

基于鲍莫尔-富克斯假说的服务业 就业问题研究 ——以重庆市为例

梁平, 焦建美

(重庆大学 公共管理学院, 重庆 400044)

摘要:基于鲍莫尔-富克斯假说及后续修正模型,将服务业工资增长率滞后程度引入模型,建立能恰当反映重庆市服务业就业份额上升原因的计量模型,并用1985—2012年重庆市相关数据进行实证。研究表明:制成品部门劳动生产率增长率的提高对服务业就业份额的提升起抑制作用。不断提高部门间产业依赖度才是提高服务业就业份额的重要举措。服务业劳动生产率增长率的提高对本部门就业份额的提升起促进作用,对克服“成本病”也具有重要意义。提高服务业工资总额增长率是服务业主动提高就业份额的有效途径。

关键词:鲍莫尔-富克斯假说;服务业就业;劳动生产率增长率;工资增长率

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1005-2909(2015)01-0167-07

随着经济快速发展,产业结构转型升级,人民物质生活水平不断提高,对服务业的需求相应增加,服务业在国民经济中的重要性持续上升。这主要体现在两方面:一是服务业增加值比重不断增长;二是服务业就业份额持续上升。由于服务业地位不断上升,针对服务业劳动生产率增长、服务业就业比重增长和服务业需求弹性等相关问题的研究不断涌现。其中,最早研究这一问题的是著名的鲍莫尔-富克斯假说(Baumol-Fuchs Hypothesis)(后文简称鲍假说)。该假说由鲍莫尔(Baumol, 1967)^[1]和富克斯(Fuchs, 1968)^[2]两位学者提出,基本观点是:第一,相较于其他产业,尤其是制造业,服务业劳动生产率存在着明显的增长滞后现象;第二,服务业就业增长相对较快的主要原因是服务业劳动生产率增长相对滞后;第三,服务业需求弹性对于其增长起重要作用,较低的服务需求价格弹性将导致“成本病(cost disease)”问题。

此后,相关研究不断涌现。主要有三类:一是证实鲍假说科学性的研究。Haig(1975)^[3], Summers、Saxonhouse、Leveson(1985)^[4-6], Triplett(2004)^[7]、王俊(2008)^[8]等人分别从部门、国家等不同角度对鲍假说进行检验,研究结论基本都支持这一假说。另外,库兹涅茨(S. Kuznets, 1989)^[9]、钱纳里(H. Chenery,

收稿日期:2014-11-01

基金项目:“十三五”重庆推进新型城镇化体制机制研究

作者简介:梁平(1953-),男,重庆大学公共管理学院教授,博士生导师,主要从事社会保障方面研究,

(E-mail)lpmx@cqu.edu.cn。

1995)等^[10]还从产业结构演变的角度,讨论了服务业的特殊性:就业比重不断上升、劳动生产率因产值份额不变而停滞或下降。Spann^[11]将鲍莫尔的非均衡增长模型用于公共部门扩张原因的讨论。朱轶、熊思敏(2010)^[12]与程大中(2008)^[13]等用中国数据证明了“成本病”问题的存在。二是对鲍假说提出质疑的研究。Griliches(1992)^[14]、Riddle(1986)等^[15]指出,因服务业统计核算等问题的存在,服务业的产业与生产率的计算存在误差,以此衡量的服务业就业份额增长可信度不高。张建升、谭伟(2011)^[16]则指出,在短期和长期内,服务业部门劳动生产率增长滞后对服务业就业份额增长的影响具有不同的表现形式。三是对鲍假说进行优化的研究。Inman(1988)^[17]指出,服务业部门劳动生产率增长率(r_s)除可能为0外,还可能小于0,甚至大于0。程大中(2004)^[18]在Inman的基础上,用“ $r_m - r_s$ ”^①来表示服务业部门劳动生产率增长率的滞后程度。梁东黎、张滢(2013)^[19]则从经济意义角度对鲍假说中的模型进行修正。

在服务业就业份额增长研究方面,鲍假说提供了重要的理论模型,后续研究也赋予该假说更多的经济意义。然而,现有研究仍然存在两点不足:一是研究模型中只考虑劳动生产率因素,对可能存在的其他因素鲜有提及;二是对“成本病”问题无力解决。以牺牲劳动生产率增长为代价的服务业就业份额增长,是一种被动增长方式。这不仅会导致“成本病”问题,还会提高服务价格,拖累政府财政。从避免“成本病”问题,探索主动就业增长方式的角度进行深入研究,具有重要的理论和现实意义。因此,文章将在鲍假说提出的模型基础上,加入新变量,提高模型对现实经济的解释能力,力图找出服务业就业的主动增长方式。

一、基本假设与计量模型

(一)基本假设

劳动生产率增长率对服务业就业份额增长具有显著影响,而影响的方向问题,学者们尚未形成统一认识。鲍莫尔、富克斯与程大中等认为服务业劳动生产率增长滞后会提高服务业就业占比,而梁东黎等则提出相反观点,为确定劳动生产率增长率对服

务业就业份额增长影响的方向问题,提出假设一与假设二。

假设一:制成品部门劳动生产率增长率(r_m)对服务业就业份额增长率(is)具有负向影响。梁东黎等认为,单纯提高制成品部门劳动生产率增长率并不能带来服务业部门就业份额的增长。张建升等指出,制成品部门劳动生产率增长率对服务业部门就业份额的增长具有负作用。基于此,假定 r_m 对 is 具有负向影响。

假设二:服务业部门劳动生产率增长率(r_s)对服务业就业份额增长率具有正向影响。现实经济情况表明,服务业部门劳动生产率不断提高,该部门就业的绝对值和相对占比也逐渐增多,其劳动生产率增长和就业份额增长的方向相同。故假定 r_s 对 is 具有正向影响。

前人研究模型中,只有劳动生产率增长率因素,变量单一。为增强模型的解释能力,找出服务业就业份额主动增长的原因,将服务业部门工资增长滞后程度纳入模型中,提出假设三。

假设三:服务业部门工资增长滞后程度^②(r_w)对服务业就业份额增长率具有负向影响。假定人都是理性经济人,会做出趋利选择。在服务业部门与制成品部门中,理性劳动力会选择工资增长较高的一方。因此,当服务业部门工资增长滞后时,劳动力会流向制成品部门,这将必然导致服务业就业份额下降。故假定 r_w 对 is 具有负向影响。

(二)计量模型

通过以上分析,建立如下计量模型:

$$is = \Delta + ar_m + br_s + cr_w + u \quad (1)$$

$$is_t = (ls_t - ls_{t-1})/ls_{t-1}, ls = L_s/(L_s + L_m) \quad (2)$$

$$r_{mt} = (\pi_{mt} - \pi_{m(t-1)})/\pi_{m(t-1)}, \pi_m = Y_m/L_m \quad (3)$$

$$r_{st} = (\pi_{st} - \pi_{s(t-1)})/\pi_{s(t-1)}, \pi_s = Y_s/L_s \quad (4)$$

$$r_w = r_{wm} - r_{ws},$$

$$r_{wmt} = (W_{mt} - W_{m(t-1)})/W_{m(t-1)},$$

$$r_{wst} = (W_{st} - W_{s(t-1)})/W_{s(t-1)} \quad (5)$$

式(1)中, is 表示服务业就业份额增长率, Δ 表示外在冲击, r_m 、 r_s 、 r_w 分别表示制成品部门劳动生产率增长率、服务业部门劳动生产率增长率和服务业部门工资增长滞后程度, a 、 b 、 c 分别为变量的系

① r_m 为制成品部门劳动生产率增长率。

② 滞后程度相较于制成品部门而言。

数,根据假设 $a < 0, b > 0, c < 0$ 。 u 表示随机误差项。式(2) - (5)给出了 is, r_m, r_s, r_w 的计算公式。其中, ls 表示服务业部门就业份额; $L_{m/s}$ 表示制成品部门/服务业部门就业人数; $\pi_{(m/s)t}$ 表示在各时期制成品部门/服务业部门劳动生产率; $Y_{m/s}$ 表示制成品部门/服务业部门生产总值; $W_{m/s}$ 表示制成品部门/服务业部门工资总额。

二、描述性统计与计量检验

(一)描述性统计

在公式(1)的基础上,运用重庆市相关数据进行

实证研究。相关数据均来自《新中国 60 年统计资料汇编》及《重庆统计年鉴》。其中,1985—2008 年数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》重庆部分,2009—2012 年数据来源于《重庆统计年鉴》(2010 - 2013 年)。公式中指标除“外在冲击”变量外,均用增长率表示。其中,服务业数据用统计年鉴中第三产业相关数据表示,制成品部门数据用年鉴中第二产业相关数据表示。劳动生产率用劳均增加值指标表示。表 1 显示了重庆市 1985 年到 2012 年第二、三产业就业份额、劳动生产率、工资等情况。

表 1 1985—2012 年重庆市第二、三产业情况

年份	第三产业 就业份额 ls	第二产业 劳动生产率	第三产业 劳动生产率	第二产业 工资总额	第三产业 工资总额
1985	0.349 180 495	0.286 206 7	0.206 080 3	149 468	105 692
1986	0.360 536 815	0.291 814 9	0.221 936 9	177 126	118 796
1987	0.386 260 379	0.302 591 4	0.267 494 8	206 458	137 548
1988	0.387 276 583	0.384 773 4	0.330 900 2	256 248	172 121
1989	0.407 827 769	0.441 037 1	0.413 446 2	294 228	195 612
1990	0.419 767 325	0.438 528	0.413 505 2	335 056	230 022
1991	0.436 007 929	0.474 684 5	0.471 745 6	373 271	255 384
1992	0.456 652 361	0.592 504 6	0.519 570 3	415 886	302 137
1993	0.441 614 363	0.797 311 4	0.642 879 9	489 684	333 213
1994	0.434 589 206	1.051 041 1	0.665 545	618 503	513 053
1995	0.451 799 059	1.326 170 9	0.893 969 7	715 405	578 061
1996	0.472 936 183	1.480 784 2	1.071 419 6	782 060	654 729
1997	0.487 118 126	1.721 260 8	1.243 334 3	828 011	735 187
1998	0.509 621 206	1.843 360 4	1.356 027 2	815 904	753 667
1999	0.523 166 616	1.941 712 8	1.423 301 7	760 591	826 909
2000	0.526 788 491	2.129 548 7	1.513 182 6	777 295	934 417
2001	0.531 949 034	2.346 444 9	1.648 156 7	833 110	1 086 888
2002	0.532 951 786	2.647 176 5	1.834 815 7	921 105	1 253 213
2003	0.523 674 086	3.076 178 1	2.037 504 3	1 104 724	1 408 287
2004	0.508 645 508	3.681 111 5	2.287 268 7	1 291 498	1 624 944
2005	0.517 040 071	4.130 022 6	2.633 319 7	1 503 886	1 931 332
2006	0.510 408 512	4.869 642 8	3.005 397	1 757 357	2 250 527
2007	0.480 209 444	5.804 165 8	3.229 896 5	2 111 205	2 860 312
2008	0.461 815 954	7.182 448 8	3.726 158 2	2 592 679	3 514 849
2009	0.417 753 212	10.577 751	4.508 162 1	2 989 883	4 139 784
2010	0.397 928 234	12.388 791	5.083 062 8	3 690 436	4 901 861
2011	0.395 316 821	14.183 828	6.142 259 1	5 241 459	6 275 669
2012	0.429 282 331	14.134 743	7.274 629 3	6 739 973	8 009 362

资料来源:根据《新中国 60 年统计资料汇编》和《重庆统计年鉴》计算。

由表 1 可知,重庆市第三产业就业份额在 1985—2002 年间一直处于上升趋势,最高达到 53%。此后稍有下降,但基本维持在 40% 左右。制成品部门与服务业部门劳动生产率都有提高,但二者劳动生产率差距不断拉大,截至 2012 年,制成品部门劳

动生产率基本是服务业部门劳动生产率的两倍。工资总额方面,1999 年以前,服务业部门低于制成品部门;1999 年后,由于房地产业、金融业与旅游等行业的快速发展,服务业部门工资总额快速上升,并超过制成品部门。根据表 1 数据,计算出各变量的增长

率指标,其统计信息如表2。

表2 各增长率变量描述性统计

特征	i_s	r_m	r_s	r_w
Mean	0.008 533	0.160 351	0.143 548	-2.163 801
Std. Dev.	0.042 014	0.111 502	0.076 754	8.121 052

资料来源:根据《新中国60年统计资料汇编》和《重庆统计年鉴》计算,考察时间为1985—2012年。

由表2可知,在1985—2012年期间,重庆市服务业就业份额增长率较低,平均增长率仅为0.85%。制成品部门与服务业部门劳动生产率平均增长率较高,前者为16.04%,后者为14.35%。服务业工资总额增长率平均滞后程度为-2.163 801,说明与制成品部门工资总额增长率相比,服务业部门工资总额增长多数处于滞后状况。在此需指出,表1指的是工资总额方面,服务业更高。表2指的是工资增长率方面,服务业多数时候滞后。二者表示不同的概念,切莫混淆。

分析标准差可知,除 r_w 外,其他增长率变量的标

表3 对各变量的平稳性检验结果

变量	ADF 检验值(t 值)	检验类型(C,T,K)	DW 值	ADF 临界值	结论
i_s	-2.424 385	(0,0,1)	1.745 183	-1.954 414 **	平稳
r_s	-3.147 547	(C,0,1)	1.765 111	-2.981 038 **	平稳
r_m	-5.181 169	(C,0,1)	1.901 845	-2.981 038 ***	平稳
r_w	-5.070 598	(C,0,1)	2.011 862	-2.981 038 ***	平稳

注:(1)检验类型中C,T,K分别代表检验模型中含有常数项、趋势变量、滞后阶数;

(2)**与***分别表示在5%和1%水平上显著。

从表3中,可以看出, i_s 与 r_m 在5%的水平上显著, r_s 与 r_w 在1%的水平上显著,各变量的原序列都不存在单位根问题,且表现出极高的平稳性。因此,可以直接对原序列的长期关系进行下一步协整检验。

2. 数据协整检验

协整关系指变量之间可能存在某种平稳的线形组合,这种线形组合反映了变量间的长期稳定关系。采用EG(Engle-Granger)两步法,首先对上述四个变量运用OLS法构造一元回归模型,然后检验其残差是否平稳,如果平稳,则可证明两者是协整的,否

表4 残差e单位根检验结果

变量	ADF 检验值(t 值)	检验形式(c,t,k)	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
e	-3.347 327	(C,0,1)	-3.711 457	-2.981 038	-2.629 906

注:检验类型中C,T,K分别代表检验模型中含有常数项、趋势变量、滞后阶数。

由表4可知,残差序列检验t值为-3.347 327,小于5%水平上的临界值-2.981 038。表明残差序

准差都小于1,说明服务业就业份额增长、制成品部门与服务业部门劳动生产率增长较平稳。服务业工资增长滞后程度的标准差较高,达到8.12。究其原因,一是两部门各自工资总额增长率不稳定,随着经济的增长,两部门工资增长幅度波动较大;二是服务业工资增长率并不总是滞后于制成品部门工资增长率,因此, r_w 的变动幅度较大。

(二) 计量检验

笔者计量时,均采用时间序列数据。为避免时间序列存在单位根等问题,依次对序列的平稳性与协整性进行检验。

1. 数据平稳性检验

首先从各变量的时间序列数据分析,各变量均有增长的趋势,可能为非平稳序列,需要进行平稳性检验。用Eviews6.0对各变量的原序列进行平稳性检验,得到相应的结果,如果原序列不平稳,则对原序列进行差分后再检验。表3列出了对原序列进行平稳性检验的结果。

则是非协整的。

第一步,进行回归分析,得到回归方程:

$$i_s = 0.007 0 - 0.366 1r_m + 0.384 0r_s - 0.002 4r_w, \\ t = (0.606) (-8.086) (4.954) (-3.480), \\ R^2 = 0.711, p = 0.000 001, DW = 1.223 455, \\ F = 22.340 13, AIC = -4.607 6, \\ SC = -4.415 6. \quad (6)$$

第二步,令e为该方程的残差序列,即:

$$e = i_s - 0.007 0 + 0.366 1r_m - 0.384 0r_s + 0.002 4r_w \quad (7)$$

残差序列单位根检验结果如表4所示。

列在5%的水平上显著,没有单位根,序列平稳。即 i_s 与 r_m 、 r_s 、 r_w 为(0,0,0,0)阶协整, i_s 与 r_m 、 r_s 、 r_w

之间存在长期稳定的关系。已有研究证明 is 与 r_m 、 r_s 、 r_w 之间的因果关系,因此,对于误差修正模型与格兰杰因果关系检验不再赘述。

3. 最终检验结果

基于上述检验,可以确定文章采用的时间序列数据均平稳,并且存在长期稳定的关系。因此,可以

利用原序列直接进行回归分析。

为便于分析,将 1985—2012 年的数据分为两阶段。对于分界点的选择,采用 Quandt - Andrews Breakpoint Test 来确定^[20]。经检验,1999 年为分界点,因此将数据分为 1985—1998 年与 1999—2012 年两阶段。表 5 列出了基于公式(1)的计量分析结果。

表 5 基于公式(1)的计量分析结果

时段	Δ	a	b	c	\bar{R}^2
1985—2012 年	0.007 0	-0.366 1***	0.384 0***	-0.002 4**	0.711
	(0.606)	(-8.086)	(4.954)	(-3.480)	
1985—1998 年	0.033 7*	-0.263 1**	0.214 8*	-0.001 4	0.587
	(2.697)	(-4.306)	(2.569)	(-1.609)	
1999—2012 年	-0.010 89	-0.424 1***	0.500 8***	-0.002 1**	0.924
	(-0.840)	(-12.526)	(4.963)	(-3.429)	

注:(1)括号内数据为 t 统计值;

(2)*、**和***分别表示估计值在 0.1、0.01 和 0.001 的显著水平上显著异于零。

表 5 显示,系数 a 在三个阶段均通过检验,且高度显著。其数值为负,表明第二产业劳动生产率增长率(r_m)的提高会导致服务业就业份额的增长率下降,验证了假设一。这与程大中模型中强调“服务业劳动生产率增长滞后会带来服务业就业份额增长率上升”的观点截然相反。按程大中的观点,只要不断提高制成品部门劳动生产率增长率,服务业就业份额增长率则会相应提高。而根据笔者研究,这一政策观点并不适用于重庆的实际情况。

理论上来说,社会生产的发展会增加对中间服务的需求,如与商品贸易有关的融资、分销、维修服务,与生产变革有关的人力资本培训、教育、管理等服务,以及为协调和管理整个生产活动而需要的金融、物流、信息等服务^[21]。然而,这种带动作用建立在较高的专业化与市场化程度之上,且需要二者有极强的产业关联度。从重庆市实际情况来看,其市场化程度与专业化程度远不如北京、天津、上海等东部发达城市,很多部门还没有从制成品部门剥离。另外,制成品部门对服务业部门的产业依赖度较低,导致制成品部门对服务业的需求带动不足。

由于受传统观念和体制的制约,重庆企业尤其是国有及国有控股企业生产的专业化水平仍不高,机制转换缺乏灵活性,企业的职能转换、非核心业务剥离、人员精简仍面临着高昂的交易成本,这些都制约了企业职能型服务外包和对专业化服务需求的增长。从生产方式来看,重庆企业主要依靠低劳动力成本以及价格优势来发展。企业生产活动集中在价值链的加工组装制造环节,如重庆的笔记本电脑生

产制造,仅是与一些知名笔记本电脑品牌建立生产制造协议,而对于价值链两端的研发、推广等服务几乎没有涉足。

专业化程度低,市场化水平低,制成品部门对服务业部门的产业依赖度低,这些因素直接导致重庆制成品部门劳动生产率增长率的提高,不仅没有带来服务业就业份额的增长,反而对服务业就业份额增长起着抑制作用,即所谓的挤出效应。

据表 5 所示,系数 b 均通过了检验,除在 1985—1998 年期间显著性水平一般以外,其余两阶段的显著性水平都很高。其数值均为正,说明服务业部门劳动生产率增长率(r_s)对服务业就业份额增长率起正向的作用。因此,假设二成立。这一点也再次证明,鲍模型与程大中模型所述服务业劳动生产率增长滞后会带来该部门就业份额上升这一观点对于重庆的不适用性。

张建升等^[16]认为,从长期来看,服务业劳动生产率增长滞后不利于本部门就业份额的增长。笔者研究结论与此一致。从数学逻辑来看,劳动生产率等于产值与劳动力人数之比,只要产值增长率大于劳动力增长率,那么劳动生产率增长就会提高。数据显示,重庆市在 1985—2012 年期间,第三产业就业人数平均增长不到 6%,而产值平均增长却超过了 20%。因此,出现劳动生产率增长率提高的同时,第三产业就业份额增长也提高这种情况是合乎逻辑的。

从实际情况来看,重庆市自直辖以来,各部门劳动生产率增长率得以提高,服务业劳动生产率增长

自然也不例外。在此条件下,服务业规模不断扩大,对劳动力的需求持续增加,这必然带来服务业就业份额增长率的提高。因此,实证表明,服务业劳动生产率增长率的提高对服务业就业份额增长率起正向的促进作用。

模型中 c 表示服务业工资增长率滞后程度对服务业就业份额增长率的影响。表 5 显示,三个阶段的 c 值均为负,这表示服务业工资增长的滞后,对服务业就业份额的增长是不利的,说明假设三成立。在 1985—1998 年这一阶段, c 未通过检验。究其原因,主要是 1999 年以前,服务业工资总额远低于制成品部门工资总额(如表 1 所示)。由此计算得来的服务业工资增长率多数情况下大于制成品部门工资增长率,因此 c 多表现为负值,故此阶段计量结果不显著。而在重庆直辖后,服务业全方面发展,尤其是房地产业、金融业等高工资行业迅速发展,带来整体服务业工资总额不断上升,并于 1999 年开始超过制成品部门工资总额。在此情况下计算得来的制成品部门工资总额增长率超过服务业部门工资总额增长率。因此, c 多表现为正,所以 1999—2012 年这一阶段的 c 值通过检验。同时,由于受后阶段的影响较大,所以 1985—2012 年这整个阶段的 c 值也通过检验。

站在理性经济人的角度分析,两部门中,工资总额增长率较高的部门,对劳动力具有更大的吸引力。因此,要想提高服务业就业份额增长率,就需要提高服务业工资总额增长率,以此提高对劳动力的吸引力。

就外在性冲击而言,朱秩等^[12]指出,在全国范围内,外在性冲击对服务业就业份额增长的影响并不显著。与此一致,笔者研究得出,除在 1985—1998 年为弱显著外,在其余两阶段都没有通过检验。所以基本不用考虑外在冲击对重庆市服务业就业份额增长率的影响。

通过上述分析,能恰当揭示重庆市服务业就业份额增长原因的模型为:

$$is = ar_m + br_s + cr_w + u \quad (8)$$

其中, $a < 0$, $b > 0$, $c < 0$ 。

三、结语

文章以鲍莫尔-富克斯假说及后续修正模型为基础,通过分析,建立恰当的计量模型,探索服务业就业份额主动增长的方式。利用重庆市相关数据进行实证分析,得出以下结论。

第一,制成品部门劳动生产率的提高对服务业

就业份额的增长起抑制作用。这与原模型提出的“服务业部门劳动生产率增长滞后是导致服务业就业份额上升的主要原因”这一观点截然不同。根据原模型观点,只要不断提高制成品部门劳动生产率,服务业部门就业份额就会自然而然提高。上述研究表明,这一政策观点是不可取的。提高市场专业化程度,加强两部门间的产业关联程度,提升制成品部门对服务业部门的产业依赖度,发挥第二产业对第三产业的带动作用,才是有效提升服务业就业份额的有效途径。降低交易成本,则是提高服务市场化与专业化的首选。

第二,提高服务业劳动生产率增长率对于服务业就业份额增长率的上升起着积极的促进作用。这一点也与鲍莫尔模型的结论相悖。原模型强调的是服务业劳动生产率增长滞后或停滞,才会引起该部门就业占比上升。笔者认为,以牺牲劳动生产率为代价而带来的就业上升是不健康的。正如原模型指出的,这样会导致该部门出现“成本病”问题,直至最终消失。我们将“以劳动生产率低下为代价而换来的就业份额上升”理解为被动就业上升。文章通过重庆市的数据证明,服务业劳动生产率增长率提高与其就业份额增长率上升是可以同时实现的。可将其理解为服务业的主动就业。因为,服务业劳动生产率上升,服务业将不断发展壮大,则其本身对劳动力的需求就会不断上升,从而吸纳更多的就业人数,也即服务业自身的主动就业。提高服务业的标准化程度,发挥规模经济作用,提高服务业生产率对于“成本病”的克服至关重要。

第三,考虑工资这一因素,并以制成品部门与服务业部门工资增长率之差作为变量,引入模型中。与前人模型只间接考虑收入弹性、价格弹性不同,笔者直接考查两部门工资增长率差额对服务业就业份额增长的影响。结果表明,服务业工资增长滞后会引起本部门就业份额增长率下降。换言之,服务业只有提高工资增长率,才能增强对劳动力的吸引力,从而提高本部门的就业份额增长率。从另一个角度来说,提高服务业工资增长率,也就是提高劳动力收入水平,收入水平提高后,对服务的需求才会上升,服务业规模才会壮大,吸纳劳动力的能力才会更强,这有利于形成良性循环,从需求上拉动服务业就业。

第四,重庆直辖前,外部冲击对服务业就业份额有些许影响,但这些影响随着重庆直辖市的设立而渐渐消退。这主要是因为之前轻微的影响已经定型,家庭生活结构或商业实践等外在因素已经固定,

不会再有大的变化,因此,不再对重庆市服务业就业份额增长产生影响。

参考文献:

- [1] Baumol W J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis[J]. *The American Economic Review*, 1967:415-426.
- [2] Fuchs V R. The service economy[J]. *NBER Books*, 1968.
- [3] Haig B D. An analysis of changes in the distribution of employment between the manufacturing and service industries 1960-1970[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1975,57(1):35-42.
- [4] Leveson I. Services in the US economy[J]. *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*, 1985:89-104.
- [5] Summers R. Services in the international economy[J]. *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*, 1985:27-48.
- [6] Saxonhouse G R, Inman R E. Services in the Japanese economy[J]. *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*, 1985:53-83.
- [7] Triplett J E, Bosworth B P. Productivity in the US service sector[J]. *New Sources*, 2004.
- [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[J]. *人口与经济*, 2008(6):44-48.
- [9] 库兹涅茨. 现代经济增长[M]. 北京:北京经济学院出版社, 1989.
- [10] 钱纳里, 鲁宾逊, 塞尔奎因. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海:三联书店,上海人民出版社, 1995.
- [11] Spann R M. The macroeconomics of unbalanced growth and the expanding public sector: some simple tests of a model of government growth[J]. *Journal of Public Economics*, 1977,8(3):397-404.
- [12] 朱轶, 熊思敏. 我国服务业“成本病”及其就业效应——基于鲍穆尔-富克斯假说的区域检验与比较[J]. *财经科学*, 2010(3):85-94.
- [13] 程大中. 中国服务业存在“成本病”问题吗?[J]. *财贸经济*, 2008(12):109-115.
- [14] Griliches Z. Introduction to “output measurement in the service sectors” [M]//Output measurement in the service sectors. University of Chicago Press, 1992:1-22.
- [15] Dorothy R. Service-led growth: the role of the service sector in world development[Z]. New York: Praeger Publishers, 1986.
- [16] 张建升, 谭伟. 服务业劳动生产率增长滞后对就业的动态影响——对鲍穆尔-富克斯假说的检验[J]. *生产力研究*, 2011(12):202-203.
- [17] Inman R P. *Managing the service economy: prospects and problems*[M]. Cambridge University Press, 1988.
- [18] 程大中. 中国服务业增长的特点、原因及影响——鲍穆尔-富克斯假说及其经验研究[J]. *中国社会科学*, 2004(2):18-32.
- [19] 梁东黎, 张淦. 服务业就业占比的决定:“鲍穆尔-富克斯”模型研究[J]. *南京社会科学*, 2013(8):16-23.
- [20] 杨海文, 王丹华. 线性回归模型参数稳定性检验方法的对比分析[J]. *井冈山大学学报:自然科学版*, 2011(5):24-28.
- [21] 魏作磊, 邝彬. 制造业对服务业的产业依赖及其对促进我国就业增长的启示——一项基于投入产出表的比较分析[J]. *经济学家*, 2009(11):47-51.

Research on employment of service sectors based on Baumol-Fuchs Hypothesis: case study of Chongqing

LIANG Ping, JIAO Jianmei

(School of Public Affairs, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: Based on Baumol-Fuchs Hypothesis and its subsequent model, introducing a new variable which stands for lags in service wage growth rate, to establish a new econometric model to reveal the reasons of the increase of service employment share growth rate in Chongqing. An empirical study with relevant statistics data of Chongqing from 1985 to 2012 shows that: the increase of manufacturing industry productivity growth rate has a negative effect on the rise of service employment share rate. To enhance connections between the two sectors is the right way to increase the service employment share growth rate; the increase of service productivity growth rate has a positive effect on the rise of service employment share growth rate. Besides, it helps to avoid the “cost disease”; increasing service wage growth rate is an efficient way to improve service employment share growth rate.

Keywords: Baumol-Fuchs Hypothesis; service employment; productivity growth rate; wage growth rate