工薪所得个人所得税的费用扣除额测算

洪 勰 宋良荣(博士生导师)

(上海理工大学管理学院 上海 200093)

【摘要】本文首先通过考察我国城镇居民人均可支配收入、定基城镇居民消费者价格指数以及时间对城镇居民人均消费性支出的影响,构建多元线性回归模型,并辅以相关计量检验保证模型构建合理性。然后利用模型对2012~2016年的城镇居民人均消费性支出进行预测,并根据2006~2009年工薪所得费用扣除额与当年"平均每一就业者负担的月消费性支出"的平均比例关系,测算2012~2016年合理的工资薪金所得费用扣除标准。

【关键词】个人所得税 费用扣除额 多元回归 协整检验

我国个人所得税法对工资薪金所得费用扣除额的规定,体现了居民基本生活费用不纳税原则。现行费用扣除额主要根据"城镇居民人均消费性支出"(包括基本生活支出和非基本生活必需品支出)、"平均每一就业者负担人数"因素确定。但近年来,通货膨胀率上升,对收入再分配产生了扭曲影响。因此,在确定工薪所得税目合理的费用扣除额时,应综合考虑上述因素的影响。

一、模型构建与数据分析

(一)模型建立

本文对模型的参数估计采用普通最小二乘法(OLS)。由于各变量都是时间序列数据,易随时间变动而具有共同的变化趋势(非平稳),将影响解释变量对被解释变量的解释能力,即时间序列模型容易产生"伪回归"现象。为避免"伪回归"的影响,笔者将做如下处理:

1. 引入时间变量,从而将变量共同变化的时间趋势分离出来。

2. 在运用最小二乘法估计模型之前,对时间序列变量进行平稳性检验、协整检验。

另外,由于为使参数估计量具有良好的统计性质,对多元线性回归模型存在着若干基本假设。若回归模型出现违背基本假定的情况而仍采用普通最小二乘法估计模型参数,将会产生一系列不良后果,因此将对模型是否存在多重共线性、异方差性和序列相关性进行检验。

综上,对1994~2010年样本数据拟建立如下多元回归模型:

$$ZC=\beta_0+\beta_1SR+\beta_2CPI+T^2+\mu$$

其中:被解释变量ZC表示我国城市居民家庭平均每人全年消费性支出,解释变量SR表示城镇居民人均可支配收入,解释变量CPI表示定基城市居民消费价格指数,T^2为时间趋势项。

(二)数据选取

1. 数据来源。由于我国个人所得税主要纳税人群为城镇居民,因此本文选取1994~2010年城镇居民相关数据进行分析,见下表:

表1 样本数据

年份	城市居民家庭平均每人全年消费性支出	城镇居民人均可支配收入	定基城市居民消费价格指数	城镇每一就业者负担人数
1994	2 851.30	3 496.20	100.00	1.74
1995	3 537.57	4 282.95	116.80	1.73
1996	3 919.50	4 838.90	127.08	1.72
1997	4 185.64	5 160.32	131.02	1.74
1998	4 332.00	5 425.05	130.23	1.75
1999	4 615.90	5 854.02	128.54	1.77
2000	4 998.00	6 279.98	129.57	1.86
2001	5 309.01	6 859.58	130.47	1.88
2002	6 029.88	7 702.80	129.17	1.92
2003	6 510.94	8 472.20	130.33	1.91
2004	7 182.10	9 421.61	134.63	1.91
2005	7 942.88	10 493.03	136.79	1.96
2006	8 696.55	11 759.45	138.84	1.93
2007	9 997.47	13 785.81	145.09	1.89
2008	11 242.85	15 780.76	153.21	1.97
2009	12 264.55	17 174.65	151.83	1.94
2010	13 476.00	19 109.00	156.84	1.93
年增长率	21.92%	26.27%	3.34%	

数据来源:中国统计年鉴(1995~2010)、国家统计局网站。

2. 数据处理。

(1)平稳性检验-ADF检验。通过构建模型对时间序列的分析,其背后有一个隐含的数据平稳性假设,否则部分检验如t检验、F检验将不可信。单位根检验则是一种普遍应用的时间序列平稳性的检验方法,具体可利用Augmented Dickey-Fuller test(ADF检验)对各数据序列进行单位根检验。检验结果见表2。

表 2　　各变量 ADF 检验结果

变量及变量类型		检验类型		t统计量	概率值	结论
		(C、T、P)	最长滞后期		(P值)	(5%)
人均消费性支出ZC	ZC	(C、T、5)	5	0.64	0.997 8	非平稳
	△ZC	(C、T、5)	5	−6.05	0.004 4	平稳
人均可支配收入SR	SR	(C、T、2)	3	0.99	0.999 4	非平稳
	△SR	(C、T、4)	5	−4.16	0.036 9	平稳
居民消费价格指数CPI	CPI	(C、T、3)	3	−1.73	0.678 2	非平稳
	△CPI	(C、T、2)	3	−5.74	0.002 9	平稳

注：变量类型中的△Y 代表一阶差分；检验类型中的 C代表截距，若检验时未包含截距项则为 0；T 代表趋势项，若检验时未包含趋势项则为 0；P 代表滞后阶数，根据 SC 准则确定。下同。

表 2 检验结果表明，城镇居民人均消费性支出 ZC、人均可支配收入 SR 和定基居民消费价格指数 CPI 序列均为非平稳序列，但经过一次差分后在 5%的显著性水平上通过平稳性检验，说明三者都是 1 阶单整序列，即 ZC~(1)，SR~(1)，CPI~(1)。

(2)多变量协整检验。由于回归模型是建立在平稳数据变量基础上的，对于非平稳变量会出现诸多问题。但倘若变量之间存在协整关系，即存在着长期的稳定关系，其回归模型又是有效的。从另一角度说，非平稳的时间序列，它们的线性组合也有可能成为平稳的。因此有必要对上述非平稳的时间序列数据——城镇居民人均消费性支出 ZC、人均可支配收入 SR 和定基居民消费价格指数 CPI 进行协整检验。

本文选择 Engle−Granger(EG 检验)两变量检验方法对上述变量间是否具有协整关系进行检验，通过依次将各变量作为被解释变量，进行普通最小二乘估计，并检验各残差序列的平稳性(仍选用 ADF 检验)来判断。检验结果见表 3。

表 3　　协整检验结果

变量及变量类型	残差检验类型		t统计量	概率值	结论
	(C、T、P)	最长滞后期		(P值)	(5%)
人均消费性支出ZC	(C、T、5)	5	−6.11	0.003	平稳
人均可支配收入SR	(C、T、0)	4	−4.67	0.009	平稳
居民消费价格指数CPI	(C、T、6)	6	−7.06	0.001 5	平稳

检验结果显示，在 5%的显著性水平上，拒绝没有协整方程的原假设。表明城镇居民人均可支配收入、定基居民消费价格指数和城镇居民人均消费性支出之间具有一种稳定的长期均衡关系。

综上，尽管城镇居民人均可支配收入、居民消费价格指数和人均消费性支出数据都非平稳，均为一阶单整序列，但三者之间存在协整关系。因此可以运用最小二乘估计法对回归方程进行估计。

(三)模型的估计与检验

1. 模型的估计与初步检验。运用普通最小二乘法由样本估计的回归模型及相关统计指标如下：

$$ZC=103.14+0.46SR+11.80CPI+9.54T^2$$

t 值 (0.41) (13.09) (4.87) (5.77)

Prob.(t) (0.685 1) (0.000 0) (0.000 3) (0.000 1)

R^2=0.999 7　F=20 141.06　D.W.=2.589 5

从初步回归估计的结果看，模型对样本拟合得较好。其中：

(1)调整可决系数 R^2 为 0.999 7，非常接近 1，表明样本回归模型对样本观测值的拟合程度非常高。说明 1994～2010 年，城镇居民人均消费性支出变化的 99.97%可由城镇居民人均可支配收入和城镇居民消费价格指数来解释。

(2)F 统计量为 20 141.06。该统计量反映对方程总体线性的显著性，即城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费价格指数以及时间联合起来对人均消费性支出是否有显著影响。结果表明模型总体线性关系非常显著。

(3)各解释变量系数的 t 统计量的 P 值均小于 0.01，表明城镇居民人均可支配收入、城镇居民消费价格指数和时间都在 99%的显著水平下分别对城镇居民人均消费性支出有影响，且非常显著。

(4)解释变量的系数的经济意义合理。城镇居民人均可支配收入每增加一元，人均消费性支出将增加 0.46 元；居民消费价格指数每增加一个百分点，人均消费性支出将增加 11.80 元；每过一年，城镇居民人均消费性支出将增加 9.54 元。

2. 基本假定检验。计量经济学中，对于线性回归模型存在着若干基本假定的条件，而实际问题中未必均能完全满足，即违背基本假定，主要包括随机干扰序列存在异方差性、序列相关性，解释变量之间存在多重共线性等。

样本数据中，由于两个解释变量人均可支配收入居民消费者价格指数可能相关，如经济繁荣阶段，收入和价格指数都趋于增长，则数据序列可能存在多重共线性；除上述两者外，诸如消费习惯、就业情况、家庭负担情况等其他因素对人均消费性支出有所影响并存在差异，则数据序列可能存在异方差性。

另外消费习惯等非解释变量因素的惯性，也会对消费支出产生影响，则数据序列可能存在序列相关性。因此，为保证模型预测的有效性，将对该模型是否满足最小二乘法的基本假设进行检验。

(1)多重共线性检验。

表 4　　解释变量之间相关系数

	人均可支配收入	居民消费价格指数	时间
人均可支配收入	1.000 0	0.902 4	0.995 8
居民消费价格指数	0.902 4	1.000 0	0.883 5
时　间	0.995 8	0.883 5	1.000 0

由表 4 可知，各解释变量之间的相关系数较高，即相互之间高度相关，表明解释变量之间存在多重共线性。本文将采用逐步回归法以判定是否保留各解释变量。

首先，分别作 ZC 与 SR、CPI 和 T^2 的简单回归分析，结果见表 5。

表5　　简单回归

回归方程	ZC=705.68+0.67SR	ZC=-21 842.39+215.12CPI	ZC=3 264.43+34.51T^2
调整可决系数	0.999 0	0.810 9	0.993 4
t统计量P值	0.000 0	0.000 0	0.000 0

由表5可知，人均消费性支出受人均可支配收入影响最大，因此选择ZC=705.68+0.67SR作为初始回归模型，并逐步分别引入其他解释变量，结果见表6：

表6　　逐步回归

回归方程	C	SR	CPI	T^2	R^2
ZC=f(SR)	705.68	0.67	-	-	0.999 0
t统计量P值	0.000 0	0.000 0	-	-	
ZC=f(SR,CPI)	-9.39	0.65	6.50	-	0.999 1
t统计量P值	0.983 7	0.000 0	0.132 5	-	
ZC=f(SR,CPI,T^2)	103.14	0.46	11.80	9.54	0.999 7
t统计量P值	0.685 1	0.000 0	0.000 3	0.000 1	

根据表6，第一步：在初始模型中引入解释变量CPI，模型拟合优度提高，且参数符号合理，变量CPI通过10%显著性水平的检验；第二步，引入解释变量 ，拟合优度再次提高，且参数符号合理，变量均通过5%显著性水平的检验。

上述分析表明，尽管回归方程存在一定程度多重共线性，但各解释变量的引入都能提高回归模型的拟合优度，即所设定的模型对样本的拟合情况越来越好；并且人均可支配收入、居民消费价格指数和时间都对人均消费性支出有显著影响。因此为保证模型经济意义的合理性以及合理准确预测未来年度人均消费性支出，本文保留原各解释变量。

(2)异方差性检验。对于原模型的随机干扰项序列是否存在异方差性，可采用怀特检验(White Heteroskedasticity Test)。该检验首先对原模型残差的平方e_i^2与解释变量的平方项与交叉项作辅助回归构造统计量nR^2，由于nR^2在同方差性假设下渐进地服从$\chi^2(h)$，因而可以通过比较两者大小以判断是否异方差性。

原假设H_0与备择假设H_2分别为：

H_0:$Var(\mu_i|SR,CPI,T)=\sigma^2$

H_2:$Var(\mu_i|SR,CPI,T)\neq\sigma^2$

构造辅助回归方程如下：

e_i^2=-223 356.3-95.16SR-0.01SR^2+1.38SR×CPI+0.91SR×T+7 378.11CPI-53.57CPI^2-53.72CPI×T+3 401.50T-20.44T^2

R^2=0.287 4，怀特统计量nR^2=4.89，该值明显小于5%显著性水平下、自由度为9的χ^2分布的相应临界值16.92。因此，接受同方差的原假设。对于去掉交叉项后的辅助回归结果方程，怀特统计量为2.91，也远小于5%显著性水平上的相应临界值。由此可以判断原模型不存在异方差。

上述分析表明影响我国城镇居民人均消费性支出的因素中，除了人均可支配收入、消费价格指数和时间，其他影响因素的差异并不大。因而模型将能合理预测未来年度的人均消费性支出。

(3)序列相关性检验。对于原模型的随机干扰项序列是否存在序列相关性，本文将选择常用的D.W.检验法和拉格朗日乘数检验法。原模型D.W.值为2.589 5，无论在1%或5%显著性水平上，均处于临界值的上限与下限之间，不能确定是否存在序列相关性。因而需进一步进行拉格朗日乘数检验。含1阶滞后残差项的辅助回归为：

e_t=-16.80-0.08SR+0.39CPI+0.39T^2-0.34e_{t-1}

T统计量P值(0.95)(0.82)(0.87)(0.83)(0.25)

拉格朗日乘数$LM=nR^2=17\times0.11=1.84$，该值小于1%显著性水平上、自由度为1的$\chi^2$分布的相应临界值2.71，且各参数都未通过显著性检验，由此可判断原模型不存在1阶序列相关性，即影响我国城镇居民人均消费性支出的其他因素将不会连续性地影响到其消费性支出。

(4)模型检验小结。综上，本文首先利用ADF检验方法对各样本序列进行平稳性检验，表明各数据序列均为1阶单整序列，且相互间存在协整关系，具备了运用最小二乘法估计的基本条件。

对于回归模型ZC=103.14+0.46SR+11.80CPI+9.54T^2，尽管各解释变量的数据序列存在一定程度的多重共线性，但根据逐步回归的结果，模型应保留现有自变量。此外，该回归模型也通过了异方差和序列相关性的检验。因此，以上模型对样本数据的拟合情况良好，可用于预测我国城镇居民的家庭人均消费性支出。

二、模型预测

在利用上述模型预测时，对相关数据作如下假定：

1. 人均可支配收入与消费价格指数。由表1知，我国城镇居民1994~2010年人均可支配收入和CPI指数的年增长率分别为26.27%与3.34%，以此为预测增长速度；

2. 工薪所得费用扣除额与“平均每一就业者负担的月消费性支出”的平均比例。近五年数据见表7：

表7　　费用扣除额与就业者负担月消费性支出比例

年份	城镇居民家庭平均每人全年消费性支出(1)	城镇每一就业者负担人数(2)	平均每一就业者负担的月消费性支出(3)=(1)×(2)/12	比例(4)=费用扣除额/(3)
2006	8 696.55	1.93	1 398.70	1.14
2007	9 997.47	1.89	1 574.60	1.02
2008	11 242.85	1.97	1 845.70	1.08
2009	11 264.55	1.94	1 821.10	1.10
2010	13 476.00	1.93	2 167.39	0.92

从表7中不难发现，2006~2009年该比例均大于1，表明费用扣除额能够弥补就业者负担的基本生活性支出；而2010年小于1，则说明情况相反，因此居民迫切要求提高费用扣除额。根据费用扣除设定应当体现居民基本生活费用不纳税原则的初衷，选取2006~2009年的平均比例1.09作为测算依据较为合适。

3. 城镇每一就业者负担人数。由于我国人口老龄化现象日趋凸显，近年来，城镇每一就业者负担人数在1.9~2.0之间波动，故本文假定未来一段时间内平均每一就业者负担人数

对审计质量衡量标准的反思与重构

陈炜煜

(北京物资学院继续教育学院 北京 101125)

【摘要】由于直接进行测度审计质量很难,本文通过对现有审计质量衡量标准进行反思,介绍了衡量审计质量的二维视角,并作出相应介绍,由此探索出衡量审计质量的新方法。

【关键词】审计质量 审计意见 二维视觉 盈余管理

按照 De Angelo 对审计质量的定义“审计质量是注册会计师发现并报告违约行为的联合概率”,但信息使用者确定这种联合概率的大小十分困难。首先,无法直接审查审计过程中采用的审计程序是否合适,审计人员能否发现财务报表中的错弊;其次,无法判断注册会计师与客户之间签订的合约是否足够诱惑注册会计师违反职业道德而对发现的错弊密而不报。按照这个思路,审计质量的直接测度几乎不可能。将难以观察的审计质量通过数字化的方式加以表达的有效方法是选择替代变量。本文通过反思已有研究成果,为后面寻找审计质量衡量的新视角提供基础。

一、对现有审计质量衡量标准的反思

1. 对“以事务所规模作为审计质量衡量标准”的反思。一般认为,在成熟的审计市场,规模大的会计师事务所应当具有更高的审计质量,因为规模大不仅意味着会计事务所占有更多的审计资源,还意味着具有较高的职业声誉,两者均有利于提高注册会计师的专业胜任能力和注册会计师坚持独立性的经济动力。在肯定该指标对审计质量具有一定表征作用的同时,还必须认识到这一结论的成立必须严格基于前提条件:审计市场竞争具有充分性与完备性。我国审计市场尚处于初步发展阶段,经济转轨时期的资本市场有着特殊的制度安排,审计市场行政干预的特征比较明显,注册会计师行业的市场化程度不高。审计市场份额与政府行政权力干预密切相关,并不是市场自发选择的结果。脱钩改制前,事务所挂靠于主管部门,没有独立性和风险意识,审计市场份额完全由行政权力划分决定的;脱钩改制后,行政权力干预对审计市场份额的影响在延续着先前的迁移效应,会计师事务所仍与其原来所属的行业主管部门或地方政府保持内在的密切联系,审计市场出现了严重的行业垄断和地域垄断现象。政府主管部门的认可才是影响事务所规模的决定因素,而审计质量并不是决定市场份额占有的关键。特别是 20 世纪 70 年代以后,大事务所的

为 1.95。

综上,模型预测结果见表 8:

表 8 模型预测结果

年份	城镇居民人均可支配收入 (1)	城市居民消费价格指数 (2)	城镇居民人均消费性支出 (3)	平均每一就业者负担的月消费性支出 (4)=(3)/12×1.95	工资薪金费用扣除额 (5)×1.09
2012	30 467.61	167.49	19 539.01	3 175.09	3 460.85
2013	38 471.45	173.09	23 658.90	3 844.57	4 190.58
2014	48 577.89	178.87	28 767.27	4 674.68	5 095.40
2015	61 339.31	184.84	35 118.28	5 706.72	6 220.33

三、结论与建议

本文考察了 1994~2010 年我国城镇居民人均可支配收入(SR)、城镇居民消费者价格指数(CPI)对城镇居民人均消费性支出(ZC)的影响,构建多元回归模型并对未来年度“城市居民家庭平均每人全年消费性支出”进行预测,据以测算合理的工资薪金所得费用扣除额。

根据模型预测情况,假设未来年度城镇居民人均可支配收入以 26.27%、城市居民消费价格指数以 3.34%的年增长率增长,平均每一就业者负担 1.95 人,当前我国工资薪金所得费用扣除额 3 500 元/月尚属合理。但随着经济发展,居民收入与物价水平也会不断变化,应动态调整个人所得税费用扣除标准以满足就业者基本生活需要。具体而言,2014 年应将扣除额调至 5 000 元才能弥补届时居民基本生活支出,更好地体现“居民基本生活费用不纳税”原则。

主要参考文献

1. 李子奈,潘文卿.计量经济学.北京:高等教育出版社,2010

2. 高铁梅.计量经济分析方法与建模.北京:清华大学出版社,2009

3. 汤贡亮,陈守中.个人所得税费用扣除标准调整的测算.税务研究,2005;9

4. 郭剑川.CPI 波动与个人所得税免征额的指数化调整.商业时代,2010;21

5. 谷成,梁金兰.个人所得税的指数化调整研究.涉外税务,2004;7