

经济和管理

收入效应、价格效应与 服务业就业增长

——基于状态空间模型的动态估计*

张颖熙 夏杰长

【摘要】从服务业整体上看,收入需求富于弹性与劳动生产率相对滞后是促进服务业就业增长的主要因素;从服务业内部行业看,以批发零售贸易和餐饮业为代表的传统服务业,其相对劳动生产率持续下降,价格效应由削弱效应变为正向增强效应,有力地带动了行业就业比重快速增长,而以房地产行业与金融保险业为代表的现代服务业极富价格弹性,价格效应是推动其就业份额提高的主导因素。

【关键词】服务业 就业 收入效应 价格效应 劳动生产率

【中图分类号】F719 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1000-2952(2012)04-0018-10

一、引言

从20世纪下半叶开始,科学技术的进步推动了社会生产力和物质文明的加速发展,使不少发达国家的经济结构发生了巨大的变化,这种变化最重要和最显著的特征就是服务业成为经济发展中的主导产业。经济结构服务化的重要特征之一就是劳动就业从农业、制造业向服务业转移以及制造业中服务部门劳动力所占比重不断提高。如2002年在OECD国家中,平均约有40%的制造企业员工从事与服务相关的工作。我国经济结构服务化进程自改革开放之初就已经启动。从劳动力的产业分布变化来看,服务业持续从制造业和农业中吸收劳动力。据统计,1994年,我国第三产业从业人员比重达到23%,超过了第二产业;2010年,第三产业

从业人员26332万人,就业比重达34.6%,高于制造业就业近6个百分点。

对于服务业就业的增长原因,国内外学者做过大量的深入研究。最早研究服务业就业增长的是Baumol(1967)和Fuchs(1968),他们提出了著名的鲍穆尔-富克斯假说,并在此基础上构建了两部门非均衡增长宏观经济模型。Fuchs(1968)认为,服务业就业份额的增长应归结于服务业与制造业劳动生产率增长的差异对

* 本文系国家社科基金重大项目《中国现代服务业发展战略研究》(项目编号:08&ZD041)和中国社会科学院创新工程项目《中国中长期服务经济发展战略研究》的阶段成果。

服务相对价格的影响。^① Baumol (1967) 在非均衡增长模型基础上, 推导出了服务部门就业份额的均衡增长路径, 即服务业就业份额的增长、服务业劳动生产率增长、制造业劳动生产率增长和服务需求的价格弹性与收入弹性之间存在内在联系。^② Pierre Mohnen 等 (1992) 对加拿大经济在 1962 年至 1991 年间劳动生产率与就业转换的事实进行研究时发现, 就业转向服务部门在某种程度上反映了服务业劳动生产率的停滞, 也就是说, 劳动生产率增长与就业增长之间是负相关的。^③ Appellbaum & Schettkat (1995) 的研究指出, 劳动生产率的高低并不是影响某个产业就业数量的唯一因素。他们发现, 尽管 20 世纪 70 年代以来, 美国制造业生产率提高确实导致其就业的削减, 但在五六十年代, 人均劳动力产出的增加 (劳动生产率上升) 却提高了就业水平。他们认为, 这种现象的根源在于需求价格弹性的变化使产品市场行为发生了变化。假定生产率提高对价格有一个削弱效应 (dampening effect), 当商品的需求价格弹性较高时, 对产出 (就业) 的拉动效应将足以弥补生产率提高对产出 (就业) 的削弱效应; 而当商品的需求价格弹性较低 (缺乏弹性) 时, 其拉动效应则不足以弥补就业的下降。因此, 在一些合理假定下, 服务部门生产率的提高不仅会提升整个经济生产率增长, 而且还将增加服务的真实产出份额, 加快就业向服务部门转换。^④ Giovanmi Russo & Ronald Schettkat (1999) 的研究认为, 最终需求的变化影响了就业结构的动态变化, 最终需求结构, 特别是消费结构的变化在决定部门相对就业增长时扮演了重要角色。^⑤ Schettkat & Yocarini (2005) 在总结就业向服务业转移的相关文献时发现, 服务业就业增长与三个因素有关: 一是产业间劳动生产率的差异, 即服务业相对较低的劳动生产率导致其就业吸纳能力增强; 二是社会分工, 特别是外包的出现, 促使服务业从制造业中剥离出来; 三是最终需求的变化。其中, 劳动生产率差异和最终需求的变化是影响服务业就业增长的关键因素。^⑥

国内学者程大中 (2004) 从技术层面系统

估算了 20 世纪 90 年代中国各地区服务业以及服务业各部门需求的价格弹性与收入弹性, 发现从全国范围看, 服务需求普遍缺乏收入弹性和价格弹性。中国服务业的就业份额增长较快主要源于其整体的劳动生产率增长滞后, 很容易引发“成本病”。^⑦ 王俊 (2008) 的研究表明, 制造业相对于服务业劳动生产率的提高会促进服务业各行业就业的增长, 其劳动生产率差距越大, 服务业吸纳劳动力的能力越强。^⑧ 张原 (2011) 认为, 我国服务业的就业吸纳能力依赖于该部门相对滞后的劳动生产率及其较低的产出价格弹性和收入弹性。^⑨ 张建升、谭伟 (2011) 利用中国 1978 年至 2009 年的相关数据, 运用向量自回归 (VAR) 模型对鲍穆尔—富克斯假说进行了验证。研究表明, 服务业劳动生产率增长的相对滞后对就业的影响是动态的, 即在短期内, 具有正向影响, 而从长期看, 则具有微弱的负向影响, 服务业劳动生产率增长滞后不利于就业的增长。^⑩

- ① Fuchs V. R., Production and Productivity in the Service Industries, NBER, 1968.
- ② Baumol William J., Macroeconomics of Unbalanced Growth, American Economic Review, 57, 1967.
- ③ Mohnen Pierre A., The Relationship between R&D and Productivity Growth in Canada and Other Major Industrialized Countries, Canada Communication Group, 1992.
- ④ Appelbaum E. and R. Schettkat, Employment and Productivity in Industrialized Countries, International Labour Review, 134, 1995, pp. 605—623.
- ⑤ Russo G., Schettkat R., Are Structural Economic Dynamics a Myth? Changing Industrial Structure in the Final Product Concept, Economia & Lavoro 33 (3—4), 1999, pp. 173—188.
- ⑥ Ronald Schettkat, Lara Yocarini, The Shift to Services Employment: A Review of the Literature, Structural Change and Economic Dynamics, 2005, pp. 127—147.
- ⑦ 程大中:《中国服务需求弹性的估计——基于 Baumol 模型的分析》,《南京大学商学院学报》2004 年第 2 期。
- ⑧ 王俊:《服务业就业增长之谜:对鲍穆尔—富克斯假说的再检验》,《人口与经济》2008 年第 6 期。
- ⑨ 张原:《中国服务业就业吸纳能力下降之谜——基于 Baumol 模型扩展的理论分析与实证研究》,《贵州财经学院学报》2011 年第 1 期。
- ⑩ 张建升、谭伟:《服务业劳动生产率滞后对就业的动态影响——对鲍穆尔—富克斯假说的检验》,《生产力研究》2011 年第 12 期。

以往理论和实证研究一致认为服务部门的就业吸纳能力主要依赖于其相对滞后的劳动生产率。事实上,除了劳动生产率因素之外,服务产品的收入弹性、价格弹性以及它们与劳动生产率的组合关系也是影响服务业就业吸纳能力的重要因素。从理论上讲,大多数研究均借鉴了非均衡增长理论的观点。虽然服务业存在“成本病”问题已被人们接受,但毕竟 Baumol 模型是在上个世纪六十年代提出的,随着信息技术的迅猛发展与信息时代的到来,与信息技术相关的服务业生产率停滞的假设显然难以成立。同时,从实证上看,以往研究产业的需求弹性(包括收入弹性和价格弹性)都是假定弹性系数在一定时间内是固定的,即假定弹性系数的非时变性,并在非时变弹性系数的基础上,分析产业的产出份额与就业份额的变化趋势。但实际上,随着需求结构的变动,产业的弹性系数是动态变化的。

因此,本文试图在一个全新的宏观经济框架下,探讨服务业就业增长的关键因素,并从以下三个方面做出努力和创新:(1)引入 Joachim Möller 的理论分析框架,构造一个适用于分析不同行业就业变动的宏观经济模型;(2)运用状态空间模型的 KALMAN 滤波方法,检验并估计我国服务行业的时变价格弹性和收入弹性系数;(3)在宏观经济模型的分析框架内,综合劳动生产率差异、价格效应和收入效应,定量分析三个因素对服务业就业增长的影响及其长期趋势。

二、理论分析框架

本文采用 Joachim Möller (2001)^① 的理论分析框架。这个理论框架是在 Blanchard & Kiyotaki (1987)^② 的产业需求函数以及价格加成等式基础上,构造了一个适用于分析国民经济中不同行业产出(就业)变动的宏观经济模型。与 Baumol 两部门非均衡模型不同,Möller 模型不以制造业的生产率作为相对生产率的衡量基准,而是以整个宏观经济的平均生产率作为相对生产率衡量的基准,并且除了相对生产

率因素以外,还考虑了产出因素对就业的影响。因而,与 Baumol 模型相比,Möller 模型的假定前提更具一般性,该模型适用于整体经济背景下分析多产业结构变动。Möller 模型的基本关系式如下:

$$\hat{q}_i = \hat{l}_i + \hat{\pi}_i \quad (1)$$

$$\hat{q}_i = -\varepsilon_i (\hat{p}_i - \hat{p}) + \eta_i \hat{y} \quad (2)$$

$$\hat{p}_i = \hat{w}_i - \hat{\pi}_i \quad (3)$$

y 和 p 分别表示一个经济体的国民收入和价格总水平, q_i 、 l_i 、 π_i 、 p_i 、 w_i 分别表示行业 i 的产出、就业、劳动生产率、价格和工资水平。需要说明的是,在模型关系式中,上述变量表示的都是其原始含义的自然对数值,而符号“ $\hat{\cdot}$ ”表示进一步取其一阶差分(一阶导数)数值。模型关系式中的参数 ε_i 和 η_i , 则分别表示行业 i 的价格弹性和收入弹性。

假定劳动力可以在行业间自由流动,那么,行业 i 的工资和总工资将与收入和产出的增长路径相同,即:

$$\hat{w}_i = \hat{w} = \hat{y} = \hat{q} \quad (4)$$

对(2)和(3)进行代数变换可得到:

$$\hat{q}_i - \hat{q} = \varepsilon_i (\hat{\pi}_i - \hat{\pi}) + (\eta_i - 1) \hat{y} \quad (5)$$

$$\text{结合(1)可得: } \hat{l}_i - \hat{l} = (\varepsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi}) + (\eta_i - 1) \hat{y} \quad (6)$$

这样,某个产业(行业)相对于总体经济的就业水平就由以下三个因素决定:

劳动生产率: $\hat{\pi}_i \neq \hat{\pi}$;

需求收入弹性: $\eta_i \neq 1$;

需求价格弹性: $\varepsilon_i \neq 1$ 。

方程(6)说明,某一产业(行业) i 就业份额的变动,取决于该产业(行业)的收入弹性、价格弹性以及劳动生产率等变量的数值大小。例如,假定其他条件不变,若需求富有价

① Beibinger T. and J. Möller, Unemployment-theoretical Explanations, in H. Wagner (ed), Globalization and Unemployment, Berlin, Heidelberg, New York: Springer, 2001, pp. 89-133.

② Blanchard O. and N. Kiyotaki, Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand, American Economic Review, 1987, pp. 647-666.

格弹性 ($\epsilon_i > 1$)，则行业 i 的就业份额将随着相对生产率的改进而增加。同样，在生产率差异为正的情况下 ($\hat{\pi}_i - \hat{\pi} > 0$)，给定行业的就业随着需求价格弹性增加而递增。同理，若行业 i 富有收入弹性，该行业的就业份额将随着收入弹性的增加而增加，反之就会减少。

三、计量分析

计量分析是在上述宏观模型的分析框架下，运用计量模型来估计服务需求的收入弹性和时变价格弹性，并在综合收入效应、价格效应和生产率差异等因素的基础上，定量研究我国服务业（及其主要子行业）就业的变化趋势。

（一）状态空间模型的设定

已有的文献中，对服务业价格弹性的估计多是采用最小二乘法、协整和误差修正技术等固定参数模型的估计方法。事实上，受体制改革、政策变动以及各种外界冲击等因素的影响，经济参数往往也会发生变化，这种变化用以往的普通最小二乘法等固定参数模型无法体现，而基于可变参数的状态空间模型能够估计出参数的长期变化趋势。

状态空间模型一般由两部分组成：观测方程与状态方程。其中，观测方程为：

$$y_t = X_t \beta_t + \epsilon_t \quad (7)$$

y 是因变量向量， X 是解释变量的一致矩阵， ϵ 是随机扰动项向量。与一般的研究方法不同的是，状态空间模型中假定系数向量 β_t 具有时变性。进一步，假定系数向量服从随机游走过程，则描述系数向量 β_t 变化的状态方程为：

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad (8)$$

式 (7) 与式 (8) 中的扰动项 ϵ_t 与 v_t 是独立同分布的，其协方差矩阵分别为 R 与 Q 。一般情况下，由于模型的参数较少，可以假设 R 与 Q 为对角矩阵。如果元素 Q_{ii} 等于零，则一致参数 β_t 不随时间而变化，反之参数则是时变的。通过状态空间模型估计出矩阵 R 与 Q ，即超参数 (hyperparameter)，同时给定初始值 β_0 与其协方差矩阵 P_0 ，就可以使用卡尔曼算子与滤波规则得到 β_t 与 P_t ($t=1, 2, \dots, T$) 的一致

有效估计量。

在本文的研究中，根据方程 (2)，可以设定行业 i 的状态空间估计方程为：

$$y_{it} = a_{it} + a_{li} (p_{it} - p_t) + a_{zi} y_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

其中， y 和 y_i 分别表示国民经济实际总产出与行业 i 的实际产出， p 和 p_i 是总的价格水平 (GDP 平减指数) 与行业 i 价格水平，上述变量都取自然对数。其中，待估系数 a_{li} 、 a_{zi} 分别表示价格弹性、总产出弹性 (如果忽略国内总产出与国民收入的差异， a_{zi} 可近似表示收入需求弹性)， ϵ_i 是通常假设条件下的扰动项。

同时，我们进一步假定模型中具有时变系数特征的参数是价格弹性参数 a_{li} ，而收入弹性被限定为非时变参数，因此得到行业 i 的状态方程为：

$$a_{li,t} = a_{li,t-1} + v_{it} \quad (10)$$

（二）数据说明与处理

本研究的原始数据来源于《中国统计年鉴》、《第三产业统计年鉴》和中经网统计数据库，样本时间为 1980 年~2009 年。选取分析的行业为第三产业总体及其内部的六个子行业，包括交通运输业、批发零售业、住宿餐饮业、金融业、房地产业和其他服务行业。

以 1980 年为基年，计算行业 i 价格指数，通过价格指数将每一年行业 i 名义产出 $Y_{i,t}$ 折算为实际产出 $Y_{i,t}$ ，再根据如下公式计算每一年的行业产出 y_{it} (对数值)、价格指数 p_{it} (对数值)：

$$y_{it} = \ln Y_{i,t} \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

$$p_{it} = \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t}} \right) = \ln Y_{i,t} - y_{it} \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

行业 i 的劳动生产率 π_{it} (对数值) 以实际劳均增加值指标表示，即行业增加值 ($Y_{i,t}$) 与行业从业人员 ($L_{i,t}$) 之比：

$$\pi_{it} = \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}} \right) y_{i,t} \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

另外，对于总体经济变量 y_{it} 、 p_{it} 、 π_{it} 的处理方法与行业变量的处理方法一致，不再赘述。

（三）弹性估计

1. 参数时变性检验

首先检验方程 (9) 参数是否具有时变性。

计量分析上,一般用LR检验法来判定时变模型是否比非时变模型具有优越性,如果时变模型的结果优于非时变模型,则说明参数具有时变性。

LR检验统计量的表达式为: $LR = -2(\lambda - \lambda_c)$ 。其中, λ 、 λ_c 分别表示状态空间模型与最小二乘法模型的对数似然值,LR检验统计量服从具有一阶自由度的 X^2 分布。

对我国服务业及其内部的交通运输业、批发零售业、住宿餐饮业、金融业、房地产业和其他行业的状态空间模型估计结果表明,时变参数估计均具有显著性(见表1)。说明服务业及其相关行业的弹性系数在样本期里存在着显著的变化趋势,选用状态空间模型来估计参数是合适的。

表1 服务业及其相关行业状态空间似然值检验

行业	状态空间(λ)	OLS(λ_c)	LR检验
服务业	35.95321	46.23023	20.55404
交通运输业	55.82817	66.26042	20.8645
批发零售业	8.879744	18.8487	19.93791
住宿餐饮业	23.69756	34.62608	21.85704
金融业	-5.68469	1.924158	15.21769
房地产业	21.4463	30.71075	18.5289
其他行业	49.40903	62.01681	25.21556

注:LR检验的临界值是 $\chi^2(1) = 6.63$ 。

2. 收入弹性与价格弹性的估计结果

通过LR检验后,进一步用KALMAN滤波方法估计上述状态空间模型的参数,并与最小二乘法估计结果相比较。计量结果显示,用状态空间(KALMAN滤波)和最小二乘法(OLS)估计的服务业的收入弹性,均在1%显著水平上通过检验(见表2)。估计结果显示,我国服务业收入弹性为1.04。从服务业内部行业看,我国住宿餐饮业、金融业和房地产业的收入弹性均大于1。

22

表2 服务业收入弹性估计

行业	KALMAN	OLS
服务业	1.044302**	1.058944**
交通运输业	0.999478**	0.999698**
批发零售业	0.824161**	0.821256**
住宿餐饮业	1.256858**	1.219016**
金融业	1.123375**	1.123315**
房地产业	1.409714**	1.406014**
其他行业	0.981450**	0.946690**

注:**、*、(*)分别表示显著性水平为1%、5%和10%。

表3是服务业整体与服务业内部行业的时变价格弹性估计结果。时变价格弹性反映的是价格弹性在估计期间的变化趋势。结果显示,服务业的总体价格弹性及其内部的批发零售、住宿餐饮及其他行业的价格弹性都远小于1,金融业和房地产业的价格弹性较高,分别为1.39和-1.44,交通运输业的时变价格弹性估计值不显著。从时间趋势上看,20世纪90年代以来,我国服务业越来越缺乏弹性,且逐渐趋近于0(如图1)。而且服务业内部行业中的批发零售业和住宿餐饮业的价格弹性的变化与产业总体的价格弹性趋势基本一致,其弹性系数不断下降(如图2和图3)。

表3 服务业价格弹性估计

行业	COEFF	T-STAT	SV1	Z-STAT
服务业	0.057682	0.262485	0.125189**	3.278921
交通运输业	0.188666**	3.023968	0.189125	6.382696
批发零售业	0.226268	1.567935	0.220356**	4.649719
住宿餐饮业	-0.083264	-0.497896	-0.22636(*)	-1.740238
金融业	1.389791(*)	1.758007	1.388331**	2.774360
房地产业	-1.425764**	-8.416589	-1.444033**	-14.96856
其他行业	0.793079	10.47180	0.660488**	32.35161

注1:**、*、(*)分别表示显著性在1%、5%和10%水平。

注2:COEFF、T-STAT分别表示最小二乘法估计的系数和t检验值;SV1、Z-STAT则分别表示状态空间模型估计的系数值和z检验值。

图1 服务业价格弹性变化

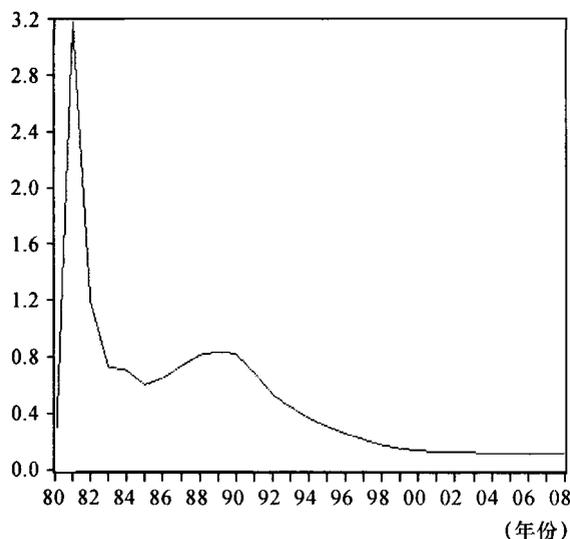


图4 金融业价格弹性变化

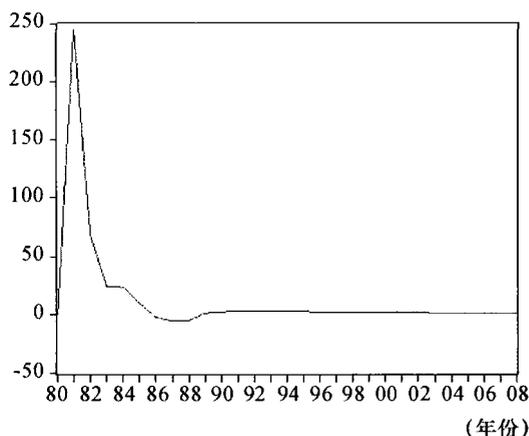


图2 批发零售业价格弹性变化

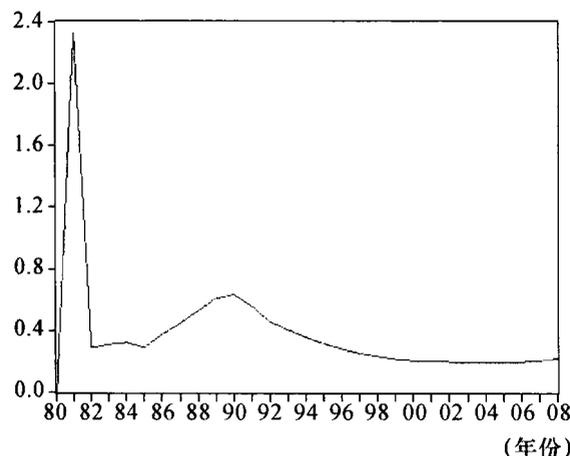


图5 房地产业价格弹性变化

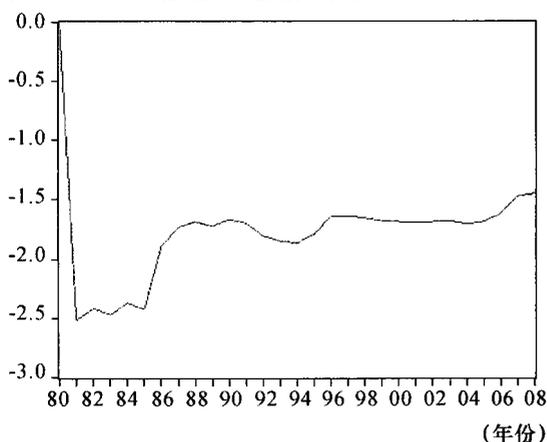
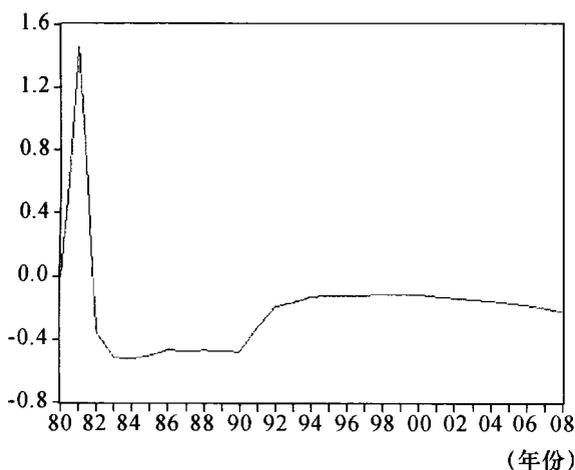


图3 住宿餐饮业价格弹性变化



(四) 劳动生产率差异、价格效应、收入效应与服务业就业分析

如前所述，根据等式(6)，在国民收入水平一定的条件下，某一行业相对就业份额的增长变化取决于三个因素或者两个效应。三个因素，即相对总体经济的生产率差异($\hat{\pi}_i - \hat{\pi}$)、价格弹性(ϵ_i)和收入弹性(η_i)；两个效应，即价格效应($\epsilon_i - 1$)($\pi_i - \pi$)以及收入效应($\eta_i - 1$) \hat{y} 。

1. 基于服务业整体分析

从整个服务业来看，以劳均增加值计算的劳动生产率增长日趋下降。1983年~1995年间，服务业劳动生产率提高快于经济总体劳动生产率的提高；1996年~2002年间，两者变化几乎同步；而2003年以后，服务业劳动生产率增长明显落后于总体劳动生产率。但在1990年以后，我国第二产业和第三产业劳动生产率的

差距越来越大(见表4)。

表4 我国服务业劳动生产率(亿元/万人)及其滞后程度

年份	第二产业 劳动生产率(π_m)	第三产业 劳动生产率(π_s)	全部劳动 生产率(π)	服务业 劳动生产率滞后 程度1 ($\pi_s - \pi_m$)	服务业 劳动生产率滞后 程度2 ($\pi_s - \pi$)
1980	0.28	0.18	0.11	-0.11	0.07
1981	0.28	0.18	0.11	-0.10	0.07
1982	0.28	0.20	0.12	-0.08	0.09
1983	0.30	0.21	0.12	-0.09	0.09
1984	0.31	0.22	0.14	-0.09	0.08
1985	0.34	0.24	0.15	-0.10	0.09
1986	0.35	0.25	0.16	-0.09	0.09
1987	0.38	0.27	0.17	-0.11	0.10
1988	0.42	0.29	0.19	-0.13	0.10
1989	0.44	0.30	0.19	-0.14	0.11
1990	0.39	0.26	0.17	-0.13	0.09
1991	0.44	0.27	0.18	-0.17	0.09
1992	0.52	0.29	0.21	-0.23	0.08
1993	0.60	0.30	0.23	-0.30	0.07
1994	0.69	0.31	0.26	-0.39	0.04
1995	0.77	0.31	0.29	-0.46	0.02
1996	0.84	0.32	0.31	-0.52	0.00
1997	0.90	0.34	0.34	-0.56	0.00
1998	0.98	0.36	0.36	-0.62	0.00
1999	1.07	0.39	0.38	-0.68	0.00
2000	1.19	0.41	0.41	-0.78	0.00
2001	1.29	0.45	0.44	-0.84	0.01
2002	1.46	0.47	0.48	-0.98	0.00
2003	1.61	0.50	0.52	-1.11	-0.02
2004	1.70	0.52	0.57	-1.18	-0.04

续表

年份	第二产业 劳动生产率(π_m)	第三产业 劳动生产率(π_s)	全部劳动 生产率(π)	服务业 劳动生产率滞后 程度1 ($\pi_s - \pi_m$)	服务业 劳动生产率滞后 程度2 ($\pi_s - \pi$)
2005	1.78	0.57	0.63	-1.21	-0.06
2006	1.90	0.63	0.70	-1.27	-0.07
2007	2.04	0.72	0.79	-1.32	-0.07
2008	2.19	0.77	0.86	-1.42	-0.09
2009	2.34	0.81	0.94	-1.53	-0.12

由于整体服务业劳动生产率经历了围绕总体经济劳动生产率的波动过程,因此两者差异较小,这也导致了价格效应 $(\varepsilon_i - 1)(\hat{\pi}_i - \hat{\pi})$ 数值较低。而在整个观察期内,服务业的收入效应都为正,且稳中有升。因此,在影响服务业就业份额变动的总效应中,收入效应占主导地位,而价格效应处于次要地位。

从服务业就业总体变化趋势来看,服务业就业份额经历了波动增长到稳定增长的过程。1983年~1995年间,价格效应总体在负值区间,对总效应有一定的削弱作用,服务业就业份额虽在不断提高,但波动性较大。2003年以后,服务业的价格效应转为正,在正的收入效应和正的价格效应共同作用下,服务业就业的总效应增加,服务业就业份额稳步提高(见表5)。这说明,上个世纪90年代中期以后,我国进入服务业稳定增长阶段,而在2003年之后,在价格效应与收入效应的共同作用下,服务业则进入快速增长时期。在1995年至2008年的十余年时间内,我国服务业就业人口占总体就业人口的比重已经从四分之一提高到三分之一。

2. 基于服务业内部行业分析

进一步,观察服务业内部行业^①的就业变化趋势。以批发零售贸易业和餐饮业为代表的传

① 由于缺乏2003年以来服务业内部行业全体就业人员的统计数据,因此,本文仅提供了1990年~2002年期间的相关计算结果。

统服务业，其劳动生产率与总体经济劳动生产率相比，处于明显的下降通道。劳动生产率的下降，使得价格效应从负值区间进入正值区间，由削弱效应变为正向增强效应。从时间段上看，1995年前后仍然是一个分界点，1995年之后，该行业的就业比重快速增长。而以金融业和房地产业为代表的现代服务业劳动生产率远高于总体劳动生产率（见表6），加之这两个行业的价格弹性较大，所以其价格效应 $(\epsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi})$ 较高。因此，在影响金融业与房地产业的就业份额的总效应中，价格效应占主导地位，而收入效应处于次要地位。

表5 收入效应、价格效应与服务业就业份额变化

年份	价格效应 $(\epsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi})$	收入效应 $(\eta_i - 1) \hat{y}$	总效应 $(\epsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi}) + (\eta_i - 1) \hat{y}$	服务业 就业比重 (%)	服务业 就业份额 的增长 (%)
1981	0.43	0.38	0.80	13.6	3.82
1982	0.11	0.38	0.49	13.5	-0.74
1983	-0.03	0.38	0.36	14.2	5.19
1984	-0.02	0.39	0.37	16.1	13.38
1985	-0.05	0.40	0.35	16.8	4.35
1986	-0.09	0.40	0.31	17.2	2.38
1987	-0.05	0.40	0.35	17.8	3.49
1988	-0.04	0.41	0.37	18.3	2.81
1989	-0.06	0.41	0.36	18.3	0.00
1990	-0.06	0.41	0.35	18.5	1.09
1991	-0.07	0.42	0.35	18.9	2.16
1992	-0.06	0.42	0.36	19.8	4.76
1993	-0.05	0.43	0.38	21.2	7.07
1994	-0.03	0.43	0.40	23	8.49
1995	-0.01	0.44	0.42	24.8	7.83
1996	0.00	0.44	0.44	26	4.84
1997	0.00	0.45	0.44	26.4	1.54
1998	0.00	0.45	0.45	26.7	1.14
1999	0.00	0.45	0.45	26.9	0.75

续表

年份	价格效应 $(\epsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi})$	收入效应 $(\eta_i - 1) \hat{y}$	总效应 $(\epsilon_i - 1) (\hat{\pi}_i - \hat{\pi}) + (\eta_i - 1) \hat{y}$	服务业 就业比重 (%)	服务业 就业份额 的增长 (%)
2000	0.00	0.46	0.46	27.5	2.23
2001	-0.01	0.46	0.45	27.7	0.73
2002	0.00	0.46	0.47	28.6	3.25
2003	0.02	0.47	0.48	29.3	2.45
2004	0.04	0.47	0.51	30.6	4.44
2005	0.05	0.48	0.53	31.4	2.61
2006	0.06	0.48	0.55	32.2	2.55
2007	0.06	0.49	0.55	32.4	0.62
2008	0.08	0.49	0.57	33.2	2.47

表6 服务业内部行业劳动生产率（亿元/万人）及其滞后程度

年份	交通运输 仓储和邮电 通信业		批发零售 贸易和 餐饮业		金融保险业		房地产业	
	π_1	$\pi_1 - \pi$	π_2	$\pi_2 - \pi$	π_3	$\pi_3 - \pi$	π_4	$\pi_4 - \pi$
1990	0.35	0.18	0.27	0.10	2.51	2.34	8.75	8.57
1991	0.38	0.19	0.27	0.09	2.39	2.21	8.98	8.79
1992	0.40	0.19	0.29	0.09	2.44	2.23	10.75	10.54
1993	0.45	0.21	0.30	0.06	2.48	2.25	9.74	9.50
1994	0.44	0.17	0.30	0.03	2.78	2.51	9.73	9.46
1995	0.47	0.18	0.29	0.00	2.88	2.59	10.12	9.83
1996	0.50	0.19	0.30	-0.01	2.93	2.61	10.02	9.71
1997	0.53	0.19	0.31	-0.03	3.01	2.67	10.08	9.74
1998	0.61	0.25	0.34	-0.02	3.10	2.74	10.04	9.68
1999	0.67	0.29	0.36	-0.02	3.11	2.72	10.42	10.03
2000	0.73	0.32	0.40	-0.01	3.32	2.91	10.67	10.26
2001	0.79	0.35	0.43	-0.01	3.44	3.00	11.06	10.62
2002	0.83	0.35	0.46	-0.02	3.63	3.16	11.04	10.56

在观察期内，房地产业的价格弹性均处于较高水平，其弹性绝对值显著大于1（如图5），这是典型的“奢侈品”特性所决定的。较高的价格弹性水平推动了就业份额的快速增长，1991年至2002年间，我国房地产业的就业人口比重的增幅高达128%。2010年，我国城市化率约为47%，^①按照目前每年城市化率提高1至2个百分点的速度计算，中国的城市化率要达到西方发达国家70%~80%的水平，还需要十几年的时间。这意味着未来十几年，在较高的价格弹性水平作用下，房地产行业的就业份额仍将持续增长。

同样，金融业也富有价格弹性，这是由金融行业的“顺周期”^②特性所决定的。但相比较而言，金融保险行业的价格效应与收入效应均低于房地产业，其总效应也明显低于房地产行业。值得注意的是，2000年以来，金融保险业的就业份额增长几乎停滞。金融发展的滞后现象，明显与服务业总体发展趋势是不一致的，这可能与金融行业的高度管制有关。

表7 收入效应、价格效应与服务业内部行业就业份额变化

年份	批发零售贸易和餐饮业		金融保险业		房地产业	
	$(\epsilon_2 - 1)$	$(\hat{\eta}_2 - 1)$	$(\epsilon_3 - 1)$	$(\hat{\eta}_3 - 1)$	$(\epsilon_4 - 1)$	$(\hat{\eta}_4 - 1)$
	$(\hat{\pi}_2 - \hat{\pi})$	\hat{y}	$(\hat{\pi}_3 - \hat{\pi})$	\hat{y}	$(\hat{\pi}_4 - \hat{\pi})$	\hat{y}
1990	-0.19	0.92	3.20	1.15	5.69	3.81
1991	-0.16	0.93	3.94	1.16	6.11	3.85
1992	-0.15	0.94	4.29	1.18	8.44	3.90
1993	-0.11	0.96	4.30	1.19	8.05	3.96
1994	-0.06	0.97	4.39	1.21	8.15	4.01
1995	-0.01	0.98	3.91	1.22	7.73	4.05
1996	0.03	0.99	3.38	1.23	6.20	4.09
1997	0.06	1.00	2.80	1.24	6.18	4.13
1998	0.03	1.01	2.42	1.25	6.31	4.16
1999	0.04	1.01	2.01	1.26	6.76	4.19

续表

年份	批发零售贸易和餐饮业		金融保险业		房地产业	
	$(\epsilon_2 - 1)$	$(\hat{\eta}_2 - 1)$	$(\epsilon_3 - 1)$	$(\hat{\eta}_3 - 1)$	$(\epsilon_4 - 1)$	$(\hat{\eta}_4 - 1)$
	$(\hat{\pi}_2 - \hat{\pi})$	\hat{y}	$(\hat{\pi}_3 - \hat{\pi})$	\hat{y}	$(\hat{\pi}_4 - \hat{\pi})$	\hat{y}
2000	0.02	1.02	1.82	1.27	7.01	4.22
2001	0.01	1.03	1.65	1.28	7.35	4.25
2002	0.04	1.04	1.54	1.29	7.21	4.29
劳动就业份额 (%)						
1991	4.58		0.36		0.07	
1992	4.85		0.37		0.08	
1993	5.18		0.40		0.10	
1994	5.81		0.39		0.11	
1995	6.31		0.41		0.12	
1996	6.54		0.42		0.12	
1997	6.87		0.44		0.12	
1998	6.58		0.44		0.13	
1999	6.65		0.46		0.13	
2000	6.50		0.45		0.14	
2001	6.49		0.46		0.15	
2002	6.74		0.46		0.16	

四、结论及政策含义

本文在 Joachim Möller (2001) 分析框架下，利用状态空间模型估计了服务业及其内部行业的收入弹性和价格弹性的动态变化趋势，综合劳动生产率差异、价格效应和收入效应三个因素，分析影响我国服务业就业增长的主要

① 城市化的一般规律是，当人口城市化水平达到30%左右时，进入快速发展阶段，达到70%左右时，进入相对稳定阶段。

② 所谓“顺周期”特性，即在经济高涨的阶段，尽管金融业的价格（如利率）很高，但企业对金融的需求却更加旺盛。反之，在经济衰退阶段，即便金融业的价格（如利率）很低，但企业对金融的需求反而更少。

因素，并得出如下结论：

第一，从服务业整体上看，收入需求弹性大于1与相对滞后的劳动生产率是促进服务业就业增长的主要因素。与一些国内以往的研究结果不同，本文估计的服务业收入弹性大于1，说明随着经济的发展，消费者对服务的需求增加，服务已经成为居民消费中的重要组成部分。收入弹性的提高，可以理解为最终需求的增加，它对服务业就业吸纳能力起到了正向作用。

第二，以批发零售贸易和餐饮业为代表的传统服务业，其相对劳动生产率持续下降。上个世纪90年代中期以后，传统服务业的价格效应由削弱效应变为正向增强效应，有力地带动了批发零售贸易和餐饮等传统行业就业比重快速增长。

第三，以房地产业与金融保险业为代表的现代服务业极富价格弹性，并且价格效应是推动其就业份额提高的主导因素。未来十几年里，得益于我国的城市化进程，房地产行业的就业份额仍将持续增长。但受金融管制影响，金融保险业的就业份额增长有放缓态势。

加快发展服务业是缓解就业压力的根本途径。对于尚未实现工业化的国家，工业是扩大就业的重要途径，但我国独特的工业化路径使工业的从业人员与其创造的价值相比明显偏多。在经济全球化的挑战面前，工业必须减员增效、下岗分流。1998年以来，我国工业已累计减员

1840万人，而服务业则成为吸纳就业的主要渠道。据夏杰长等（2010）预测，“十二五”期间，我国服务业就业比重将上升5个百分点，服务业就业人数将增加4027.68万人，服务业将成为我国吸纳第一产业转移人口的最重要产业。^①

因此，“十二五”期间，促进我国服务业发展的政策应侧重于扩大服务业的需求，使服务业走上健康良好的发展模式。首先，积极改善收入分配，提高低收入人群的收入，重点发挥收入效应对传统服务业就业的带动作用；其次，促进高新技术在现代服务业领域的广泛运用，提高服务业劳动生产率；最后，消除服务发展的体制障碍，优化服务业生存发展环境，改善金融业的高度管制现状，适度开放民间金融，拓展金融服务业的发展空间。

本文作者：张颖熙是中国社会科学院财经战略研究院助理研究员；夏杰长是中国社会科学院财经战略研究院院长助理、研究员、博士生导师
责任编辑：王姣娜

① 夏杰长等：《迎接服务经济时代来临——中国服务业发展趋势、动力与路径研究》，经济管理出版社2010年版，第36页。

Income Effect, Price Effect and Service Industry's Employment Growth

——Based on the Dynamic Estimation of State Space Model

Zhang Yingxi Xia Jiechang

Abstract: From the whole service industry, its employment increase is promoted by its great elasticity of income demand and relatively lagged labor productivity; from the industries inside service industry, the traditional service industries, represented by wholesale and retail trade, as well as catering and hotel industry, the rapid growth of employment is caused by the continuous decrease of its relative labor productivity rate and the its gradually enhanced price effect. As for the modern service industry, such as real estate and finance, price effect is the main factor that promotes its employment proportion growth.

Key words: service industry; employment; income effect; price effect; labor productivity rate