统计检验中使用序列相关和异方差稳健的标准差估计。本文将分别对全国样本和区域样本进行系统 GMM 估计,考察全国和三角洲地区产业短期调整动态。

除年度虚拟变量外,所有解释变量的滞后项均通过当期变量影响当期产业年度超额调整速度,受

^① 目前仅有的关于这一问题的研究是 Sebastian & Jens(2008) 对德国城市内部产业调整速度决定因素的实证分析。

产业和区域经济管理

动态因素影响。因此,假设它们均是内生的。另外,为了最大限度地利用样本信息,内生变量的工具变量选择以选取最大可能滞后阶数且能通过 AR (2) 和 Hansen 检验为原则。

2、变量选取

在截面和面板数据回归中,本文分别用公式(3)和公式(6)计算的产业结构调整速度作为被解释变量。至于解释变量,本文把城市特征分为城市宏观特征、城市行业特征和城市企业特征三大类,分别选择如下:

(1) 城市宏观特征。城市宏观特征包括城市创新能力、经济外向型程度、自然资源禀赋和经济发展阶段等。本文采用城市中新产品产值占当年销售额比例,反映城市的创新能力特征^①。创新对产业结构优化升级的推动作用表现在两个方面:一是创新导致了技术进步;二是创新带来了新的市场需求。因此,城市创新能力越高,城市产业优化升级的速度越快,我们预期其系数为正。采用城市当年实际利用外资额占固定资产新增投资额的比例,反映城市外向型经济特征。外国直接投资主要通过对资本存量的直接影响和技术创新的间接影响改变引入地的产业结构调整速度。另外,本文采用采矿业就业人数占总就业人数的比例,表示城市的资源依赖程度特征;采用交通运输业就业人数占总就业人数的比例,用来反映城市的基础设施情况^②;采用表示城市职工日平均工资的对数,用于反映城市劳动力成本;采用表示地区人均 GDP 的对数,是城市经济发展水平的代理变量。

(2) 城市产业特征。城市产业调整速度必然和城市产业特征具有直接联系,在众多的城市产业特征中,选取城市产业专业化程度作为城市产业特征代理变量。因为产业专业化程度与产业调整直接相关,对产业调整速度的影响最大。HHI_n 是城市工业的赫芬达尔指数,其计算公式为:

$$HHI_n = \sum_{i=1}^I (e_{ni}/e_n)^2 \quad (7)$$

^①衡量创新能力的指标通常包括创新投入和创新产出两个方面,前者主要以研发(R&D)支出来衡量,后者主要以专利数量来衡量。本文的数据中没有专利数量指标,研发支出指标也只有四年数据,因此,用城市的新产品产值作为创新产出,用它除以销售额作为城市创新能力指标。

^②交通运输业就业人数比例反映城市交通基础设施的实际利用情况,优于城市公路或铁路里程数等常用的反映基础设施状况的指标。

其中, e_{ni} 表示城市 n 中行业 i 的就业人数; e_n 表示城市 n 中的总就业人数; I 表示城市 n 中行业总数。该指标用于度量城市工业的专业化程度。

(3) 城市企业特征。马克思主义政治经济学认为,资本是企业的“生命体”,资本在不同产业、行业和企业间的流转推动了这些部门的调整和重组。企业是资本的载体。企业会根据市场的供求关系及产业间的利润分布情况,适时调整投资方向和结构。企业的这种个体行为通过技术上的联系形成了产业或行业的集体行动,这在实际上触发和实现了产业结构的调整。因此,企业是产业调整的微观主体。企业作为产业调整的微观主体,其自身的异质性也会使产业调整呈现不同特点。在众多的企业特征中,选取最具有代表性的企业规模和企业所有制性质作为研究对象。

本文采用内资企业和外商投资企业就业人数占工业企业总就业人数比例,用于度量企业所有制性质方面的异质性;采用职工人数大于 100 和介于 20~100 之间的企业就业人数占总就业人数比例,用于度量企业规模方面的异质性。

3、数据来源及说明

本文数据主要来源于“中国国家统计局 1998~2006 年全部国有及规模以上工业企业数据库”,以及《中国城市统计年鉴》(1998~2006 年)。

为了研究的需要,本文的数据结构有两种,截面数据集和面板数据集。首先,为了研究城市特征对产业调整速度的长期静态影响,本文以城市产业平均超额调整速度作为被解释变量并以各解释变量期初值作为解释变量,构造了一个横截面数据集;其次,为了研究城市特征对产业调整速度的短期动态影响,构造了一个以城市产业年度超额速度作为被解释变量,包括 236 个地级及以上城市 1998~2006 年的面板数据。表 2 给出了本文主要解释变量初始年份和终止年份,即 1998 年和 2006 年的描述性统计。

表 2 主要解释变量的统计性描述(1998 和 2006 年)

变量类别	变量名称	均值		标准差		最小值		最大值	
		1998	2006	1998	2006	1998	2006	1998	2006
城市宏观特征	创新能力	0.06	0.08	0.08	0.09	0.00	0.00	0.83	0.56
	FDI 占比	0.02	0.01	0.03	0.01	0.00	0.00	0.14	0.03
	矿业就业比例	0.07	0.10	0.13	0.18	0.00	0.00	0.68	0.67
	交通业就业比例	0.06	0.05	0.03	0.04	0.01	0.01	0.19	0.17
	平均日工资对数	2.99	4.03	0.29	0.30	1.16	3.01	3.92	4.73
城市产业特征	人均 GDP 对数	9.12	10.27	0.76	0.55	6.22	9.29	12.10	11.72
	专业化指数	0.15	0.17	0.14	0.16	0.05	0.05	0.82	0.74
	内资就业比例	0.73	0.46	0.18	0.15	0.14	0.14	1.00	0.90
城市企业特征	外资就业比例	0.09	0.12	0.15	0.13	0.00	0.00	0.85	0.64
	大企业就业比例	0.95	0.89	0.03	0.06	0.80	0.76	1.00	0.99
	中型企业就业比例	0.05	0.11	0.03	0.06	0.00	0.01	0.19	0.24

四、城市产业调整速度与城市特征

本部分实证分析城市产业调整速度与城市特征的关系,具体而言,首先通过对前面构造的截面数据的 OLS 回归,分析产业调整速度与城市特征的长期静态关系;接着是对面板数据的 GMM 回归,考察城市产业调整速度与城市特征的短期动态关系。

1、全国样本产业调整速度与城市特征的长期静态关系

截面回归反映产业调整速度与城市特征的长期静态关系,OLS 回归结果如表 3 所示。通过表 3,我们发现,在长期,城市产业调整速度与不同层面的城市特征之间存在如下关系:

表 3 全国城市横截面数据 OLS 回归结果

创新能力	0.0485*	专业化指数	-0.110***
FDI 占比	-0.0883	内资就业比例	0.0470**
矿业就业比例	0.0672**	外资就业比例	0.0181
交通业就业比例	0.0949	大企业就业比例	-3.174*
日平均工资对数	-0.0113	中型企业就业比例	-3.282*
人均 GDP 对数	0.00834	常数项	3.144*
观测值个数	236	R-squared	0.096

注:被解释变量为产业平均超额调整速度 EXC。

(1) 城市产业长期调整速度与城市宏观特征的相关关系。在长期调整中作用不显著,表明外资引进对产业调整速度不具有长期效果。采矿业就业比例系数显著为正,表明城市的资源依赖度越高,城市内部产业调整速度越快。其他城市宏观特征变量不显著。

(2) 城市产业长期调整速度与城市产业特征的相关关系。

赫芬达尔指数系数显著为负,表明专业化程度越高,产业调整越慢。一个可能的解释是专业化程度越高,产业调整越慢。还有一个可能的解释是,城市产业的专业化程度越高,城市内部具有规模生产能力的产业数量越少,资源在不同产业间转移的可能性越小,从而使得产业调整越慢。

(3) 城市产业长期调整速度与城市企业特征的相关关系。内资企业就业比例系数显著为正,表明相对于港澳台资企业,内资企业就业比例增加,有利于促进城市的产业调整。笔者认为,这可能是由于内资企业特别是国有企业,受国家产业政策导向的影响较大,因此,在产业结构调整中所起作用大于港澳台资企业。大中型企业就业比例系数显著为负,表明经济体中大中型企业的比例越高,产业调整速度越慢,一个可能的解释是,与小企业相比,大中型企业的退出壁垒更高,更高的退出壁垒延缓了企业优胜劣汰和产业升级的速度,因此,对应的是较低的城市产业调整速度。

2、全国样本产业调整速度与城市特征的短期动态关系

全国城市面板数据的系统 GMM、OLS 和 FE 回归结果如表 4 所示。表 4 中第一列 GMM 基准回归结果表明,年度超额调整速度的滞后一阶的系数在 1% 的显著性水平上显著为正,这说明,动态调整因素确实发挥着重要作用。我国工业行业短期调整速度与上一期调整速度显著正相关,上一期调整速度越快,当期调整也越剧烈。另外,由表 4 得到我国城市产业调整速度与不同层面的城市特征的短期动态关系如下:

在短期 FDI 对我国工业产业的调整速度有显著的促进作用。交通运输业就业比例滞后项的系数在 10% 的显著性水平上显著为正,表明在短期,城市内部的基础设施越完善,城市产业调整速度越快。

(2) 城市产业短期调整速度与城市产业特征关系。专业化指数系数显著为负,表明专业化程度越高,产业调整越慢。专业化程度对产业调整速度的短期动态影响与长期影响相同。

(3) 城市产业短期调整速度与城市企业特征关系。与长期调整的回归结果相反,城市企业特征变量均不显著,这表明企业特征对产业调整的影响需要一定的时间才能反映出来。

作为稳健性检验,表 4 第 2 和 3 列同时列出了 OLS 以及 FE 回归结果。根据 Roodman(2009),被解释变量滞后一期的系数具有上下界,其上界是 OLS 回归系数,下界是 FE 回归系数,GMM 估计结果应该介于这二者间。由表 4 结果可知,我们的基准模型 GMM 估计结果介于 OLS 与 FE 回归系数之间,表明本文的结果是可靠的。

综合产业调整速度与城市特征的长期静态及短期动态关系的实证结果,本部分主要的研究结

论如下:第一,创新能力能够在长期推动我国的产业调整,但在短期,其对城市的产业调整没有显著的影响;第二,FDI 对我国城市的短期产业调整有显著的促进作用,但不存在长期影响;第三,专业化程度在长期和在短期均对产业调整速度产生负面影响,专业化水平越高,产业调整速度越慢。这表明,专业化水平的提高可以通过经济的集聚效应对地区的经济增长产生正向促进作用,但也容易对地区产业发展形成路径锁定,不利于地区产业调整^①。

值得一提的是,城市创新能力能够在长期显著地推动我国城市的产业调整速度,而 FDI 仅在短期调整中起作用。对此一个可能的解释是:在短期,FDI 的引入能直接引发资本扩张,进而加快引入地的产业调整;但长期而言,由于引入地区的吸收能力有限,企业未能吸收 FDI 中所蕴含的较高技术及管理水平,并形成长期的自生能力,因此 FDI 对城市产业长期调整速度没有显著影响。而与 FDI 的短期影响相反,创新能力的提高对城市的产业调整不能产生立竿见影的效果,但能形成企业长期的自生能力,因此,创新能力能够在长期推动我国的产业调整。

表 4 全国城市面板数据系统 GMM 回归结果

变量	GMM	OLS	Fe	变量	GMM	OLS	Fe
L 年度超额调整速	0.165 ***	0.203 ***	0.000680	L 人均 GDP 对数	0.0305	0.00193	-0.00509
创新能力	0.120	0.119 *	0.108	专业化指数	-0.199 **	-0.224 ***	-0.276 ***
L 创新能力	-0.194	-0.127 *	-0.117	L 专业化指数	0.0560	0.129 **	0.0840
FDI 占比	1.248 ***	0.488 ***	0.481 **	内资就业比例	0.0558	-0.00347	-0.00882
LFDI 占比	-0.510	-0.182	-0.0306	L 内资就业比例	-0.0418	0.00301	-0.00653
矿业就业比例	-0.0790	-0.119 *	-0.136	外资就业比例	-0.0444	-0.00730	-0.0230
L 矿业就业比例	-0.00588	0.101	0.0665	L 外资就业比例	-0.0656	-0.0285	-0.138 *
交通业就业比例	-0.457	-0.00119	0.114	大企业就业比例	2.258	0.995	1.907
L 交通业就业比例	0.617 *	0.0773	0.398 **	L 大企业就业比例	-3.851	-3.384 *	-2.413
日平均工资对数	-0.00888	-0.0121	-0.0133	中型企业就业比例	2.558	1.131	2.006
L 日平均工资对数	0.0152	0.00205	0.00773	L 中型企业就业比例	-4.719	-3.779 **	-2.832
人均 GDP 对数	-0.0295	-0.00673	-0.00127				
常数项	1.698	2.562 *	0.695	AB test for AR(2)	0.484	/	/
观测值个数	1715	1715	1715	Hansen	1.000	/	/
城市个数	236	236	236	R-squared	/	0.198	0.171

注:被解释变量为产业年度超额调整速度 exyear; 括号内为估计系数对应的标准差;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;L 代表变量的滞后一期。

^① 本文的研究表明,专业化水平会在长期和短期对城市的产业调整速度产生负面影响,等于从产业结构调整的角度验证了专业化水平的威廉姆森假说,即伴专业化水平的提高,地区的经济增长速度呈现先上升后下降的趋势。

五、城市产业调整速度与区域发展模式

研究表明,我国城市产业调整速度与城市特征密切相关,而同一城市特征在长期和短期对城市产业调整的影响也可能不同。在前文的研究基础上,本文将进一步考察不同的区域发展模式如何通过城市特征去影响产业调整速度。鉴于此,本部分选取了珠江三角洲和长江三角洲作为外源性与内源型区域发展模式的代表,并以珠江三角洲 9 市与长江三角洲 16 市作为样本进行分析。

珠江三角洲和长江三角洲是我国经济增长的两大引擎,在引领我国工业发展和产业升级的过程中占据举足轻重的地位,而这两种区域发展模式也各具特点。首先,两种模式间存在一些共性,

如外向型导向,创新驱动,城市群一体化发展等,笔者将其称作三角洲总体发展模式,在实证中三角洲共 25 个城市作为总样本,研究三角洲总体发展模式与城市产业调整速度的关系;其次,这两种模式间也存在显著差异,长三角是典型的内源型发展模式,珠三角是典型的外源型发展模式(钮德明,2004) 。因此,我们分别以珠江三角洲 9 市和长江三角洲 16 市作为子样本,探讨珠三角和长三角两种不同的区域发展模式对产业调整速度的影响。

1、产业调整速度与三角洲总体发展模式

本小节将三角洲子样本与全国样本 OLS 回归结果对比,考察三角洲总体发展模式与城市产业长期调整速度的关系,回归结果如表 5 所示。

表 5 三角洲与全国样本横截面数据 OLS 回归结果对比

变量	(1) 三角洲样本	(2) 全国样本	变量	(1) 三角洲样本	(2) 全国样本
创新能力	0. 309 ***	0. 0485 *	专业化指数	- 0. 0872	- 0. 110 ***
FDI 占比	0. 0533	- 0. 0883	内资就业比例	- 0. 109 ***	0. 0470 **
矿业就业比例	0. 117	0. 0672 **	外资就业比例	- 0. 137	0. 0181
交通业就业比例	0. 488 *	0. 0949	大企业就业比例	- 10. 72	- 3. 174 *
日平均工资对数	- 0. 0324	- 0. 0113	中型企业就业比例	- 10. 53	- 3. 282 *
人均 GDP 对数	0. 0132	0. 00834	常数项	10. 76	3. 144 *
观测值个数	25	236	R-squared	0. 759	0. 096

注: 被解释变量为产业平均超额调整速度。

与全国样本相同,在三角洲样本回归中,城市创新能力能显著促进城市产业调整,而且其系数无论是大小还是显著度均远远大于全国样本。这表明,我国三角洲地区城市创新能力对地区产业调整的促进作用表现尤为突出。不同的是,内资企业就业比例显著为负,表明三角洲地区内资企业就业比例越大,工业行业调整越慢,部分原因可能是三角洲地区政府对产业调整干预较少,另一原因可能是该地区的产业调整是外资推动的。另外,交通运输业就业比例系数显著为正,表明三角洲发达的基础设施促进城市内部产业调整。

2、产业短期调整速度与珠三角/长三角发展模式

通过面板数据回归,本部分考察了珠三角和长三角两种不同的区域发展模式对城市产业短期调整速度的影响。由于三角洲样本截面个数较少,不

符合 Roodman(2009) 两步系统 GMM 对数据大 N 小 T 的要求,无法采用动态面板模型回归。即使采用静态面板模型,也无法同时加入各解释变量的当期与滞后期,我们先通过分别对各解释变量的当期与滞后期回归,找出其中显著的变量。由于解释变量滞后项通过它自身的当期影响即期的年度超额调整速度,我们以滞后项为基准,加入当期回归中显著的变量,进行面板数据回归。由于 Hausman 检验拒绝固定效应,因此采用随机效应回归。回归结果见表 6 方程(1) ,其中 FDI 占比滞后项的系数显著为正,这表明珠三角和长三角的产业短期调整总体上是由外资推动的。城市创新能力变量系数不显著,表明创新能力对产业调整速度的作用在短期没有得到体现。另外,城市内部交通运输业就业比例系数显著为正,表明城市基础设施状况改善,能够显著提高城市产业的调整速度。

表 6 三角洲城市面板数据随机效应回归结果

变量	(1)	变量	(2)
L 创新能力	-0.0800	L 矿业就业比例	-0.0943
L FDI 占比	0.359 ***	L 交通业就业比例	0.692 **
L 内资就业比例	-0.142	L 日平均工资	-0.0244
L 外资就业比例	-0.0750	L 人均 GDP 对数	-0.000105
大企业就业比例	-3.419	D 创新能力	-0.0490
中型企业就业比例	-3.524	D FDI 占比	0.595 ***
L 专业化指数	0.200	D 内资就业比例	-0.738 *
L 矿业就业比例	0.0248	D 外资就业比例	-0.475
L 交通业就业比例	0.664 *	D 大企业就业比例	0.452
L 日平均工资	-0.0534	D 中型企业就业比例	1.162 **
L 人均 GDP 对数	0.0260	D 专业化指数	-0.0909
常数项	3.446	常数项	0.109
观测值个数	166	观测值个数	166
城市个数	25	城市个数	25

注:被解释变量为产业年度超额调整速度;表中 D 表示三角洲虚拟变量,D = 1 代表珠三角,D = 0 代表长三角;以 D 开头的变量表示各变量滞后项与虚拟变量的交叉项;L 代表变量的滞后一期。

为了识别珠三角和长三角地区发展模式差异对产业调整速度的影响,我们构造了珠三角虚拟变量与相关变量的交叉项,以研究区域发展模式是否通过这些变量影响区域产业调整速度。加入交叉项的回归见表 6 方程(2)。方程(2)中 FDI 占比交叉项的系数显著为正,表明 FDI 对珠三角工业调整的作用明显大于长三角。内资企业就业比例交叉项的系数显著为负,说明珠三角内资企业就业比例对工业调整速度的作用明显小于长三角。该实证结果正好印证了“珠三角发展模式”和“长三角发展模式”的本质差异。

“珠三角发展模式”的显著特征是“外源型”发展模式,外资企业在珠三角工业中占据半壁江山。相对于珠三角来讲,长三角的“内源型”经济更为发达,特别是民营经济投资比例和产值比例远高于珠三角地区。与此相对应,FDI 对珠三角地区产业调整速度的影响显著大于长三角地区,内资企业就业比例对珠三角地区产业调整速度的作用显著小于长三角地区。中等规模企业就业比例交叉项的系数显著为正,表明珠三角中等规模企业就业比例对产业调整速度的作用显著大于长

三角。计算得知,珠三角中等规模企业平均就业份额为 7.79%,小于长三角相应份额 12.67%,因此,适当增加珠三角中等规模业份额,有利于促进该地区产业调整。

综合以上实证结果,本部分主要的研究结论如下:

(1) 与全国总体样本相比,三角洲发展模式对产业调整速度的影响有三点不同:一是城市创新能力的的作用在三角洲地区表现得比全国更为突出;二是三角洲地区内资企业就业比例越高,产业调整越慢,表明三角洲地区产业调整依靠外资推动的程度相对于全国其他地区更高;三是三角洲样本中交通运输业的就业比例的系数显著为正,全国样本中该变量系数不显著,表明三角洲发达的基础设施有力推动了当地城市产业的长期调整。

(2) 珠三角外源型经济特征明显,即若珠三角和长三角的 FDI 增加相同比例,珠三角产业调整速度比长三角增加得更快

(3) 与珠三角的外源性经济特征相反,长三角表现出明显的内源型经济特征,即若珠三角和长三角的内资企业就业提高相同比例,长三角产业调整速度比珠三角增加得更快。

六、结论与政策建议

1、结论

本文识别了我国城市产业调整速度的典型事实,并从城市特征和区域发展模式两个维度对“我国城市产业调整速度与城市特征”,“产业调整速度与区域发展模式”的关系进行了全面的研究,研究认为:

(1) 我国城市内部产业调整速度相对较慢,与现阶段我国所处的工业化发展阶段不符。

(2) 在我国城市创新能力的提高可以显著促进城市内部产业长期调整,但对短期调整没有明显作用;与之相反,FDI 占比的提高能够显著促进城市内部产业的短期调整,但对长期调整没有明显作用;而专业化程度在长期和在短期均对产业调整速度产生负面影响,专业化水平越高,产业调整速度越慢。这表明专业化水平的提高一方面可以通过经济的集聚效应对地区的经济增长产生正向的促进作用,但也容易对地区的产业发展形成路径锁定,不利于地区的产业调整。

(3) 与全国总体样本相比,三角洲发展模式对产业调整速度的影响有三点不同:第一,城市创新能力的作用在三角洲地区表现得比全国更为突出;第二,三角洲地区产业调整依靠外资推动的程度相对于全国其他地区更高;最后,三角洲发达的基础设施有力推动了当地城市产业的长期调整。

(4) 珠三角外源型经济特征明显,即若珠三角和长三角的 FDI 增加相同比例^①,珠三角产业调整速度比长三角增加得更快;与珠三角的外源性经济特征相反,长三角表现出明显的内源型经济特征,即若珠三角和长三角的内资企业就业提高相同比例,长三角产业调整速度比珠三角增加得更快。

2、政策建议

目前,我国正处于转变经济增长方式,促进产业结构调整的关键时期,基于本文的研究,笔者提出以下几点政策建议:

(1) 应着重培育城市的创新能力。本文研究发现,创新能力能显著促进产业的长期调整速度。因此,鼓励创新,加大创新投资,培育城市的内生型调整能力,才能更好更快地促进我国城市产业结构调整。这也符合我国“十二五”规划纲要“以科学发展为主题,以加快转变经济发展方式为主线”的政策导向,是我国调整产业结构,转变经济发展方式的理性选择。

(2) 地方政府在引入外资的同时,还应制定相

关政策增进本土企业的吸收能力。由于 FDI 的引入不仅可以通过资本扩张加速引入地的产业结构升级,更重要的是 FDI 自身蕴含了较高的技术水平和管理水平,可以从技术的角度促进地区的产业结构升级。而本文的研究表明,FDI 对我国产业结构调整速度不具备长期的影响,一个可能的原因是 FDI 仅通过增加资本存量的方式,在短期促进了当地的产业结构调整,但由于引入地区吸收能力有限,企业并未将 FDI 中的较高技术水平完全吸收,并形成长期的自生能力,因此,FDI 对我国产业结构调整仅有短期影响。政府通过制定相关政策,为企业提供良好的学习环境,增进本土企业的吸收能力,对我国的产业结构升级会起到一定的推动作用。

(3) 地方政府在鼓励产业集群发展,提高地区产业专业化水平的同时,也应有意识地培育其它具有发展潜力的优势产业,避免出现过高的专业化水平对地区产业发展形成路径锁定的情况。

综上,本研究厘清了我国城市产业调整速度的影响因素,对于现阶段我国“调结构,转方式”具有一定的政策启示。但我们采用的城市产业调整速度指标仅反映产业调整的快慢,不能反映产业结构调整的方向。因此,构造既能反映结构调整速度,又能反映结构调整方向的综合指标,并用其分析我国城市产业升级的相关问题,是本文未来的研究方向。

参考文献:

- [1] Duranton, Gilles. Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still [J]. American Economic Review, 2007, 97, (1).
- [2] Findeisen, Sebastian, Jens Sudekum. Industry Churning and the Evolution of Cities: Evidence for Germany [J]. Journal of Urban Economics, 2008, (64).
- [3] Manuel, Arellano and Bond Stephen Roy. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991, (58).
- [4] Richard, Blundell and Bond Stephen Roy. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, (87).
- [5] Roodman, David. How to Do tabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata [R]. Working Paper, 2009.
- [6] 马克思. 资本论(第一卷) [M]. 北京: 人民出版社, 2004.
- [7] 钮德明. 长三角、珠三角区域经济发展模式 [J]. 北京: 中国创业投资与高科技, 2004, (9).
- [8] 苏东水. 产业经济学 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2005.
- [9] 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》, 2011.

^① FDI 占当年新增固定资产投资的比例。

How is Urban Industrial Reallocation Speed Correlated with City Features and Regional Development Mode?

——Evidence from 2-digit Urban Industries

YANG Yang¹, SONG Ling-yun², SHU Yuan^{1,2}

(1. International Business School, Sun Yat-sun University, Zhuhai, Guangdong, 519082, China;

2. Lingnan College, Sun Yat-sun University, Guangzhou, Guangdong, 510275, China)

Abstract: Industrial structure change is actually an industrial reallocation process during which resources are reallocated from the less efficient industries to more efficient industries to achieve a more optimized industrial structure. Industrial reallocation speed indicates how fast the industrial optimization process is going on. How is the industrial reallocation speed in urban China? What kind of correlation does it have with different kinds of city features? Is it related to regional mode? We use data of China's 236 prefecture-level cities from 1998 to 2006 to study these questions. We study empirically the influence of city features on industrial reallocation speed in terms of the city level and region level. By running OLS regression on cross section data, we study the relationship of city feature and industrial reallocation speed in the long run. By running GMM regression on panel data, we study their relationship in the short term. We have got four main conclusions. First, the intra-city industrial reallocation speed in Chinese cities displays high heterogeneity. Second, the intra-city industrial reallocation speed in Chinese cities is relatively low in terms of its industrialization stage. Third, urban innovating capacity can accelerate industrial reallocation in the long run while the share of FDI to total fixed assets investment can only enhance short-term industrial adjustment. At the same time, the degree of specialization result impacts negatively on industrial adjustment both in the long term and in the short-term. Be to specific, the higher level of specialization, the slower speed of industrial adjustment. This suggests that the improvement of the level of specialization on the one hand can generate the positive role in promoting regional economic growth through economic agglomeration effects, but also easy to form a path lock to the region's industrial restructuring. Finally, regional development modes do have considerable influence on local industrial reallocation speed. Fourth, between Pearl River Delta area and Yangtze River Delta area, the exogenous economic characteristics are more obvious for the former. That is, if the FDI of both area increased by the same percentage, the industrial reallocation speed of the Pearl River Delta area is quicker than the latter. Contrast to exogenous economic characteristics of the Pearl River Delta area, Yangtze River Delta area shows significant endogenous economic characteristics. That is if the employment raise the same proportion for the domestic enterprises in both areas, the industrial reallocation speed of Yangtze River Delta area is quicker than the other. In view of the above conclusions, we give three policy proposals. First, we should attach more importance to the cultivation of urban innovation capacity. As revealed by our study, innovation capacity can enhance industrial reallocation in the long run. So, by encouraging investment in innovation and nurturing urban innovative capacity, we can accelerate industrial reallocation. It is a rational choice for us to adjust industrial structure and transfer developing mode and complies with the guideline of The "Twelfth Five-Year Plan". Second, we should improve the simulating capacity of domestic firms when we introduce FDI with high technology and management level. FDI can lead to industrial reallocation in two ways. First, it directly causes industrial reallocation by capital expansion. In second, the high technology and management level contained by FDI can enhance industrial reallocation through technological upgrading. We have found that FDI only influence short-term industrial adjustment and have no effect in the long run. The reason may be that domestic firms have so low simulating capacity that they are not able to absorb the high technology and cultivate self-sustaining ability. It is critical to enact policy to improve the learning environment and thus simulating capacity of domestic firms. Third, we should invest more in infrastructure in the backward areas.

Key Words: industrial reallocation speed; city feature; regional development mode

(责任编辑: 鲁 言)