

餐饮业发展动因的实证分析

张进铭 肖德勇*

摘要:近十几年来,中国餐饮业以远高于国内生产总值和第三产业增长率的速度迅猛发展。那么,导致餐饮业超常发展的主要动因是什么呢?通过一种实证分析,本文发现城镇居民可支配收入的提高与餐饮业发展关系不大,而行政管理费(用于公款吃喝的部分)的增加则是推动餐饮业高速发展的主要原因。

关键词:餐饮业 发展 城镇居民 可支配收入 行政管理费

一、引言

随着中国经济的高速增长,第三产业也在迅速发展。根据《中国统计年鉴》(2006)的有关数据,1989-2005年,我国的国内生产总值(GDP)从17 000.9亿元增加到183 956.1亿元,增长了9.8倍;第三产业的产值由5 486.3亿元增加到72 967.7亿元,增长了12.3倍。这样,第三产业产值占GDP的比重由1989年的32.2%上升到2005年的39.9%。在第三产业中,餐饮业的发展尤为迅猛。1989-2005年,我国餐饮业社会消费品零售总额(以下简称“餐饮业零售总额”)由405.1亿元迅速增加到8 886.8亿元,增长了20.9倍。结果,从1989年到2005年,餐饮业零售总额占第三产业产值的比重由7.4%上升到12.2%,其占GDP的比重由2.4%上升到4.8%。不难看出,在1989-2005年间,餐饮业是我国第三产业乃至整个经济增长中发展最为迅速的行业之一。

导致我国餐饮业迅猛发展的动因是什么呢?中国有句古语:民以食为天。我国的饮食文化本来就源远流长,市场化进程的加快又为餐饮业提供了广阔的发展空间。更为重要的是,伴随着经济的持续、高速增长,我国广大居民特别是城镇居民的收入水平不断提高。收入水平的提高就意味着消费需求的增加。因而,一个很自然的推断就是,城镇居民收入的增加是推动餐饮业高速发展的主要动力。但是,另一方面,近十几年来公款吃喝现象也愈演愈烈,并引起了社会各界的广泛关注。一些媒体甚至认为,我国一年的公款吃喝至少在2 000亿元以上。那么,推动我国餐饮业快速发展的原因到底是城镇居民餐饮消费支出的增加(收入提高的结果),还是不断增加的公款吃喝呢?

本文选择2000-2006年的月度数据,基于协整理论,采用脉冲响应函数和方差分解等时间序列处理技术,对我国餐饮业发展的动因进行一种实证分析。论文基本结构安排如下:(1)经验观察及描述性分析;(2)模型设定及实证检验;(3)讨论与反思。

二、经验观察及描述性分析

首先,我们来看一下我国餐饮业发展的基本情况。图1是1989-2005年餐饮业零售总额变动图,实线表示按当年价格计算的名义值,虚线表示按居民消费价格指数剔除通货膨胀因素后的实际值(以1989年为基准年)。从图1中我们可以看出,餐饮业零售额总体上呈现一种上升的趋势。其数量从1989年的405.1亿元增加到2005年的8 886.8亿元,年均增长率高达21.68%。其中,1994年增长率最高达到46.87%,最低的1990年为3.63%。即使是发生SARS的2003年,其增长率也达到19.12%。剔除通货膨胀因素后,总体上升的波动趋势依然没有改变,年均增长率仍然高达15.51%,其中,增长率最高的年份为2004年,达到

* 张进铭,江西财经大学经济与社会发展研究院,邮政编码:330013,电子信箱:zhangjinminga@126.com;肖德勇,深圳保监局财产保险监管处,邮政编码:518040,电子信箱:xiaodeyong@tom.com。

张莉:《崔琳:为限制公款吃喝提出四点建议》,载 <http://www.people.com.cn>, 2007-03-11。

18.78%。这在一定程度上体现了近年来餐饮业强劲的发展势头。

经济学的研究表明,影响消费支出的一个主要因素是人们的可支配收入。这里,我们先简单地看一下各地区餐饮业零售总额和城镇居民可支配收入的关系。图2是2005年我国各地区城镇居民平均每人全年可支配收入对数值与餐饮业零售总额对数值的关系图,其中,纵轴表示餐饮业零售总额,横轴表示人均可支配收入。图中的拟合曲线向上倾斜,表明城镇居民平均每人全年可支配收入与餐饮业消费表现为一种正相关关系。这说明,更高的收入水平可以促进餐饮业消费的增长。不过,由于该曲线的拟合系数很低,故这两个变量之间的关系还有待于进一步检验。

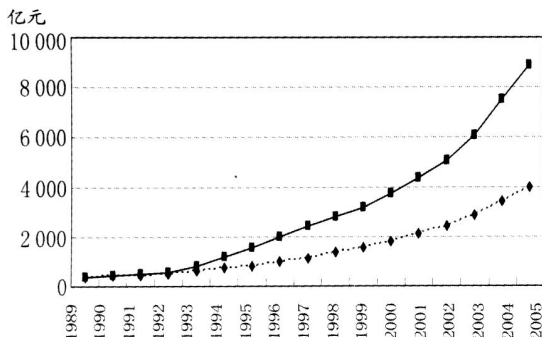


图1 餐饮业社会消费品零售总额变动图

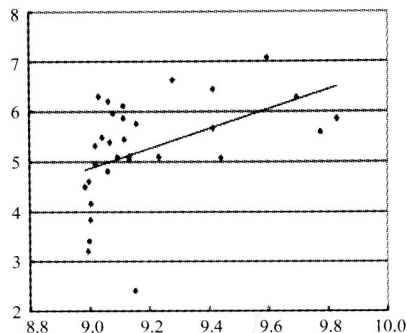


图2 可支配收入与餐饮业零售总额关系图

对于公款吃喝的具体数值,实际上是难以确定的。我们可以简单地认为,所有不是由私人支付的餐饮消费都可视为公款吃喝。或者说,政府部门、行政事业单位以及国有经济部门用于餐饮方面的消费支出都属于公款吃喝。由于国有经济部门和行政事业单位这方面的数据难以得到,所以,在这里我们主要考察政府财政支出中的行政管理费与餐饮业零售总额的关系。从一般意义上讲,行政管理费主要包括行政管理支出以及党派团体补助支出、外交支出、公检法支出等,但事实上公车出行和吃饭招待已经成为行政管理费中的重头。例如,经济学家张曙光指出,2006年全国公车出行花了3000亿元,吃饭招待耗资3700亿元。

改革开放以来,我国财政支出中的行政管理费一直在迅猛增长。例如,1989年我国财政支出中的行政管理费为386.26亿元,占财政总支出的比重为13.7%;到2005年,行政管理费急剧增至6512.34亿元,相当于1989年的16.9倍,占财政总支出的比重上升为19.2%。图3给出了1989-2005年我国行政管理费的变动情况。其中,实线表示名义值,虚线表示剔除通货膨胀因素以后的实际值。从图3中我们可以看出,同餐饮业零售额一样,行政管理费支出始终呈现出快速上升的趋势:名义值年均增长率达19.72%,其中2000年高达37%。在剔除通货膨胀因素以后,行政管理费的年增长率仍然达到13.98%。显然,行政管理费的快速增长意味着政府管理成本的迅速上升。在这里,我们关注的是行政管理费的增长与餐饮业发展的关系。图4是2005年各地区财政支出中行政管理费支出对数值与餐饮业零售总额对数值的关系图,其中,纵轴表示餐饮业零售总额,横轴表示行政管理费支出。由图4可知,拟合曲线明显向上倾斜,而且曲线拟合的很好, R^2 达到0.75。这表明,行政管理费增长和餐饮业发展之间存在着非常明显的正相关关系。由此,我们有理由认为,公款吃喝是推动我国餐饮业快速发展的动因之一。

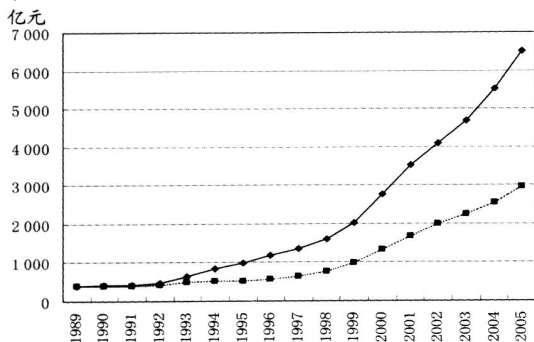


图3 行政管理费总额变动图

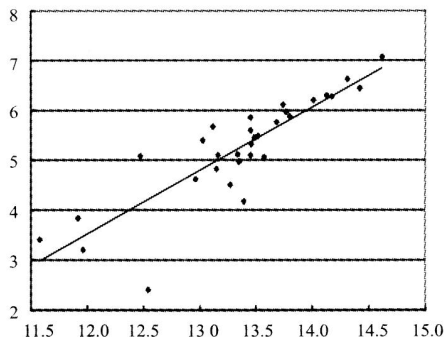


图4 行政管理费与餐饮业零售总额关系图

《经济学家张曙光:我国行政事业支出浪费惊人》,载 <http://news.sohu.com/20070117/n247665105.shtml>

三、模型设定及实证检验

为了进一步探明餐饮业快速发展的动因,我们运用时间序列相关的计量方法进行检验。在下面的计量模型中,我们把餐饮业零售总额作为因变量,把城镇居民可支配收入、行政管理费和消费者信心指数作为自变量。其中,城镇居民可支配收入和行政管理费可认为是餐饮业零售总额的两个重要来源,消费者信心指数则是一个反映餐饮业需求变化的指标。这4个变量采用的都是月度数据。

(一)模型、数据与检验方法

令 $X_t = [cate_t, inco_t, fisc_t, conf_t]$, 其中, $cate_t$ 表示餐饮业零售总额, 单位为亿元; $inco_t$ 表示城镇居民人均可支配收入, 由我国36个大中城市城镇居民家庭抽样统计而得, 单位为元; $fisc_t$ 表示国家财政支出中的行政管理费, 单位为亿元; $conf_t$ 表示消费者信心指数。本文的样本区间为2000年1月至2006年12月, 数据来源于中国网 (<http://www.china.org.cn/>) 中国统计数据、高校财经数据库 (<http://www.bjinfobank.com/>) 数据查询系统和万得资讯 (Wind)。在实际操作中, 为消除价格水平波动的影响, 我们利用居民消费价格指数CPI(2000年1月为基期)将 $cate_t$ 、 $inco_t$ 和 $fisc_t$ 三个变量由名义值平减为实际值; 同时, 为了消除季节因素和不规则因素的影响, 我们还对实际餐饮业零售总额、人均可支配收入和行政管理费进行 X_{12} 季节调整。另外, 最终加到模型中的变量为各序列调整后的对数形式。

本文借鉴刘伟等(2007)的实证思路, 主要采用协整检验、Johansen因果检验、脉冲响应函数和方差分解计量方法。首先, 运用 Augmented Dickey - Fuller (ADF) 方法检验各变量的单整性。若各变量均为 $I(1)$ 过程, 则运用 Johansen 协整检验来考察变量的协整关系。如果存在协整关系, 就建立误差修正模型 (VECM) 进行短期因果关系分析并考察变量间的短期动态调整机制; 然后, 根据误差修正模型得出的脉冲响应函数曲线识别变量系统对冲击或新生扰动的短期动态反应; 最后, 根据得出的预测方差分解结果, 将系统的预测均方差分解成系统中各变量冲击所做的贡献。

(二)单位根检验

ADF单位根检验的最佳滞后阶数是根据施瓦茨信息准则 (Schwarz Information Criterion, SC) 确定: SC值越小, 则滞后阶数越佳。表1给出了各变量平稳性的 ADF 检验结果。由表1可以看出, $cate_t$ 、 $inco_t$ 、 $fisc_t$ 和 $conf_t$ 四个变量经过一阶差分后平稳, 均是 $I(1)$ 序列。

表 1 ADF 检验结果

变量	水平检验结果			一阶差分检验结果		
	检验形式 (C, T, K)	ADF 统计量	临界值	检验形式 (C, T, K)	ADF 统计量	临界值
$cate_t$	(0, 0, 0)	0.176534	-1.614204*	(0, 0, 0)	-9.547906	-2.593468***
$inco_t$	(C, T, 1)	-1.522735	-3.159372*	(C, T, 0)	-13.98316	-4.073859***
$fisc_t$	(0, 0, 2)	0.001798	-2.593824*	(0, 0, 1)	-10.50120	-2.593824***
$conf_t$	(0, 0, 2)	0.183408	-1.614145*	(0, 0, 1)	-7.340077	-2.593824***

注: (1) 检验形式 (C, T, K) 分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的阶数; (2) *** 和 * 分别表示在 1% 和 10% 显著水平下的临界值。

各变量均为 $I(1)$ 过程, 则变量间的线性组合就可能是协整的。检验一阶单整变量之间是否存在协整关系的常用方法是 Engle - Granger 两步法和 Johansen 检验法。考虑到前者在处理小样本时的估计有偏差, 故本文采用 Johansen 检验法进行协整检验。

(三)协整检验

由于上述变量都是一阶单整的, 因此我们可以利用 Johansen 检验判断它们之间是否存在协整关系, 并进一步确定相关变量之间的符号关系。而 Johansen 协整检验是一种基于向量自回归 (VAR) 模型的检验方法, 在检验之前, 必须首先确定 VAR 模型的结构。在一个理想的 VAR 模型中, AIC 值和 SC 值都应很小。所以, 我们可以通过对滞后期不同模型的 AIC 值和 SC 值进行比较, 从中选出 AIC 值和 SC 值都较小的模型。如果根据 AIC 值和 SC 值选择的最适合的模型不一致, 就可以利用 LR 检验及 FPE 等检验继续进行检验 (于俊年, 2006)。滞后期检验是从较大滞后阶数开始。表 2 分别给出了对应的 LR 值、FPE 值、AIC 值、SC 值和 HQ 值, 根据这一结果, 我们选择最佳滞后阶数为 2。

Weise (1999) 认为 VAR 模型的非线性特征可能是由数据依赖性结构突变产生的, 而对于季节和不规则因素的调整有助于消除这一隐患。赵振全等 (2007) 也持有相同观点。

表 2 水平 VAR模型的最佳滞后阶数检验结果

滞后阶数	LR值	FPE值	AC值	SC值	HQ值
0	NA	3.12e - 09	- 8.23495	- 8.1132	- 8.18625
1	437.1285	1.09e - 11	- 13.8906	- 13.28181*	- 13.6471
2	31.29971*	7.98e - 12*	- 14.20645*	- 13.1106	- 13.76813*
3	24.81446	8.28e - 12	- 14.1786	- 12.5958	- 13.5455

注：*表示被标注的数值所在行对应的滞后阶数即为该数值所在列的检验标准推荐的最佳滞后阶数；5个检验标准分别是：修正的 LR 检验统计值（5%水平）、最终预测误差（FPE）、赤池信息准则（AIC）、Schwarz信息准则（SC），以及 Hannan - Quinn信息量（HQ）。

表 3 协整向量个数的检验结果

零假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
0*	0.226695	49.32409	47.85613	0.0361
1	0.184397	28.50042	29.79707	0.07
2	0.111371	11.99034	15.49471	0.1574
3	0.029509	2.426216	3.841466	0.1193

注：*表示在 5%显著性水平上拒绝零假设。

由单位根检验我们可以知道， $inco_t$ 时间序列含线性趋势项和常数项，相应地协整方程也应该包含趋势项和常数项（Johansen, 1994; 赵华、潘长风, 2004）。实际上，协整检验模型是对无约束 VAR 模型进行协整约束以后得到的 VAR 模型，该 VAR 模型的滞后期是无约束 VAR 模型一阶差分变量的滞后期（王坤、张书云, 2004）。由于无约束 VAR 模型的最优滞后期为 2，故协整检验的 VAR 模型的滞后期确定为 1。根据表 3 的协整检验结果，我们发现，检验的变量之间在 5%显著性水平上存在一个协整关系。对应的四个变量之间的协整关系为（括号内指对应变量的标准差）：

$$cate_t = -0.058138 inco_t + 0.792028 fisc_t + 0.642564 conf_t + c \quad (1)$$

(0.03383) (0.04028) (0.26900)

(1)式表明，城镇居民人均可支配收入对餐饮业零售总额几乎没有什么影响。而行政管理费支出和消费者信心指数与餐饮业零售总额呈明显的正相关，且其弹性分别达到 0.79 和 0.64。对此，我们可以理解为：一方面，由于近年来我国经济实现了持续、高速的增长，消费者信心指数基本保持在较高的水平（2003 年由于 SARS 而出现了短期的明显下降），这就促进了对餐饮业需求的增长；另一方面，在 2000 年 1 月至 2006 年 12 月间，国家财政支出中行政管理费的快速增长确实促进了餐饮业的发展。

(四) 格兰杰因果检验

由于存在协整关系，我们便可以建立误差修正模型（VECM）来表达变量之间的动态关系。VECM 估计时的参数选择与协整方程估计时是一致的。表 4 是误差修正模型的估计结果，我们可以根据这一结果来描述餐饮业发展与城镇居民人均可支配收入、行政管理费之间的长期关系。

表 4 误差修正模型估计结果

Error Correction	D (cate)	D (inco)	D (fisc)	D (conf)
误差修正项	- 0.32226*** (- 0.10633) [3.03075]	- 0.12502* (- 0.09816) [1.27363]	1.257097*** (- 0.21597) [- 5.8207]	- 0.07072*** (- 0.02861) [2.47186]
D (cate(- 1))	0.03498 (- 0.13374) [- 0.26155]	0.266723*** (- 0.12346) [- 2.1604]	0.09981 (- 0.27163) [- 0.36745]	0.019977 (- 0.03599) [- 0.5507]
D (inco(- 1))	0.004429 (- 0.11134) [- 0.039779]	- 0.43981*** (- 0.10278) [- 4.27914]	- 0.15826 (- 0.22614) [- 0.6998]	- 0.00086 (- 0.02996) [- 0.0287]
D (fisc(- 1))	- 0.14923*** (- 0.05305) [- 2.813007]	- 0.03064 (- 0.04897) [- 0.625689]	- 0.23072*** (- 0.10775) [- 2.14125]	- 0.03138*** (- 0.01428) [- 2.19748]
D (conf(- 1))	1.383211*** (- 0.46804) [- 2.955326]	0.179118 (- 0.43205) [- 0.41457]	- 2.40139*** (- 0.95062) [- 2.52613]	0.441972*** (- 0.12594) [- 3.5094]
c	0.000801 (- 0.00537) [- 0.14916]	- 0.00641* (- 0.00495) [- 1.29495]	- 0.00136 (- 0.0109) [- 0.12477]	0.000246 (- 0.00144) [- 0.1708]
R ²	0.501096	0.225175	0.590927	0.167478

注：小括号内表示标准误差，中括号表示 T 检验值，***、**、* 分别代表参数估计值在 1%、5%、10%水平上显著。

判断一个变量的变化是否是引起另一个变量变化的原因,是经济计量学中的常见问题。对此,格兰杰提出一个判断因果关系的检验,这就是格兰杰因果检验(Granger causality tests)。这里,我们利用这个误差修正模型来进行格兰杰因果检验。VECM的格兰杰因果检验主要是用来检验一个内生变量是否可以作为外生变量对待。对于VECM中的每个方程,将输出每一个其他内生变量的滞后项(不包括它本身的滞后项)联合显著的²(Wald)统计量。表5给出了检验结果。

从格兰杰检验的结果可以看出,行政管理费是引起餐饮业发展的格兰杰原因,P值为0.0049。同时,消费者信心指数也是餐饮业发展的格兰杰原因,P值达到0.0031。而城镇居民人均可支配收入明显不是餐饮业发展的格兰杰原因。这样,就验证了我们在前面提出的假说:餐饮业迅猛发展与行政管理费的快速增长密切相关,而与城镇居民人均可支配收入的变化无关。此外,检验结果还表明,餐饮业发展是城镇居民人均可支配收入提高的格兰杰原因,行政管理费和消费者信心指数互为格兰杰因果关系。

表5 格兰杰因果检验结果

一、因变量: D(cate)				三、因变量: D(fisc)			
拒绝项	Chi-sq	df	P值	拒绝项	Chi-sq	df	P值
D(inco)	0.001582	1	0.9683	D(cate)	0.135014	1	0.7133
D(fisc)	7.912259	1	0.0049	D(inco)	0.489750	1	0.4840
D(conf)	8.733898	1	0.0031	D(conf)	6.381353	1	0.0115
All	14.31706	3	0.0025	All	6.738081	3	0.0807
二、因变量: D(inco)				四、因变量: D(conf)			
拒绝项	Chi-sq	df	P值	拒绝项	Chi-sq	df	P值
D(cate)	4.667654	1	0.0307	D(cate)	0.308174	1	0.5788
D(fisc)	0.391402	1	0.5316	D(inco)	0.000827	1	0.9771
D(conf)	0.171874	1	0.3785	D(fisc)	4.831291	1	0.0279
All	5.679250	3	0.01283	All	5.019152	3	0.1704

注:表中所有项列出了检验所有滞后内生变量联合显著的卡方统计量数值。

(五)广义脉冲响应函数

这里,我们再利用脉冲响应函数来考察一下餐饮业零售总额变化与行政管理费支出和消费者信心指数在短期中的相关关系。考虑到脉冲响应函数的结果对变量的排序十分敏感,本文采用Pesaran和Shin(1998)提出的可以得出唯一脉冲响应函数曲线的广义脉冲响应函数法(generalized impulses)。图5和图6刻画了在误差修正模型基础上,餐饮业零售总额在受到其他因素扰动时的广义脉冲响应函数曲线。从图5中我们可以看出,当餐饮业零售总额受到一个单位的正向标准差的行政管理费支出冲击后,冲击效应为正,在滞后1-3期内显著上扬,并在第4期后达到一个平稳的水平。也就是说,行政管理费支出的扩大会导致餐饮业零售总额的上升,这种效应能在1-3月之内就显现出来。从图6可以看出,当餐饮业零售总额受到一个单位的正向标准差的消费者信心指数冲击后,冲击效应也为正,在滞后2期达到冲击效果最大化,而后迅速回落至平稳水平。这表明,当受到消费者信心指数的冲击,餐饮业零售总额反应迅速,但可持续性不强,影响程度相对较小。

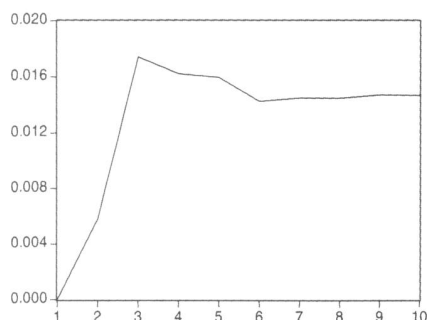


图5 餐饮业零售总额受行政管理费支出冲击的脉冲响应图

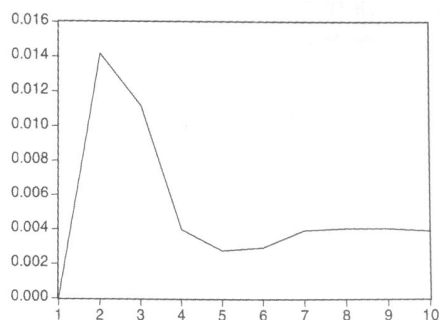


图6 餐饮业零售总额受消费者信心指数冲击的脉冲响应图

(六)方差分解

最后,基于误差修正模型,我们对餐饮业零售额的不同预测期限的预测误差进行方差分解,来考察短期中的其方差被各变量所解释的贡献度。具体结果见表6。

从表 6 中可以看出,在餐饮业零售额的波动中,大约有 0~10.24% 的波动可以由行政管理费来解释,大约 2.26% 可以由消费者信心指数来解释,仅有 0.15% 可由城镇居民人均可支配收入解释,其余部分则由餐饮业增长惯性或其他未观察到变量来解释。这些未观察到的变量可能包括多个方面,如行政事业单位和国有企业用于餐饮方面的支出,以及城市化率、居民消费习惯、媒体的宣传以及餐饮企业的公司治理和规模,等等。囿于难以量化或者数据不可得,本文未对这些因素展开讨论,但可以肯定,国家行政管理费用可以解释餐饮业近一成的增长,无疑也证明了公款吃喝的严重性。

表 6 餐饮业零售额的方差分解

时期	<i>S. E</i>	<i>cate</i>	<i>inco</i>	<i>fisc</i>	<i>conf</i>
1	0.048353	100	0	0	0
2	0.066647	94.66859	0.052932	0.751784	4.526693
3	0.080311	89.60306	0.118632	5.223393	5.054912
4	0.090453	88.33473	0.14959	7.336196	4.179486
5	0.099595	87.70817	0.148363	8.618508	3.524959
6	0.107924	87.68665	0.150864	9.085818	3.076673
7	0.115771	87.59383	0.150111	9.465826	2.790231
8	0.123117	87.51578	0.152403	9.75537	2.576447
9	0.130052	87.41432	0.153321	10.02545	2.406914
10	0.136622	87.34117	0.154587	10.24041	2.263834

(七)实证分析结果小结

根据上述实证分析的结果,我们可以得到以下几个结论:

1. 从短期而言,行政管理费支出的波动严重影响着餐饮业的零售额。行政管理费用的增加在短期中会迅速促进餐饮消费,从而推动餐饮业零售额的快速增长,而且这种影响会在 3-4 月内逐渐平稳并持续下去。同时,在短期中,消费者信心指数也会对餐饮业的波动产生一定的影响。

2. 从长期来看,行政管理费支出能有效地促进餐饮业零售总额的增长。上面的实证分析表明,2000-2006 年我国餐饮业的迅猛发展是与行政管理费的急剧增加密不可分的。可以说,政府部门的公款消费是餐饮企业快速发展的重要原因之一。

3. 城镇居民可支配收入与餐饮业发展的关系不大。上述的实证分析表明,城镇居民人均可支配收入的提高不会促进餐饮业发展。这意味着,餐饮业迅猛发展不是来自于消费者的私人消费,而是来自于包括行政管理费在内的公款吃喝。

4. 从方差分解的结果来看,除行政管理费会引起餐饮业的短期波动以外,应该还有一些因素会引起餐饮业零售额的变化,如行政事业单位和国有企业用于餐饮方面的支出、城市化率、居民消费习惯以及餐饮企业的公司治理和规模等。

四、讨论与反思

从表面上看,伴随着我国经济的持续增长和人民生活水平的提高,餐饮业的迅猛发展仿佛昭示着我们已经全面进入了小康社会。一些人更是认为,餐饮消费的迅速增加是一个新的经济“增长点”,有助于解决我国长期存在的消费需求不足问题,而且在一定程度上可以增加就业。但事实上,餐饮业的快速发展并不一定是经济繁荣的一种体现,相反,其过快的增长过程包含着诸多的弊端。

首先,我国依然是世界上最大的发展中国家,我们仍然处在必须通过辛勤的劳动创造更多财富的阶段,不能这样“慷慨”、“大方”地进行“消费”。实际上,在远比我们富裕得多的发达国家,其餐饮业的规模和发展水平也远远落后于我国。而我国尽管已经实现了持续、高速的经济增长,但人均国内生产总值仅为全世界平均水平的 1/4 左右,约为美国的 1/20。而且,更为严重的一点是,我国餐饮业的迅猛发展不是由于居民收入水平的提高引起的,而是由愈演愈烈的公款吃喝推动的。也就是说,日益兴旺的餐饮业并不是广大居民生活改善、分享改革成果的一种体现,而在很大程度上说明了追求奢侈的风气和浪费公共资源的现象变得更加严重起来。

其次,将大量的行政管理费用于吃喝严重背离了公共财政的原则。应该说,国家实行财政政策的目的就是要调节收入分配、实现社会公平并促进经济增长。而我国财政支出的情况却不尽人意。在 2005 年,我国的行政管理费占国家财政支出的比重已经达到了 19.2%,远高于世界上一些发达国家的水平(日本 2.38%、

(下转第 116 页)

Subordinated Debt Prices "Journal of Money, Credit, and Banking, No. 59, pp. 900 - 925.

7. Evanoff, D. D. and Wall, L. D., 2000. "Subordinated Debt and Bank Capital Reform." Working Paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, pp. 534 - 548

8. Flannery and Sorescu, 1996. "Evidence of Bank Market Discipline in Subordinated Debenture Yields: 1983 - 1991." Journal of Finance, No. 124, pp. 1347 - 1377.

9. Goyal, V. K., 2005. "Market Discipline of Bank Risk: Evidence from Subordinated Debt Contracts." Journal of Financial Intermediation, Vol 14, pp. 318 - 350

10. Morgan, D. P. and Striuh, K. J., 2000. "Bond Market Discipline of Banks: Is the Market Tough Enough?" Federal Reserve Bank of Chicago, No. 93, pp. 250 - 276

11. Nivorozhkin, E., 2001. "An Analysis of Subordinated Debt in Banking: the Case of Costly Bankruptcy." Working Paper, Gothenburg University, No. 875.

12. Rothschild, M. and Stiglitz, J. E., 1976. "Equilibrium in Competitive Insurance Markets." Quarterly Journal of Economics, Vol 126, pp. 629 - 650.

(责任编辑:陈永清)

(上接第 92 页)英国 4.19%、韩国 5.06%、法国 6.5%、加拿大 7.1%、美国 9.9%)。另一方面,近十几年来,我国国家财政用于农业、教育、卫生、科学研究、抚恤和社会福利等方面支出的比例都出现了不同程度的下降。这意味着政府未能很好地履行其应有的一些职能,同时也表明政府管理成本的迅速上升。在这一过程中,公款吃喝可能是其中的一个重要因素。以 2005 年为例,我国餐饮业零售总额为 8 886.8 亿元,这其中属于公款吃喝的具体数字难以知道。如果按 30% 估计的话,就达 2 600 多亿元,多于当年的国防支出 (2 474.96 亿元) 和国家财政用于农业的支出 (2 450.31 亿元),大约为国家财政用于科学研究支出 (1 334.91 亿元) 的 2 倍,几乎为国家财政用于抚恤和社会福利支出 (716.3931 亿元) 的 4 倍。尽管近年来国家财政收入迅速增长,但当大量的财政经费被用于公款吃喝时,必将挤占政府本应提供的其他社会(准)公共产品(教育、科研、卫生、支农、转移支出等)方面的支出。而且,作为公共资源的财政收入大量地被用于公款吃喝还会滋长腐败,损害政府形象,其危害极为深远。

最后,公款吃喝不仅浪费了大量资源,而且具有很大的社会成本。餐饮业的超常发展表明了这样一个事实:我国还未形成真正良好、公正的投资环境,而往往需要通过餐桌上的交流和沟通来实现投资的目标。实际上,这意味着企业进行投资的交易成本仍在不断增大。这种交易成本不仅包括时间、精力的付出和损失的投资机会,而且花费在餐饮上的大量支出本可直接用于投资。另外,在当前我国贫富差距不断拉大、低收入阶层生活困难的情况下,日益严重的公款吃喝和餐饮业的过快发展势必加剧人们的不满情绪,不利于和谐社会的建设。

因此,我们应把抑制公款吃喝作为转变政府职能、改进政府作风、完善政府服务的一项重要工作来抓,通过制度改革和制度创新切实降低行政管理费,把更多的财政资金用于改善社会基础设施、帮助贫困群体和促进经济增长方面。

参考文献:

1. 刘伟、胡兵、李传昭:《财政赤字、实际有效汇率与贸易收支》,载《管理世界》,2007(4)。
2. 孙凤、王玉华:《中国居民消费行为研究》,载《统计研究》,2001(4)。
3. 王坤、张书云:《中国对外贸易与经济增长关系的协整性分析》,载《数量经济技术经济研究》,2004(4)。
4. 于俊年:《计量经济学软件: Eviews 的使用》,北京,对外经济贸易大学出版社,2006。
5. 赵华、潘长凤:《协整分析中如何处理截距和趋势》,载《数量经济技术经济研究》,2004(1)。
6. 赵振全、于震、刘森:《金融加速器效应在中国存在吗》,载《经济研究》,2007(6)。
7. Johansen, S., 1994. "The Role of the Constant and Linear Terms in Integration Analysis of Non-stationary Variables." Econometric Reviews, Vol 13.
8. Pesaran, M., 2001. "Hashem and Yongcheol Shin, Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." Economics Letters, Vol 58.
9. Wiese, B., 1999. "Iconicity and Syncretism. On Pronominal Inflection in Modern German," in R. Sackman, ed., Theoretical Linguistics and Grammatical Description. Papers in Honour of Hans - Heinrich Lieb

(责任编辑:邢宏洋)

肖龙、宸心:《过高的行政成本如何才能降下来》,载《中国改革报》,2007-06-26,