

# 产业结构、经济增长与服务业成本病

——来自中国的经验证据

宋 建,郑江淮

(南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)

**摘要:** 基于“服务业之谜”事实的存在,要验证 Baumol 非平衡增长模型提出的“效率-结构-速度”之间的关系,关键不在于对服务业需求价格弹性的核算,而是对生产率决定相对价格水平的证实。以“服务业之谜”的存在为前提,在服务业与工业部门间产品的消费行为中构造了互补的“里昂惕夫”效用函数,重构 Baumol 非平衡增长模型。采用我国 31 个省 1984—2014 年面板数据进行实证分析,验证了工业及工农业相对于服务业的劳动生产率、服务业相对于工业及相对于工农业的价格水平、服务业占非农及占整个国民经济部门产出份额、服务业占非农及总就业人数比重等核心变量之间的关系。其内在逻辑是相对生产率决定相对价格水平,相对价格的提高导致了服务业部门份额的提升,进而降低了经济增长速度。由此证实了我国基本存在 Baumol 非平衡增长模型所揭示的“效率-结构-速度”之间关系:工业生产率相对上升导致服务业价格相对提高和就业份额提升,进而引发经济增速放缓。在经济“新常态”下关注效率提升、结构调整与增速放缓之间的内在联系,具有相应的理论基础和经验支持,同时应理性看待结构调整中出现的“服务业成本病”现象,实现“结构”与“速度”之间的良性互动。

**关键词:** 产业结构; 经济增长; 服务业成本病; Baumol-Fuchs 假说; Baumol-Bowen 效应

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2017)02-0001-13

## 一、引言与文献综述

威廉·配第最早揭示了三次产业结构演变的规律性,提出了农业比重持续下降、工业比重先升后降、服务业比重逐步提高的“配第-克拉克定律”。亚当·斯密最早将产业结构演变与经济增长相联系,将工农业等物质生产部门视为生产性劳动,将服务业等非物质生产部门视为非生产性劳动,生产性劳动在国民经济中所占比重越高、生产率进步越快,则经济增长速度越快,即增长速度取决于结构与效率<sup>[1]</sup>。在 20 世纪中叶,一般均衡模型的引入将这一研究推至新的高度。美国著名经济学家 Baumol 在其“非平衡增长”模型中揭示了决定经济增长速度的结构与效率之间的内在联系:物质生产部门的生产率提升,促使非物质生产部门比重提高,从而降低经济增长速度。换言之,推动经济增长的两个动力(即物质生产部门的比重与效率)之间有一定的矛盾性:物质生产部门(工业为主)的比重越高、生产率进步越快,导致经济增长速度越快,但是物质生产部门的生产率提高又会降低物质生产部门的比重。产生这一矛盾的内在机制为:非物质生产部门(服务业为主)的生产率进步速度较

收稿日期: 2017-01-03; 修回日期: 2017-02-10

作者简介: 宋建(1987—),男,山东淄博人,南京大学经济学院博士研究生,研究方向为产业经济学; 郑江淮(1968—),男,江苏盱眙人,南京大学经济学院教授、博士生导师,经济学博士,研究方向为产业经济学、发展经济学。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA060)

慢,但其产量要与物质生产部门保持基本平衡,因此只有更多劳动要素流向非物质生产部门才能保证其生产规模与物质生产部门同步增长。在此过程中,工业相对于服务业部门生产率不断上升,而各个部门的实际工资同步上涨,导致服务业部门劳动力成本不断上升,服务业价格不断上涨,这被称为“服务业成本病”或“Baumol 成本病”<sup>[2]</sup>。自 Baumol 在 1967 年提出“非均衡增长模型”以来,这个兼容“效率-结构-速度”三者关系的分析框架一直是增长与结构理论的研究热点。De Vincenti 将服务业和制造业部门的劳动生产率进行内生性研究<sup>[3]</sup>, Ngai and Pissarides 又将部门数扩展到多个,得出的结论与 Baumol 相同<sup>[4]</sup>。可见,产业结构非均衡发展是由生产率增长率的异质性所决定的,也就是说由于部门间生产率增长率的不同,导致生产要素在部门间流动,进而引致部门份额的非均衡增长,从而形成一个非均衡的产业结构。我国的情况与此类似,图 1 明显可见不同区域不同年份的工业部门相对于服务部门的生产率大相径庭。从时间维度来看,随着工业化的进程加深,三大区域工业部门的相对生产率呈现不断增长趋势,而随着城市化的飞速发展,部分省份工业部门相对生产率出现了下降;从空间维度看,以工业为主体的中部地区相对生产率整体较高,以服务业尤其是现代服务业为主的东部地区相比中部地区相对生产率较低;西部因大开发政策的实施提高了相对生产率,因此在地区产业发展中部门间生产率增长存在“时序-空间异质性”现象。

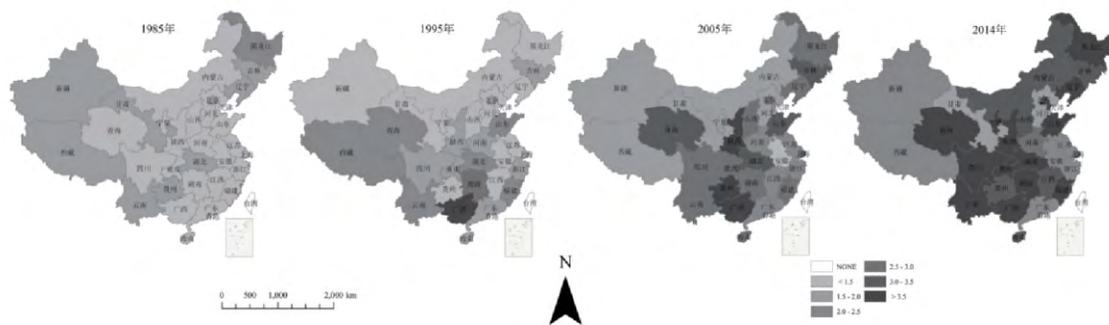


图 1 中国地区工业与服务业实际相对生产率示意

资料来源及说明:数据来自各省统计年鉴及《中国统计年鉴》(1984—2015);GDP 平减指数以 1984 年为基期核算,并作为部门的物价指数;实际生产率则为名义生产率扣除物价指数所得。此图由 ArcGIS 10.2 绘制。

在实证方面,围绕 Baumol 非平衡增长模型中的“效率-结构-速度”的关系,学者们的经验研究经历了一场历时几十年的迂回过程,这个迂回的实证研究过程,围绕服务业的价格与需求弹性展开。遵循新古典经济学的逻辑,学者们认为工业生产率的相对提升会引发服务业价格的相对提高,从而引发服务业需求量的相对下降。如果服务业需求量的下降幅度低于价格上升幅度,即服务业产品的需求价格弹性小于 1(缺乏弹性),则服务业的销售收入或产值将相对上升,服务业在国民经济中的份额上升;反之,如果服务业产品的需求价格弹性大于 1(富有弹性),则服务业的销售收入和份额会下降。因此,相对滞后的生产率水平,是否导致服务业份额的上升和经济增长速度的下降,主要取决于服务业的需求价格弹性是否小于 1(即是否缺乏弹性)。此后的计量主要围绕需求的价格弹性展开。Bergstrand, Falvey and Gemmell, Curtis and Murthy, Möller, 程大中等核算了服务业的需求价格弹性与收入弹性,探究产业结构变动中“成本病”是否存在<sup>[5-9]</sup>。简言之,服务业生产率相对滞后对经济结构和增长速度的影响,可以概括为两个逻辑环节:生产率滞后导致价格上升,而需求价格弹性小于 1 时,价格相对上升导致服务业份额提高。早期的计量关注需求价格弹性是否小于 1,而生产率对价格的影响却被认为是约定俗成无需讨论的。有趣的是,三十年后即 2001 年 Baumol 本人提出,关于需求价格弹性是否小于 1 的计量研究几乎没有必要:长期而言服务业的需求价格弹性不仅稳定小于

1 而且几乎为零。Baumol 提出的著名的“服务业之谜”为:相对于制造业来说,服务业的真实产值所占的比重并没有上涨或下降,即长期而言,服务业的需求量几乎不会因为价格的相对上升而下降,而是与工业的需求基本同步提高<sup>[10]</sup>。图 2 显示了我国服务业部门的名义份额与实际份额,显然与 Baumol 提出的“服务业之谜”现象基本吻合,即剔除物价因素影响后,服务业实际的部门份额整体上呈现水平状。既然需求价格弹性是否小于 1 的问题已经无需讨论(Baumol 的“服务业之谜”宣布这个变量在长期基本等于零),则另一个内在逻辑变得重要起来,即生产率能否直接引致价格的提升。虽然在对 Baumol 模型进行实证检验时,学者们习惯将其视为理所当然的前提。但是在另一个研究系列中,关于这一问题的实证检验从未停止,结论也并非整齐划一,这个研究系列就是关于 Balassa-Samuelson 法则的研究。这一法则将工业视为“可贸易部门”,将服务业视为“不可贸易部门”,认为“不可贸易部门”的价格相对上涨会导致一国实际汇率变化,而对“不可贸易部门”即服务业价格上涨因素的探究就是这一分支的研究主题,其中劳动生产率因素被视为引发服务业价格相对上涨的主要因素<sup>[11]</sup>。围绕这一主题,学者做了大量的实证研究, Asea and Mendoza 从需求方分析,认为生产率提高后收入也增加,从而导致政府开支和私人需求偏好的变化,进而引起贸易品和不可贸易品需求量的变化,相应影响它们的相对价格<sup>[12]</sup>; Coto-Martinez and Reboredo, Unayama 等在不完全竞争市场的分析框架下研究可贸易部门与不可贸易部门之间的相对价格,认为部门间相对价格的变动是由其相对生产率的变动决定的<sup>[13-14]</sup>; 卢锋等、林毅夫根据“B-S”模型探究劳动生产率变化与实际汇率波动之间的因果关系<sup>[15-16]</sup>; 王泽填等、王雪珂等分析了经济结构转型期的“B-S”效应,认为工资水平和不可贸易品的价格随可贸易部门生产率的提高而上涨<sup>[17-18]</sup>。

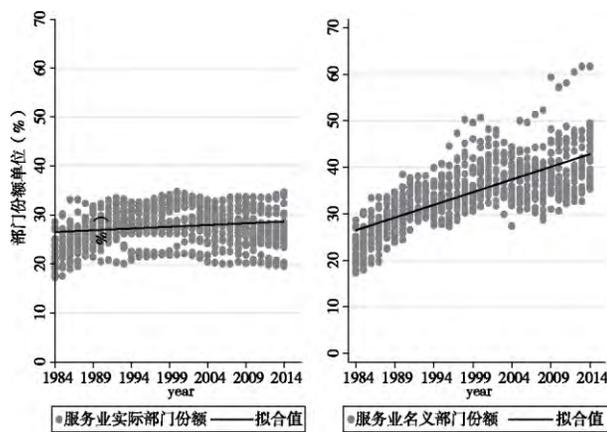


图 2 服务业部门份额

数据来源:各省历年统计年鉴及《中国统计年鉴》

中国的统计数据证实了“服务业之谜”的存在,问题的研究就由需求价格弹性核算转向对工业部门生产率上升导致服务业价格的上涨及服务业就业比重上升的验证。只要这个逻辑成立,自然就会得出其引起经济增长速度下降的结论,因为劳动要素越来越多地流向了生产率低的部门。袁富华<sup>[19]</sup>、吕健<sup>[20]</sup>、沈坤荣等<sup>[21]</sup>认为在长期的经济增长过程中存在“结构性减速”效应,其根本原因是服务业生产率低下。从而,我们需要验证两方面问题:一是生产率对价格或产业结构的决定作用,即经济增长会因为非生产性部门比重的提高而下降;二是部门份额与就业比重都取决于部门的生产率水平。关于服务业部门份额提升导致经济增速放缓的研究,李翔等<sup>[22]</sup>通过偏离-份额法对下降的幅度进行测度,认为在 2001 年后经济增长与结构调整之间存在明显的负相关关系,而贺京同等<sup>[23]</sup>测算出在 2005 年这两者之间出现负相关关系。可见,生产率是否决定价格才是分析问题的关键,如前者成立则会引起产业结构的变动,进而影响经济增长速度。统计数据证实服务业的需求价格弹性几乎为零,即整体上工业品与服务品之间几乎不存在替代效应,反而表现出互补关系。因此采用里昂惕夫效用函数对服务业与工业间的消费者行为进行分析。

在对服务业部门份额提升和服务业价格上涨问题研究中, Baumol-Fuchs 假说与 Baumol-Bowen 效应理论是不同的分析范式,前者侧重分析服务业的需求价格弹性(或者收入弹性),后者重点验证产业结构变动的“价格效应”。因此,基于经济增长过程中“服务业之谜”的存在,对产业结构变动的研究不再是对以收入弹性或价格弹性为主的 Baumol-Fuchs 假说的验证,而是转换为对“价格效应”为

在对服务业部门份额提升和服务业价格上涨问题研究中, Baumol-Fuchs 假说与 Baumol-Bowen 效应理论是不同的分析范式,前者侧重分析服务业的需求价格弹性(或者收入弹性),后者重点验证产业结构变动的“价格效应”。因此,基于经济增长过程中“服务业之谜”的存在,对产业结构变动的研究不再是对以收入弹性或价格弹性为主的 Baumol-Fuchs 假说的验证,而是转换为对“价格效应”为

中心的 Baumol-Bowen 效应的实证。从图 3 可以看出,服务业部门的价格指数上涨幅度明显高于整个国民经济部门及工业部门的价格指数上涨幅度。同时结合图 2 中统计数据验证的服务业实际产值份额保持不变即“服务业之谜”存在的事实,产业结构调整的研究焦点应转向部门间“价格效应”的证实。

“稳增长-调结构”是“新常态”下的重要命题,服务业部门份额变动与经济增速之间是否具备内在联系机制?或者说,牺牲经济增长速度“换取”产业结构调整是否具有理论依据?“调结构”与“稳增长”之间是否具有替代关系?中国三十多年经济增长经历了工业化、城市化转型,工业化进程中“结构红利”带来结构性加速增长,促使中国经济飞速发展,成就了“中国奇迹”,而在工业化向城市化演进中,产业结构服务化,经济增速减缓。中国经济增速放缓是否由产业结构调整中服务业部门份额的提升所导致?这些都需要量化研究。

本研究与已有文献的不同之处,一是本文采用省级面板数据,对全国及三大地区产业结构调整内在动因进行了详细的量化比较研究;二是将产业结构研究由需求价格弹性研究,转向“价格效应”的分析,特别地,分析“价格效应”背后的生产率异质性及其对整个经济增速产生的影响,从而形成了“结构-速度-效率”为一体的分析框架。本文的安排如下:第二部分构建产业结构调整的理论模型,并分析了价格与生产率的内在关系及产业结构变动的机制;第三部分对我国产业结构调整进行了实证分析;第四部分得出了简要的结论及启示。

## 二、理论模型

### (一) 消费者行为

在各个部门中存在大量的消费者所需的不同产品,同时假定代表性消费者效用函数为互补的 CES 效用函数,即里昂惕夫效用函数,形式如下:

$$U = \min \left\{ \frac{1}{\alpha} \left[ \int_{i \in \Omega_m} q_{mi}^\rho di \right]^{1/\rho}, \frac{1}{\beta} \left[ \int_{j \in \Omega_n} q_{nj}^\rho di \right]^{1/\rho} \right\} \quad (1)$$

其中  $q_{mi}$  为  $m$  部门代表性消费者对  $i$  产品的需求量,  $q_{ni}$  为  $n$  部门代表性消费者对  $i$  产品的需求量。 $\alpha$  为  $m$  部门的产出份额,  $\beta$  为  $n$  部门产出份额。根据 Dixit and Stiglitz 假定的不同产品替代弹性为  $\sigma = 1/(1 - \rho) > 1$ , 部门总产品数量  $Q = U$ , 得到两部门间的总产品量  $Q_m/\alpha = Q_n/\beta$ 。

在消费者最优化条件下,得到:

$$q_{ks} = Q_k \left( \frac{p_{ki}}{P_k} \right)^{-\sigma} \quad (2)$$

$$r_{ks} = R_k \left( \frac{p_{ki}}{P_k} \right)^{(1-\sigma)} \quad (3)$$

其中  $k \in \{m, n\}$ ,  $s \in \{i, j\}$ , 部门总支出为  $R_k = P_k Q_k$  (证明从略,留存备案), 部门的价格指数为  $P_k = \left[ \int_{i \in \Omega_m} p_{ki}^\rho di \right]^{1/\rho}$ 。

### (二) 生产者行为

假定每个部门只含有一种生产要素(劳动力)<sup>①</sup>。为了模型更简化,并且不失一般性,假定生产要素(劳动力)在部门间是完全自由流动的,其中劳动力总量  $L = \sum L_k$ ,  $k \in \{m, n\}$ 。部门产品具有异质性,

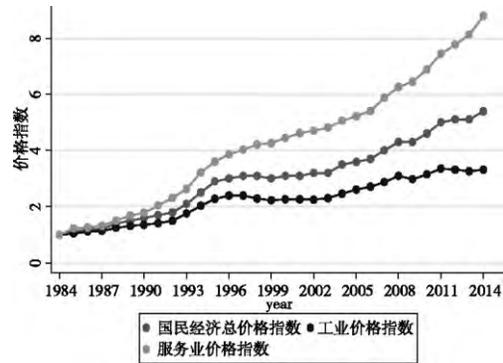


图 3 中国国民经济价格总指数及工业、服务业价格指数  
数据来源:历年《中国统计年鉴》

并假定每个企业只生产一种产品 企业生产需要投入的固定成本为  $f$  则  $k$  部门生产  $s$  产品的企业的劳动需求函数为  $l_{ks} = f_k + q_{ks}/\varphi_{ks}$  价格加成率为  $\sigma/(\sigma - 1) = 1/\rho$  可得产品定价  $p(\varphi_{ks}) = m_{Markup} \cdot MC = [\sigma/(\sigma - 1)] \cdot (w_k/\varphi_{ks}) = w_k/\rho\varphi_{ks}$  从而得出企业的利润函数为  $\pi_k(\varphi_{ks}) = r_k(\varphi_{ks})/\sigma - f_k$ 。

由此 若在部门内劳动者具有同等工资水平 则不同产品的相对价格为:

$$\frac{p_{ki}}{p_{kj}} = \frac{w/\rho\varphi_{ki}}{w/\rho\varphi_{kj}} = \frac{\varphi_{kj}}{\varphi_{ki}} \quad (4)$$

而不同部门之间的产品相对价格水平为:

$$\frac{p_{ns}}{p_{ms}} = \frac{w_n/\rho_n\varphi_n}{w_m/\rho_m\varphi_m} = \frac{\rho_m w_n \varphi_m}{\rho_n w_m \varphi_n} \quad (5)$$

将公式(4)和(5)代入公式(2)可得:

$$\frac{q_{ki}}{q_{kj}} = \frac{Q_k(P_{ki}/P_k)^{-\sigma}}{Q_k(P_{kj}/P_k)^{-\sigma}} = \left(\frac{p_{kj}}{p_{ki}}\right)^\sigma = \left(\frac{\varphi_{ki}}{\varphi_{kj}}\right)^\sigma \quad (6)$$

进而得出不同部门间的相对产出比为:

$$\frac{q_m}{q_n} = \frac{Q_m(P_{mi}/P_m)^{-\sigma}}{Q_n(P_{nj}/P_n)^{-\sigma}} = \frac{Q_m(P_m)^\sigma (P_{nj})^\sigma}{Q_n(P_n)^\sigma (P_{mi})^\sigma} = \frac{\alpha(P_m)^\sigma (\varphi_{mi})^\sigma}{\beta(P_n)^\sigma (\varphi_{nj})^\sigma} \quad (7)$$

### (三) 市场均衡分析

假定市场外数量为  $M_A$  的企业同时分别进入  $m$  和  $n$  市场 而最终能在市场中存活的企业分别为  $M_m$ 、 $M_n$ 。假定部门的生产率服从帕累托分布 即  $G(\varphi_{ks}) = 1 - (b_k/\varphi_{ks})^{\theta_k}$   $g(\varphi_{ks}) = (\theta_k/b_k)(b_k/\varphi_{ks})^{\theta_k+1}$  则一般均衡时生产率分布函数为  $\mu(\varphi_{ks}) = \frac{g(\varphi_{ks})}{1 - G(\varphi_{ks}^*)}$ 。而市场中行业平均生产率为各个企业生产率的加成(证明从略) 其值为:

$$\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*) = \left[ \frac{\theta_k}{\theta_k + 1 - \sigma} \right]^{1/(\sigma-1)} \varphi_{ks}^* \quad (8)$$

其中  $\sigma < \theta_k + 1$  保证了平均生产率收敛。市场中的总价格指数为各个企业在异质性生产率分布下产品价格的加成 则产业部门的总价格指数为:

$$P_k = \left[ \int_0^{\Omega_k} p_{ks}(\varphi_{ks})^{1-\sigma} M_A \mu(\varphi_{ks}) ds \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (9)$$

进一步分析可知 部门企业分布情况  $M_A = M_k/[1 - G(\varphi_{ks}^*)] = M_k b_k^{-\theta_k} \varphi_{ks}^{*\theta_k}$  将其代入公式(9) 可得出  $P_k = M_A^{\frac{1}{1-\sigma}} w_k / [\rho \tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)]$ 。市场均衡时  $m$  部门与  $n$  部门的工资水平相等 可得到两部门的总相对价格指数为:

$$\frac{P_n}{P_m} = \frac{\tilde{\varphi}_m(\varphi_{mi}^*)}{\tilde{\varphi}_n(\varphi_{nj}^*)} \quad (10)$$

对公式(8)、(10)两边取对数 可得:

$$\ln P_n - \ln P_m = A + \ln \varphi_{mi}^* - \ln \varphi_{nj}^* \quad (11)$$

命题1: 产业间最终产品的相对价格( $p_n/p_m$ ) 变化依赖产业间的相对劳动生产率水平( $\varphi_m/\varphi_n$ )、产业间相对工资水平( $w_n/w_m$ ) 及产业间产品的要素替代弹性( $\sigma$ ) 或要素的多样性偏好( $1/\rho$ ); 产业内最终产品的相对价格则依赖行业的相对劳动生产率水平。部门的总价格指数  $P_k$  则是由行业的平均劳动生产率  $\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)$  决定的 行业的平均劳动生产率水平又依赖行业的临界劳动生产率水平  $\varphi_{ks}^*$ 、市场上企业生产率分布参数  $\theta_k$  及行业内产品的要素替代弹性( $\sigma$ )。

部门间的产出份额比重 可通过公式(10)得到:

$$\frac{R_n}{R_m} = \frac{\beta}{\alpha} \left[ \frac{\theta_m (\theta_n + 1 - \sigma)}{\theta_n (\theta_m + 1 - \sigma)} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\varphi_{mi}^*}{\varphi_{nj}^*} \quad (12)$$

进一步对公式(12)两边求对数,可得:

$$\ln R_n - \ln R_m = B + \ln \varphi_{mi}^* - \ln \varphi_{nj}^* \quad (13)$$

在市场均衡时,企业进入市场符合零利润条件(*ZCP Zero Cutoff Profit Condition*),即企业的平均利润为零,可得  $\bar{\pi}_k = \pi(\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)) = \left[ \frac{\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)}{\varphi_{ks}^*} \right]^{\sigma-1} \frac{r(\varphi_{ks}^*)}{\sigma} - f_k = \left[ \frac{\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)}{\varphi_{ks}^*} \right]^{\sigma-1} f_k - f_k = 0$  (证明从略)。

另一方面,假定市场外有数量为  $M_e$  的企业试图投入沉没成本  $f_{ke}$  进入市场,但只有  $p_{in} M_e$  的企业留存下来,同时外在市场冲击了原先市场  $M_k$  的企业,有  $\delta_k M_k$  个企业退出市场,可得到  $p_{in} M_e = \delta M_k$ 。同时,未退出市场企业长期平均利润为  $\bar{v}_k = \sum_{t=0}^{\infty} (1 - \delta_k)^t \bar{\pi}_k = (1/\delta) \bar{\pi}_k$ ,市场外企业进入市场的利润为  $v_e = p_{in} \bar{v}_k - f_{ke}$ ,当  $v_e$  为0时,市场达到一般均衡。可以得出自由进入条件(*FE Free Entry Condition*)

下企业平均利润为  $\bar{\pi}_k = \frac{\delta_k f_{ke}}{1 - G(\varphi_{ks}^*)} = \delta_k f_{ke} b_k^{-\theta_k} \varphi_{ks}^{\theta_k}$ 。

将公式(8)代入 *ZCP* 和 *FE* 条件等式,整理可得:

$$\varphi_{ks}^{\theta_k} = \left( \frac{\sigma - 1}{k_k + 1 - \sigma} \right) \frac{f_k}{\delta f_{ke} b_k^{-\theta_k}} \quad (14)$$

在 *ZCP* 条件下,可以得到企业的平均收益为  $\tilde{r}(\varphi_{ks}^*) = \left[ \frac{\tilde{\varphi}_k(\varphi_{ks}^*)}{\varphi_{ks}^*} \right]^{\sigma-1} f_k$ ,然后将(14)式及  $M_m, M_n$  代入,可得部门份额比为:

$$\frac{R_n}{R_m} = \frac{\tilde{r}(\varphi_{nj}^*) M_n}{\tilde{r}(\varphi_{mi}^*) M_m} = \frac{f_n k_n (k_n + 1 - \sigma) b_n^{-\theta_n} \varphi_{nj}^{\theta_n}}{f_m k_m (k_m + 1 - \sigma) b_m^{-\theta_m} \varphi_{mi}^{\theta_m}} \quad (15)$$

由公式(8)、(12)和(15)可得:

$$\frac{\varphi_{mi}^*}{\varphi_{nj}^*} = \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{\theta_n}{\theta_m} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \left( \frac{\theta_m + 1 - \sigma}{\theta_n + 1 - \sigma} \right)^{1/(\sigma-1)} \quad (16)$$

$$\frac{\tilde{\varphi}_m(\varphi_{mi}^*)}{\tilde{\varphi}_n(\varphi_{nj}^*)} = \left[ \frac{\theta_m (\theta_n + 1 - \sigma)}{\theta_n (\theta_m + 1 - \sigma)} \right]^{1/(\sigma-1)} \frac{\varphi_{mi}^*}{\varphi_{nj}^*} = \frac{\alpha \theta_n}{\beta \theta_m} \quad (17)$$

由公式(7)、(10)、(16)、(17)可得,均衡条件下产业间最终产品的相对产值为:

$$\frac{q_m^*}{q_n^*} = \frac{\alpha}{\beta} \left[ \frac{\theta_m (\theta_n + 1 - \sigma)}{\theta_n (\theta_m + 1 - \sigma)} \right]^{\sigma/(1-\sigma)} \quad (18)$$

$$\frac{R_n}{R_m} = \frac{P_n q_n^*}{P_m q_m^*} \quad (19)$$

对公式(16)和(17)两边取对数,可得:

$$\ln R_n - \ln R_m = C + \ln P_n - \ln P_m \quad (20)$$

命题2: 产业内的最终产品相对产值( $q_{ki}/q_{kj}$ ) 取决于行业的相对劳动生产率水平( $\varphi_{ki}/\varphi_{kj}$ ),而产业间的最终产品相对产值( $q_m^*/q_n^*$ ) 则由部门产出比( $\alpha/\beta$ )、企业生产率分布参数( $\theta_m, \theta_n$ )及行业内产品的要素替代弹性( $\sigma$ )决定;产业间部门的相对份额( $R_n/R_m$ ) 依赖产业间最终产品的相对价格( $P_n/P_m$ ) 进而取决于产业间行业的平均生产率水平( $\tilde{\varphi}_m(\varphi_{mi}^*)/\tilde{\varphi}_n(\varphi_{nj}^*)$ ),行业的平均生产率水平则由产业间部门相对产出比例( $\alpha/\beta$ )及企业生产率分布参数( $\theta_m, \theta_n$ )决定。

### 三、实证分析

#### (一) 计量模型的设定

根据模型分析,要验证命题 1 和命题 2 的内在逻辑关系,首先通过公式(11)、(13)及(20)得出以相对价格为中心的基础计量模型:

1. 部门产出、就业份额取决于部门相对价格水平

$$\ln(SH) = \alpha_1 + \beta_1 \ln(P) + \gamma_1 \ln(\text{control}) + \varepsilon_{it} \quad (\text{Mod1})$$

2. 部门相对价格取决于部门相对生产率

$$\ln(P) = \alpha_2 + \beta_2 \ln(LP) + \varepsilon_{it} \quad (\text{Mod2})$$

3. 部门产出、就业份额取决于部门相对生产率

$$\ln(SH) = \alpha_3 + \beta_3 \ln(LP) + \gamma_3 \ln(\text{control}) + \varepsilon_{it} \quad (\text{Mod3})$$

其中部门份额  $SH$  分为服务业占非农部门份额  $SHR_{S,SI}$ 、服务业占国民经济总产出份额  $SHR_{S,G}$ 、服务业占非农就业份额  $SHL_{S,SI}$ 、服务业占国民经济总就业份额  $SHL_{S,G}$ ; 服务业相对价格  $P$  分为服务业与工业相对价格  $P_{S,I}$ 、服务业与工农业相对价格  $P_{S,IA}$ ; 相对劳动生产率  $LP$  分为工业与服务业的相对生产率  $LP_{I,S}$ 、工农业与服务业的相对生产率  $LP_{IA,S}$ ; 控制变量  $\text{control}$  分为  $Gov_{it}$ 、 $fd_{it}$ 、 $inv_{it}$ 、 $fdi_{it}$ 、 $trade_{it}$ 、 $pgdp_{it}$ ;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

#### (二) 指标选取及数据处理

1. 被解释变量 本文选取的产业结构变量指标为服务业的部门产出份额和服务业的就业份额,同时考虑到中国的农业是个很特殊的部门,前者分别采用服务业与非农部门产出比( $SHRS_{SI}$ )及服务业与三次产业总产出比( $SHRS_G$ );后者同样分为服务业占非农就业份额( $SHLS_{SI}$ )及服务业占三次产业总就业份额( $SHLS_G$ )。

2. 解释变量 本文基于劳动生产率、价格因素对产业结构变动影响的内在逻辑,选取了部门间的相对价格水平和相对劳动生产率作为核心解释变量,具体分为服务业相对于制造业的价格水平( $PS_{I}$ )、服务业相对于工农业部门的价格水平( $PS_{IA}$ )<sup>②</sup>;制造业相对于服务业的劳动生产率( $LPI_{S}$ )、工农业部门相对于服务业的劳动生产率( $LPIA_{S}$ )<sup>③</sup>。

3. 控制变量 本文选取的控制变量如下:(1) 财政制度 在财政分权体制背景下,地方政府与中央政府之间财权事权不匹配,地方政府为了追求 GDP 目标,必将对地区的经济发展发挥“看得见手”的作用,通过财政制度干预经济,有的研究视其为“政府干预程度”<sup>[24-26]</sup>。本文则采用地方公共财政支出占 GDP 的比重作为替代变量<sup>[27-28]</sup>。(2) 金融发展 主要从金融总量、金融结构及金融效率层面衡量,姚华和宋建对中国金融发展与产业结构升级进行了多指标交叉协整检验<sup>[28]</sup>,这里采用年末金融机构各项贷款余额占 GDP 比重来衡量金融发展<sup>[28-30]</sup>。(3) 固定资产投资 采用固定资本形成率分析对产业结构的影响,用固定资产投资完成额占 GDP 比重作为代理变量<sup>[24-31]</sup>。(4) 开放程度 按照当年汇率将各省历年 FDI 折算成人民币值,然后核算其占 GDP 的比重,并剔除物价因素的影响。(5) 国际贸易 用当年汇率核算的地区进出口总额占 GDP 比重来衡量。(6) 经济发展 用实际人均 GDP 代表经济发展程度,其中 1984 年的价格为基期价格<sup>[24 26 28 31]</sup>。

#### (三) 数据来源及处理

由于涉及的变量较多,本文选取了我国 31 个省份 1984—2014 年的数据,并分三大区域分析<sup>④</sup>。原始数据来源于《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、中经网统计数据库、中国经济与社会发展统计数据库,部分省份个别年份数据缺失<sup>⑤</sup>,并将各部门产业的物价指数作为行业的价格水平。

#### (四) 结果分析

在选择采用固定效应还是随机效应模型时,豪斯曼(Hausman)检验显示固定效应模型优于随机

效应模型<sup>⑥</sup>。本文还采用 2SLS 方法进行稳健性检验,并将解释变量的滞后一期作为工具变量,具体检验结果如表 1 所示。

表 1 产业结构调整中“鲍莫尔成本病”估计结果

模型形式 被解释变量	FE					2SLS				
	Mod1( a) lnS <sub>SI</sub>	Mod1( b) lnSL <sub>SI</sub>	Mod2 lnP <sub>SI</sub>	Mod3( a) lnS <sub>SI</sub>	Mod3( b) lnSL <sub>SI</sub>	Mod1( a) lnS <sub>SI</sub>	Mod1( b) lnSL <sub>SI</sub>	Mod2 lnP <sub>SI</sub>	Mod3( a) lnS <sub>SI</sub>	Mod3( b) lnSL <sub>SI</sub>
lnP <sub>SI</sub>	0.383*** (24.06)	0.211*** (11.01)				0.383*** (21.64)	0.271*** (12.56)			
lnR <sub>JS</sub>			0.350*** (16.62)	0.060*** (4.14)	0.335*** (35.30)			0.380*** (16.37)	0.072*** (4.43)	0.329*** (31.85)
lnGov	0.073*** (4.78)	0.075*** (4.09)	-0.016 (-0.58)	0.067*** (3.46)	0.070*** (5.55)	0.058*** (3.89)	0.092*** (5.00)	-0.047* (-1.67)	0.043** (2.22)	0.070*** (5.62)
lnfd	0.118*** (7.87)	0.040** (2.23)	0.294*** (11.36)	0.238*** (13.31)	0.075*** (6.38)	0.111*** (7.47)	0.020 (1.11)	0.286*** (11.14)	0.229*** (12.76)	0.072*** (6.31)
lninv	-0.122*** (-10.61)	0.004 (0.29)	-0.054** (-2.45)	-0.122*** (-8.04)	-0.081*** (-8.15)	-0.119*** (-10.70)	0.000 (0.02)	-0.061*** (-2.81)	-0.123*** (-8.11)	-0.078*** (-8.05)
lnfdi	0.015*** (5.80)	0.031*** (9.89)	0.012** (2.53)	0.025*** (7.24)	0.018*** (8.05)	0.013*** (4.76)	0.035*** (10.67)	0.003 (0.65)	0.019*** (5.34)	0.020*** (8.46)
lntrade	0.008 (1.13)	0.013 (1.45)	0.033** (2.46)	0.023** (2.48)	0.012** (2.02)	0.009 (1.28)	0.012 (1.31)	0.030** (2.22)	0.023** (2.40)	0.014** (2.32)
lnpgdp	0.111*** (6.58)	-0.037* (-1.83)	-0.140*** (-4.45)	0.019 (0.87)	0.069*** (4.86)	0.098*** (5.78)	0.000 (0.01)	-0.159*** (-5.02)	0.001 (0.05)	0.068*** (4.85)
_cons	3.322*** (24.13)	3.913*** (23.59)	1.198*** (4.77)	3.972*** (22.83)	3.486*** (30.73)					
N	930	930	930	930	930	912	912	912	912	912
r2_a	0.590	0.531	0.615	0.337	0.778	0.582	0.546	0.610	0.290	0.788
F	196.633	155.310	217.700	72.850	469.234	160.445	163.526	208.612	58.204	446.757

注: 1. 括号内数值表示 t 统计量的估计值; \*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 2. 数据来源: 作者通过 Stata14 计算整理。

### 1. 产业结构调整中“鲍莫尔成本病”的实证结果分析

表 1 给出了全国层面的估计结果,从模型的检验看,各模型都显著具有很强的解释力。可以看出,无论是部门相对产值份额还是部门相对就业份额对相对价格水平及相对劳动生产率的弹性都具有明显的促进作用,而且验证了部门相对劳动生产率决定部门相对价格。命题 1、命题 2 得到了充分证实。

具体而言,Mod1( a) 显示服务业相对于工业的价格水平与服务业占非农部门产值份额之间的弹性为 0.383,也就是说服务业相对价格每变动 1%,则服务业的部门份额会变动 0.383%。从 Mod1( b) 考察服务业相对价格与服务业占非农就业比之间的关系,得出两者之间的相对弹性为 0.211。Mod3( a) 估计结果证实了工业相对于服务业的劳动生产率对服务业部门产值份额提升具有显著的决定作用,两者相对弹性为 0.060。Mod3( b) 估计结果显示,工业相对于服务业劳动生产率的提升有利于部门间劳动力向服务业转移,两者相对弹性为 0.335。最为重要的两个核心变量即服务业相对于工业价格水平与工业相对于服务业的劳动生产率,由 Mod2 结果验证了两者之间具有显著的正相关性,也就是工业相对生产率的提升促进了服务业相对价格的提升,两者之间的弹性系数为 0.350。同时 2SLS 显示的结果与 FE 模型的回归系数相差甚微,并通过弱工具变量检验得知核心变量的内生性问题不会对估计结果造成实质性影响。

本文的核心思路是考察中国产业结构调整中是否存在 Baumol-Bowen 效应,即“服务业成本病”是否存在。分析计量估计结果的内在逻辑为:工业相对于服务业的劳动生产率的提高决定服务业相对于工业价格水平的提升,同时相对价格水平的提升进一步提高了服务业占非农部门的产值份额,以及提高了服务业占非农就业的比重,也就是价格水平提升促使生产要素由较高劳动生产率部门(工业)流向较低劳动生产率部门(服务业),从而证实了命题 1 和命题 2 的基本结论。前文分析中

国产业结构演变的事实,发现中国经济发展中存在“服务业之谜”现象,且经济结构调整过程也符合 Baumol-Bowen 效应的内在逻辑。服务业部门份额的提升,导致了“服务业成本病”的出现,促使生产要素向较低生产率部门流动,进而引起了经济增速放缓。

## 2. 稳健性检验

虽然上述分析结果在一定程度上验证了理论假说 Baumol-Bowen 效应的存在,但是仍然面临着一些问题。其中一个突出的问题就是,在经济转型过程中东、中、西部地区的工业化水平差异较大,服务业部门份额的提升究竟是带来经济增速的“结构红利”,还是出现降低经济增速的“成本病”现象?因此,本部分将分不同地区,把农业部门考虑在内重新度量产业结构调整效应并进行估计结果的稳健性检验。

表 2、表 3 给出了分区域考虑整个产业结构调整的结果。东、中、西部地区的服务业相对于工农业的价格水平与服务业占整个国民经济部门的产值份额以及与服务业占就业总人数比重之间的相对弹性具有显著的正相关关系;工农业部门相对于服务业的劳动生产率水平与服务业占整个国民经济部门的产值份额以及与服务业占就业总人数比重之间的相对弹性具有显著的正相关关系;工农业相对于服务业的劳动生产率水平决定服务业相对于工农业部门的价格水平<sup>⑦</sup>。这与本文的命题 1 和命题 2 相吻合,同时也证实了中国产业结构演进在地区间的 Baumol-Bowen 效应即“结构-速度-效率”之间的内在逻辑。

表 2 稳健性检验:不同地区部门份额比

模型 被解释变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	Mod1( a) lnS_GDP	Mod2 lnP_SAI	Mod3( a) lnS_GDP	Mod1( a) lnS_GDP	Mod2 lnP_SAI	Mod3( a) lnS_GDP	Mod1( a) lnS_GDP	Mod2 lnP_SAI	Mod3( a) lnS_GDP
lnP_SAI	0.459*** (18.78)			0.788*** (12.36)			0.361*** (11.00)		
lnR_AIS		0.338*** (11.91)	0.094*** (4.51)		0.126*** (3.09)	-0.132** (-2.57)		0.349*** (10.49)	-0.008 (-0.28)
lnGov	0.157*** (7.09)	-0.008 (-0.18)	0.151*** (4.84)	0.116*** (2.89)	0.003 (0.07)	0.100* (1.94)	-0.043 (-1.65)	0.002 (0.06)	-0.044 (-1.45)
lnfd	0.074*** (3.41)	0.347*** (9.37)	0.244*** (8.95)	-0.086* (-1.89)	0.174*** (3.84)	0.116** (2.04)	0.217*** (7.40)	0.161*** (3.84)	0.277*** (8.22)
lninv	-0.099*** (-6.39)	-0.154*** (-5.11)	-0.154*** (-6.94)	-0.014 (-0.43)	0.167*** (4.41)	0.242*** (5.10)	0.080*** (3.17)	-0.002 (-0.06)	0.129*** (4.21)
lnfdi	0.065*** (14.30)	0.060*** (7.42)	0.096*** (16.13)	0.051*** (8.03)	0.015** (2.32)	0.070*** (8.68)	0.015*** (3.19)	-0.013* (-1.96)	0.015*** (2.67)
lntrade	-0.012 (-1.29)	0.008 (0.42)	0.002 (0.18)	-0.021 (-0.93)	-0.014 (-0.59)	-0.054* (-1.88)	0.062*** (4.55)	-0.020 (-1.04)	0.053*** (3.34)
lnpgdp	0.016 (0.59)	-0.299*** (-6.03)	-0.175*** (-4.78)	0.293*** (6.58)	-0.050 (-1.04)	0.162*** (2.71)	0.061** (2.02)	0.013 (0.29)	0.006 (0.15)
_cons	3.250*** (15.90)	2.616*** (7.23)	4.710*** (17.65)	1.382*** (3.79)	-0.100 (-0.27)	1.338*** (2.88)	3.182*** (12.20)	0.175 (0.46)	3.328*** (10.91)
N	338	338	338	244	244	244	348	348	348
r2_a	0.891	0.803	0.784	0.742	0.711	0.581	0.669	0.495	0.548
F	395.153	198.387	177.277	101.595	87.398	50.187	102.916	51.201	62.650

注:(1)括号内数值表示t统计量的估计值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;(2)所有计量模型均采用面板数据的多元线性模型、固定效应不变系数模型。

三大区域也表现出了一些区域性特征。与全国平均水平0.383相比,东、中、西部服务业相对于工农业的价格水平与服务业占整个国民经济部门的产值份额之间的相对弹性分别为0.459、0.788、0.361。从逆向分析看,服务业相对份额每提升1%,服务业的相对价格将会提升几个百分点,由此可以验证东部地区的相对价格水平提升高于全国平均水平、中部地区及西部地区,西部地区处于东部与中部地区之间而且高于全国平均水平。同时,可以证实在考虑农业部门在内的产业结构调整中“服务业成本病”现象更加突出。对于这种情况,我们可以从工业化进程视角分析,东部地区服务业

尤其是现代服务业发展迅猛,地区发展基本处于工业化后期甚至进入后工业化阶段,较低劳动生产率的服务业部门份额的提升带来相对价格水平的激增;中部地区经济增长还主要依靠工业特别是优先发展作为地区“支柱产业”的先进制造业,从而使得较高劳动生产率的工业部门导致的相对价格提升不很明显;西部地区经济发展落后,处于工业化初期甚至某些地区处于前工业化阶段,工业化进程缓慢,西部大开发政策促使西部地区旅游业等服务业迅猛发展,从某种程度上服务业的发展速度高于工业,这也是导致西部地区服务业相对价格与服务业部门份额之间的相对弹性较低的原因。

下面将考察部门间生产要素(劳动力)的流动。通过表3可以得出东、中、西部服务业相对于工农业的价格水平与服务业占就业总人数比重之间的相对弹性分别为0.444、0.455、0.249,证实了服务业相对价格水平的提升促使劳动力由工农业部门向服务业部门转移的趋势。而弹性系数的大小体现我国各个地区生产要素流动速度的高低,在相对价格水平同等变化比例下,中部地区由工业部门向服务业部门的要素流动更加迅速,其次是西部,而东部地区产业结构趋于合理化,生产要素流动速度低于全国平均水平,另外可验证涵盖农业部门的产业结构调整中劳动力要素的流动性更强。

从东、中、西部地区的实证结果看,服务业相对于工农业价格水平与工农业相对于服务业的劳动生产率之间具有正向关系,从而证实相对劳动生产率决定相对价格水平的结论。相对劳动生产率决定部门产值份额或部门就业比重,因此要考察工农业相对于服务业的劳动生产率、服务业的部门产值份额以及服务业占就业总人数的比重。在东、中部地区相对劳动生产率与部门份额具有显著的正向关系,也就是工农业相对于服务业的劳动生产率的不断提升,导致服务业相对于工农业价格水平提高,进而促使服务业占整个国民经济部门的产值份额上升,即证实了地区间存在Baumol-Bowen效应。同时,全国及东、中部地区工农业相对于服务业的劳动生产率与服务业占就业总人数比例之间的相对弹性分别为0.638、0.613、0.521,验证了服务业成本病的存在。在西部地区,我们发现工农业相对于服务业的劳动生产率与服务业占整个国民经济部门的产值份额之间是一种负向关系,而工农业相对于服务业的劳动生产率与服务业占就业总人数比却是一种正向的促进关系,也就是说在西部地区,工业劳动生产率的相对提高,促使生产要素不断流向服务业部门,而服务业的部门份额却出现了下降趋势,也就是说在西部地区“服务业成本病”现象还不明显,这可能是由在工业化初期产业结构调整中“结构红利”因素引起。

#### 四、简要结论及启示

在工业化向城市化的发展进程中,服务业比重的提升是产业结构调整的重要趋势。而这一趋势对经济增长的影响,鲍莫尔的“非均衡”理论进行了诠释,即在此过程中可能会出现“服务业成本病”,进而

表3 稳健性检验:不同地区部门就业比

模型 被解释变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	Mod1(b)	Mod3(b)	Mod1(b)	Mod3(b)	Mod1(b)	Mod3(b)
lnP_SAI	0.444*** (7.17)		0.455*** (5.47)		0.249*** (4.53)	
lnR_AIS		0.638*** (32.38)		0.613*** (15.94)		0.521*** (19.22)
lnGov	0.128** (2.27)	0.145*** (4.96)	-0.041 (-0.79)	0.005 (0.13)	-0.034 (-0.78)	-0.027 (-0.87)
lnfd	-0.027 (-0.49)	0.036 (1.40)	0.058 (0.97)	-0.019 (-0.44)	0.197*** (4.01)	0.230*** (6.76)
lninv	0.147*** (3.75)	-0.044** (-2.10)	0.317*** (7.17)	0.092** (2.58)	0.329*** (7.81)	0.166*** (5.34)
lnfdi	0.055*** (4.72)	0.056*** (9.94)	0.072*** (8.69)	0.061*** (9.98)	0.044*** (5.70)	0.025*** (4.54)
lntrade	0.074*** (3.06)	-0.012 (-0.95)	-0.073** (-2.50)	-0.025 (-1.15)	0.084*** (3.73)	0.084*** (5.27)
lnpgdp	-0.205*** (-3.01)	0.092*** (2.66)	-0.018 (-0.30)	0.182*** (4.05)	-0.120** (-2.38)	0.079** (2.10)
_cons	3.496*** (6.73)	2.565*** (10.21)	2.034*** (4.28)	1.904*** (5.47)	2.861*** (6.56)	2.635*** (8.54)
N	338	338	244	244	348	348
r2_a	0.708	0.921	0.839	0.914	0.765	0.883
F	118.919	561.082	182.402	368.647	164.378	375.286

注:1. 括号内数表示t统计量的估计值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;2. 所有计量模型均采用面板数据的多元线性模型、固定效应不变系数模型。

导致经济增长的“结构性减速”这对于“新常态”下经济政策的制定具有重要意义。本文通过实证检验,得出了以下结论:

第一,生产率增长率的“非均衡性”致使产业结构调整中出现“鲍莫尔成本病”现象。本文的实证检验结果发现服务业部门的生产率发展“滞后”,而服务业在整个国民经济中的名义产出份额及就业份额不断增加,从而“拉低”了整个国民经济的平均生产率,使得经济增速放缓,经济发展处于“低迷”状态,出现产业结构演变的“Baumol-Bowen 效应”,也就是“鲍莫尔成本病”现象。

第二,鲍莫尔“非均衡增长理论”核心逻辑是相对劳动生产率通过价格机制作用于部门产出份额及就业份额。其传导机制为:劳动生产率与相对价格之间呈反向关系,而服务业部门生产率发展相对“滞后”,进而使得服务业部门的价格或者成本不断攀升,在需求价格无弹性时,服务业部门的产出份额将不断提高。在整个国民经济中,服务业部门的份额持续增加,降低了整个经济的平均生产率水平,这种生产率的非均衡增长带动了产业结构的调整。因此,形成了“效率-结构-速度”一体化的理论体系。

第三,我国区域间经济发展不均衡导致出现不同程度的“成本病”现象。在经济发达的东部地区,尤其是沿海各个省份,随着现代服务业的发展,服务业部门所占国民经济比重越来越高,导致地区经济发展速度迟缓,明显存在“成本病”现象,而中部地区也不同程度存在这种现象。在经济发展相对落后的西部地区,服务业发展相对迟缓,对地区经济发展影响较小,“成本病”现象不显著。

基于本文的研究结论,关于“新常态”下经济增长与产业结构调整的问题,我们可以得到以下启示:

第一,经济“新常态”下,要高度重视经济增长与产业结构调整中“服务业成本病”之间的负相关关系,在“稳增长”与“调结构”之间把握战略平衡。在过去的30多年里,中国实现了经济的飞速发展,旧的发展模式显然已不再适用,亟需创新发展模式。为此,我们需要把握经济发展的客观规律,辩证看待“速度”与“结构”之间的关系,尤其在增速转换期,要保持经济在合理的区间运行,加快产业结构战略性调整。

第二,要理性看待产业结构调整中的“服务业成本病”现象,不要视其为一种“病态”。工业部门生产率的不断提升,形成了更大规模的产能,这就需要更大规模的服务业尤其是生产性服务业与之相匹配。发达国家的经济发展历程表明,服务业部门提升与增速放缓是经济发展更高阶段的客观规律,也是产业升级的必由之路。如果服务业部门的提升能够形成更高水平的工业生产率,进而弥补服务业部门提升带来的经济增速放缓,中国就有可能走出“调结构”与“转方式”的两难选择,实现两者之间良性互动。

第三,中国经济在向发达国家追赶的当下,体制性、结构性的问题日益凸显,这些问题既是阻碍未来经济发展的因素,也是构筑经济潜在增长的动力。因此,要以创新驱动建设,释放生产率提升空间,为我国经济提质增效和转型升级注入新活力,重塑经济增长的新动力。

注释:

- ① 本文只考虑劳动力,没有将资本等其他生产要素纳入产业结构模型,但是不影响最后得出的结论。
- ② 具体核算方法:以第二产业为例,第二产业增加值以1984年产值为基期,第二产业实际增加值 = 第二产业增加值指数(上年 = 100) × 上一期第二产业产值,第三产业实际产值及实际GDP都用同样的方法得到。GDP平减指数 = 名义GDP/实际GDP。
- ③ 核算方法:部门的劳动生产率 = (部门名义GDP/部门GDP平减指数) / 部门就业人数,即指部门实际的劳动生产率水平。另在核算工、农业部门时,将两者视为一个整体核算,即工农业的劳动生产率 = 工农业实际GDP/工农业就业总人数。
- ④ 按照中国经济发展情况分为三大区域,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、广西、内

蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏。

- ⑤河北、浙江、福建、海南、湖北、重庆地区 1984 年三次产业就业人数缺失,黑龙江 2011—2014 年三次产业人数缺失,采用移动平均法将数据补齐;西藏 1984—1997 2013—2014 年外商直接投资数据缺失。
- ⑥随机效用模型及 OLS 计量回归结果未在文中列出,如有需要可向作者索取。
- ⑦这里是整体而言的结论,特殊情况是西部地区的相对劳动生产率水平与部门份额之间具有负相关关系,也就是下文所要交代的产业结构调整中的“结构红利”。

#### 参考文献:

- [1] 亚当·斯密. 国富论[M]. 郭大力,王亚南,译. 北京: 商务印书馆, 2007.
- [2] BAUMOL W J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis [J]. American economic review, 1967, 57(3): 415-426.
- [3] VINCENTI C D. Baumol's disease, production externalities and productivity effects of intersectoral transfers [J]. Metroeconomica, 2007, 58(3): 396-412.
- [4] NGAI L R, PISSARIDES C A. Structural change in a multisector model of growth [J]. American economic review, 2007, 97(1): 429-443.
- [5] BERGSTRAND J H. Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence [J]. American economic review, 1991, 81(1): 325-334.
- [6] FALVEY R E, GEMMELL N. Explaining service-price differences in international comparisons [J]. American economic review, 1991, 81(5): 1295-1309.
- [7] CURTIS D C A, MURTHY K S R. Economic growth and restructuring: a test of unbalanced growth models [J]. Applied economics letters, 1998, 5(12): 777-780.
- [8] MÖLLER J. Income and price elasticities in different sectors of the economy: an analysis of structural change for Germany, the UK and the USA [M]//RAA T T, SCHETTKAT R. The growth of service industries: the paradox of exploding costs and persistent demand. London: Edward Elgar Publishing, 2001: 167-208.
- [9] 程大中. 中国服务业增长的特点、原因及影响——鲍莫尔-富克斯假说及其经验研究[J]. 中国社会科学 2004(2): 18-32+204.
- [10] BAUMOL W. Paradox of the services: exploding costs, persistent demand [M]//RAA T T, SCHETTKAT R. The growth of service industries: the paradox of exploding costs and persistent demand. London: Edward Elgar Publishing, 2001: 3-28.
- [11] BALASSA B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal [J]. Journal of political economy, 1964, 72(6): 584-596.
- [12] ASEA P K, MENDOZA E G. The Balassa-Samuelson model: a general-equilibrium appraisal [J]. Review of international economics, 1994, 2(3): 244-267.
- [13] COTO-MARTINEZ J, REBOREDO J C. The Balassa-Samuelson effect in an imperfectly competitive economy: empirical evidence for G7 countries [EB/OL]. (2003-04-23) [2016-11-10]. <http://repec.org/mmfc03/Coto-Martinez.pdf>.
- [14] UNAYAMA T. Product variety and real exchange rates: the Balassa-Samuelson model reconsidered [J]. Journal of economics, 2003, 79(1): 41-60.
- [15] 卢锋, 刘鋈. 我国两部门劳动生产率增长及国际比较(1978—2005)——巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察[J]. 经济学(季刊) 2007(2): 357-380.
- [16] 林毅夫. 关于人民币汇率问题的思考与政策建议[J]. 世界经济 2007(3): 3-12.
- [17] 王泽填, 姚洋. 结构转型与巴拉萨-萨缪尔森效应[J]. 世界经济 2009(4): 38-49.
- [18] 王雪珂, 姚洋. 两国相对生产率与巴拉萨-萨缪尔森效应: 一个经验检验[J]. 世界经济 2013(6): 18-35.
- [19] 袁富华. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”: 一种解释[J]. 经济研究 2012(3): 127-140.
- [20] 吕健. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济 2012(9): 31-43.
- [21] 沈坤荣, 滕永乐. “结构性”减速下的中国经济增长[J]. 经济学家 2013(8): 29-38.
- [22] 李翔, 刘刚, 王蒙. 第三产业份额提升是结构红利还是成本病[J]. 统计研究 2016(7): 46-54.

- [23]贺京同,何蕾.要素配置、生产率与经济增长——基于全行业视角的实证研究[J].产业经济研究,2016(3):11-20.
- [24]聂爱云,陆长平.制度约束、外商投资与产业结构升级调整——基于省际面板数据的实证研究[J].国际贸易问题,2012(2):136-145.
- [25]于斌斌.产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J].中国工业经济,2015(12):83-98.
- [26]高远东,张卫国,阳琴.中国产业结构高级化的影响因素研究[J].经济地理,2015(6):96-101+108.
- [27]ZHANG X B. Fiscal decentralization and political centralization in China: implications for regional inequality [Z]. Journal of comparative economics, 2006, 34(4): 713-726.
- [28]郑若谷,干春晖,余典范.转型期中国经济增长的产业结构和制度效应——基于一个随机前沿模型的研究[J].中国工业经济,2010(2):58-67.
- [29]姚华,宋建.中国金融发展与产业结构升级协整关系的多指标交叉检验[J].湖南大学学报(社会科学版),2016(1):76-82.
- [30]LEVINE R. Finance and growth: theory and evidence [Z]. NBER working paper, 2004, No. 10766.
- [31]付宏,毛蕴诗,宋来胜.创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000—2011年的省际面板数据[J].中国工业经济,2013(9):56-68.

(责任编辑:雨珊)

## Industrial structure , economic growth and Baumol’s cost disease: empirical evidence from China

SONG Jian , ZHENG Jianghuai

( School of Economics , Nanjing University , Nanjing 210093 , China)

**Abstract:** Based on the existence of “Paradox of the Services”, the key to verify the “efficiency-structure-speed” relationship proposed by Baumol’s unbalanced growth model is not the price elasticity of demand in the service industry, but the effect of productivity on the relative price. This paper constructs a “Lyontief” complementary utility function of service industry and industrial sector, and reconstructs Baumol’s unbalanced growth model. Using empirical analysis of panel data of 31 provinces of China from 1984 to 2014 to verify the relationship between the relative labor productivity of industry & agriculture to service industry, relative price level of service sector to industry & agriculture, the output weight of service industry in non-agricultural and the entire national economy, the employment share of service sector in non-agricultural and the entire national economy. Its internal logic is the relative productivity determines the relative price level, the relative price changes enhance the share of service sector, thereby reducing the rate of economic growth. It is concluded that there is the “efficiency-structure-speed” relationship revealed by Baumol’s unbalanced growth model: the relative rise of industrial productivity leads to the relative increase in prices and employment share of service industry, which slows down the growth rate. Under “the New Normal”, the internal relationship between efficiency improvement, structural adjustment and slowdown of growth should be concerned with corresponding theoretical basis and empirical support. Meanwhile, the phenomenon of “service cost disease” in the structural adjustment should be treated rationally, to realize the benign interaction between “structure” and “speed”.

**Key words:** industrial structure; economic growth; Baumol’s cost disease; Baumol-Fuchs hypothesis; Baumol-Bowen effect