

基于多元回归模型的个私从业人数 影响因素的实证分析

王亚荣

(兰州财经大学 统计学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:利用陕西省2003-2013年的实际数据以及多元线性回归模型的理论方法,选取了财政收入、财政支出、税收以及非税收入等4个解释变量,研究了陕西省个私从业人数的影响因素。实证研究结果显示:陕西省个私从业人数受财政收入影响较为明显。基于上述结论,给出了相关政策与建议。

关键词:多元线性回归模型;个体私营经济;从业人数

中图分类号:F224 **文献标志码:**A **文章编号:**1673-0143(2017)01-0047-08

DOI:10.16389/j.cnki.cn42-1737/n.2017.01.008

Analysis on Influencing Factors on Private Employment Based on Multiple Regression Models

WANG Yarong

(College of Statistics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, Gansu, China)

Abstract: Using the actual data of 2003-2013 in Shaanxi Province and the related theory of multiple linear regression model, and the main four explanatory variables including fiscal revenue, fiscal expenditure, tax and non-tax revenue were chosen to study the influence factors on private employment in Shaanxi Province. The empirical results showed: private employment was evidently affected by the financial income in Shaanxi province. Based on the above conclusions, the last part of the paper gave the relevant policy and suggestions.

Keywords: multiple linear regression model; individual and private business; number of employers and employees

0 引言

近年来,随着社会主义市场经济的不断发展与完善,个私经济已成为我国社会主义市场经济的重要组成部分,是我国经济社会发展的重要力量,其对增加就业、拉动内需具有很重要的意义。2005年中国政府网报道^[1]表明国内个私经济主要有以下两个特点:1)私营企业规模不断扩大,实力不断增强。2)个体工商户数量下降速度在减慢。根据《中国中小企业信息网》上有关数据表明:截止2012年,全国个体工商户以及其从业人员分别达到3 984.7万和8 454.7万;私营企业以及其从业人员分别达到1 059.83万和1.1亿。不仅个私企业户数和从业人员在增长,而且其创造的经济效益和社会效益也比较明显。在经济效益方面,个私企业提供了50%以上的税收、80%以上的就业岗位以及90%以上的新增就业岗位,而且创造了60%左右的国内生产总值;在社会效益方面,个私企业的发展促进了经济增

收稿日期:2016-09-26

作者简介:王亚荣(1990—),女,硕士生,研究方向:数理统计与管理统计。

长,活跃了城乡市场,方便了群众生活,维护了社会稳定。除此之外,其发展还为增加就业、营造稳定的社会环境等方面做出了巨大贡献。

国内关于个私从业人数影响因素的探究主要开始于改革开放以后。上世纪以来,有研究者就个私经济从业人数下降探讨了现阶段发展个私经济的重要意义,认为个私经济从业人数主要受国家有关政策资金问题以及自身经营问题方面的影响^[2];张华^[3]在讨论个私经济发展时分析了阻碍个私经济发展的因素,并对个私经济发展需注意的几个问题作了详细说明,鼓励和引导我国个私经济健康发展;丁元等^[4]在从业人数与经济增长关系的问题研究中采用 SPSS 回归分析的方法,得出从业人数与经济增长之间存在高度正相关关系;王素侠等^[5]利用多元线性回归模型的理论,通过分析和论证发现财政收入、国家与地方政策等对个私从业人数的影响较大。本文旨在通过对陕西省个私从业人数的影响因素进行分析和论证,为陕西省人民提供更广泛的就业岗位和陕西政府提供切实可行的政策建议,促进陕西省经济稳步、健康发展提供可能的信息资料。

1 多元线性回归模型的理论基础

1.1 多元线性回归模型

多元线性回归模型的一般形式为 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \mu$, 其中 $\beta_j (j = 1, 2, \dots, k)$ 为回归系数, k 为解释变量的个数, 该模型一般形式表示的 n 个随机方程的矩阵表达式为

$$Y = X\beta + \mu,$$

其中

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}_{n \times 1}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{pmatrix}_{n \times (k+1)}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}_{(k+1) \times 1}, \quad \mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{pmatrix}_{n \times 1},$$

矩阵 X 是个 $n \times (k+1)$ 矩阵, 称 X 为资料矩阵或回归设计矩阵。因为在实际实验中, X 的元是可以控制的, 而且是事先设定好的, 其中包含有人的主观因素, 因此称 X 为设计矩阵。

1.2 模型的基本假定

为了保证参数估计量能有较好的统计性质, 根据文献[6]对多元线性回归模型作出如下基本假定。

假定 1: 回归模型是正确设定的。

假定 2: 解释变量 X_1, X_2, \dots, X_k 之间不存在完全多重共线性(即不存在严格线性相关性), 且各解释变量 X_j 是非随机变量, 即确定变量。

假定 3: 在选取的样本中, 各解释变量 X_j 具有变异性, 且这种变异性会随着样本容量的变化而变化。当选取的样本容量无限增加时, 各解释变量的样本方差将趋于一个非零的有限常数, 即 $n \rightarrow +\infty$

时, $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \rightarrow Q_j$, 其中 Q_j 为一个非零有限常数。

假定 4: 随机误差项具有条件零均值和等方差性质, 且不存在序列相关性。

$$E(\mu_i | X_1, X_2, \dots, X_k) = 0,$$

$$\text{Var}(\mu_i | X_1, X_2, \dots, X_k) = \sigma^2,$$

$$\text{Cov}(\mu_i, \mu_j | X_1, X_2, \dots, X_k) = 0, \quad i \neq j.$$

假定 5: 解释变量与随机项不相关。

$$\text{Cov}(X_j, \mu_i | X_1, X_2, \dots, X_k) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, k.$$

假定 6: 随机项满足正态分布 $\mu_i | X_1, X_2, \dots, X_k \sim N(0, \sigma^2)$ 。

1.3 多元回归的参数估计

多元线性回归方程参数估计与在一元线性回归方程中参数估计是一致的, 也就是说, 在多元线性回归方程中, 未知参数 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 的估计也可采用普通最小二乘估计的方法。对于用矩阵形式表示的回归模型 $Y = X\beta + \mu$, 采用最小二乘估计法就是要找到参数 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 的估计值 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$, 使这

些估计值的离差平方和达到极小,也就是寻找 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$, 使其满足

$$Q(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik})^2 = \min_{\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \dots - \beta_k x_{ik})^2 \quad (1)$$

依照式(1)就可求出 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$, 将之称为回归参数 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 的最小二乘估计。从式(1)求解 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ 其实就是一个求极值的问题, 因为 Q 是关于 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ 的一个非负二次函数, 所以其最小值肯定存在。利用微积分求极值时, 估计值 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ 应该满足以下方程组:

$$\begin{cases} \frac{\partial Q}{\partial \beta_0} \Big|_{\beta_0 = \hat{\beta}_0} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0, \\ \frac{\partial Q}{\partial \beta_1} \Big|_{\beta_1 = \hat{\beta}_1} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) x_{i1} = 0, \\ \vdots \\ \frac{\partial Q}{\partial \beta_k} \Big|_{\beta_k = \hat{\beta}_k} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) x_{ik} = 0. \end{cases} \quad (2)$$

方程(2)经过整理后得出的正规方程组用矩阵形式表示为

$$X^T(Y - X\hat{\beta}) = 0,$$

移项整理可得出

$$X^T X \hat{\beta} = X^T Y,$$

当 $(X^T X)^{-1}$ 存在时, 就可求出回归参数的最小二乘估计为

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y,$$

此时称 $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_k x_k$ 为经验回归方程。

1.4 模型的统计检验

由于拟合优度检验对模型的线性关系不能给出一个严格的、确定的结论, 只是一个大致推测, 所以须对方程进行显著性检验。此处方程显著性检验须用数理统计学中的假设检验原理。

F 检验就是要检验模型 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \mu_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 中参数 β_1, \dots, β_k 是否显著不为零。按照假设检验的原理, 原假设与备择假设分别为

$$H_0: \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \dots, \beta_k = 0.$$

$$H_1: \beta_j (j = 1, 2, \dots, k) \text{ 不全为零.}$$

F 检验的思想主要来源于总离差平方和公式 $SST = SSE + SSR$, 因为回归平方和 $SSE = \sum \hat{y}_i^2$ 反映的

是解释变量 X 对被解释变量 Y 线性作用的结果, 如果回归平方和与残差平方和的比值 $\frac{SSE}{SSR} = \frac{\sum \hat{y}_i^2}{\sum e_i^2}$ 较

大, 则说明 X 对 Y 的解释程度比较高, 此时可以认为总体存在显著线性关系; 反之则不存在显著线性关系。因此对总体线性关系进行推断时就可用该比值的大小进行判断。

根据数理统计方面的知识, 在原假设 H_0 成立的条件下, 统计量 $F = \frac{SSE/k}{SSR/(n-k-1)}$ 服从自由度为 $(k, n-k-1)$ 的 F 分布。因此, 在事先已知显著性水平 α 的情况下, 可通过查临界值表得到 $F_\alpha(k, n-k-1)$, 根据样本数据求出 F 统计量的数值, 通过比较计算所得的 F 值和临界值 $F_\alpha(k, n-k-1)$ 的大小来决定是否拒绝原假设。如果 $F > F_\alpha(k, n-k-1)$, 则拒绝原假设, 认为原方程总体上的线性关系显著; 如果 $F \leq F_\alpha(k, n-k-1)$, 则接受原假设, 认为原方程总体上的线性关系不显著。

1.5 多重共线性检验

通常情况下, 变量间多重共线性是指当解释变量之间存在很强的线性关系且方程的检验又高度显著时, 有些自变量与因变量 Y 的相关系数绝对值很高, 其回归系数无法通过显著性检验, 有时可能出现有的回归系数前所带的符号与实际经济意义不相符, 这种情况通常被称为变量间存在共线性。

方差扩大因子法诊断多重共线性的过程参考文献[7]: 记 $VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2}$ 为方差扩大因子, 其中 R_j^2 表

示的是自变量 x_j 与其他 $k-1$ 个自变量的相关程度,且介于0和1之间。当 R_j^2 越大时,这种相关程度越强,说明自变量之间存在多重共线性的情况就越严重,也就是说当 R_j^2 越接近于1,由上面方差扩大因子公式可知 VIF_j 就会趋于无限大。由此可见,自变量间是否存在多重共线性可由 VIF_j 的大小来度量,因此可用它决定多重共线性的严重程度。经验可知,当 $VIF_j \geq 10$ 时,就认为自变量间存在严重多重共线性,且这种多重共线性可能会影响到最小二乘估计值。

2 陕西省个私从业人数影响因素的实证分析

2.1 指标选取与数据说明

影响陕西省个私从业人数的因素有很多,大致可以从宏观和微观两个方面来研究。本文从宏观方面来研究它的影响因素,因此主要选取宏观经济指标中的4个财政指标即财政收入、财政支出、税收、非税收入等变量来研究陕西省个私从业人数的影响因素,分析对个私从业人数的影响状况(见表1)。由于陕西省2003-2013年的相关数据比较完整,所以把陕西省的个私从业人数作为因变量,这里个私从业人数主要指城镇私营及个体从业人员。陕西省的财政收入、财政支出、税收以及非税收入作为自变量,这里税收及非税收入指地方税收及地方非税收入。基于这些实际数据,运用SPSS统计分析软件进行多元线性回归分析,研究所选指标与个私从业人数的影响关系,并建立起多元线性回归模型。

表1 从业人数影响因素的相关数据

Tab. 1 Relevant data of influencing factors on employment

年份	财政收入 X1/亿元	财政支出 X2/亿元	税收 X3/亿元	非税收入 X4/亿元	个私总人口 Y/万人
2003	326.94	418.20	143.13	71.36	185.00
2004	415.50	516.31	168.99	93.93	184.00
2005	529.02	638.96	206.67	126.85	205.00
2006	696.77	821.55	199.86	113.29	227.00
2007	893.02	1 053.97	355.50	119.74	257.00
2008	1 104.36	1 428.52	455.60	135.87	275.00
2009	1 391.13	1 841.64	532.80	202.47	282.00
2010	1 801.11	2 218.83	710.57	247.64	333.00
2011	2 579.30	2 930.81	933.84	566.35	359.00
2012	2 800.09	3 323.80	1 131.55	469.13	351.00
2013	3 004.47	3 665.07	1 256.24	492.09	297.00

数据来源:2003-2013年《陕西省统计年鉴》。

2.2 数据收集与统计描述

下面将各解释变量用折线图表示,如图1所示。

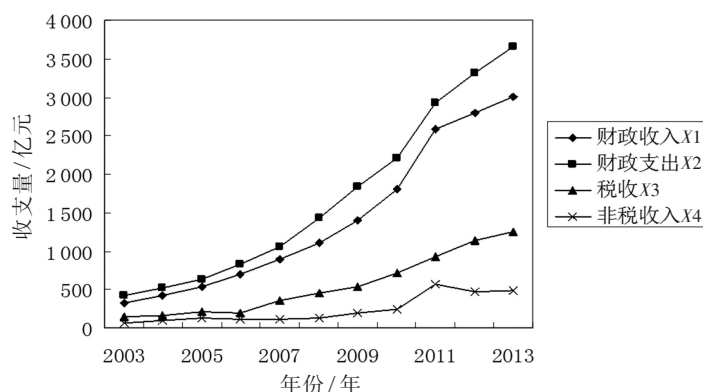


图1 各解释变量折线图

Fig. 1 Line chart of each explanation variable

由图1可知,2003-2013年陕西省财政收入 X_1 、财政支出 X_2 、税收 X_3 以及非税收入 X_4 整体看均呈现出逐步增长的态势,但是从2011年之后,这4个解释变量增长的速度明显有所下降,特别是非税收入 X_4 稍微有下降趋势。

将被解释变量即个私总人口用折线图表示,如图2所示。

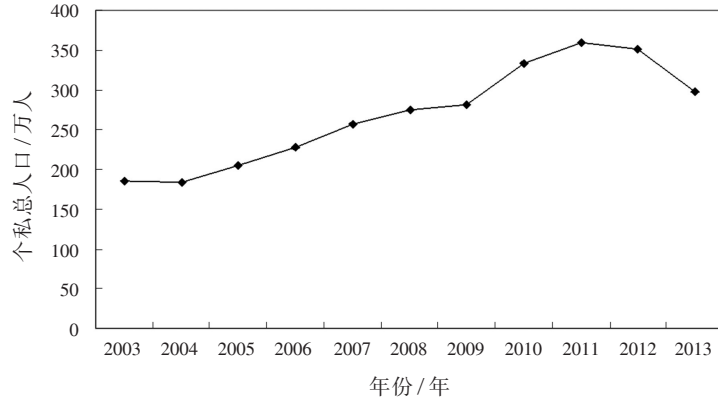


图2 个私总人口折线图

Fig. 2 Line chart of individual and private population

由图2可知,2003-2013年陕西省个私总人口整体上呈逐年增长的趋势,然而2011年之后,陕西省个私总人口有下降倾向。

2.3 模型参数估计

利用Eviews软件对上面的原始数据进行参数最小二乘估计,结果如表2所示。

表2 模型参数最小二乘估计

Tab. 2 Least squares estimate of model parameters

变量	变量系数	标准差	t 值	P 值
C	180.597 1	16.724 56	10.798 31	0.000 0
X1	0.443 451	0.236 913	1.871 784	0.110 4
X2	-0.075 188	0.166 004	-0.452 929	0.666 5
X3	-0.553 689	0.243 179	-2.276 878	0.063 1
X4	-0.428 650	0.267 365	-1.603 239	0.160 0
R^2	0.894 407	回归标准误		26.595 84
\bar{R}^2	0.824 012	方差		4244.032
F	12.705 55	P 值		0.004 336

因此,可建立模型: $Y = 180.60 + 0.44X_1 - 0.08X_2 - 0.55X_3 - 0.43X_4$, 对参数做最小二乘估计的结果见表2,上表解释变量前的参数估计值都处于0到1之间,说明模型中参数估计值是合理的。表2中调整的判定系数计算公式为

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{SSR/n-k-1}{SST/n-1} = 1 - (1-R^2) \frac{n-1}{n-k-1}.$$

与 R^2 相比, \bar{R}^2 考虑到了自由度。在本实验中,调整的判定系数 \bar{R}^2 为0.824,这说明被解释变量能够被模型中解释变量解释的部分占82.4%,因此说明该模型拟合得比较理想。

2.4 模型显著性检验

模型的原假设与备择假设可表示如下:

H0: 总体回归系数为零,即变量Y与变量X之间无显著的线性关系。

H1: 总体回归系数不为零,即变量Y与变量X之间有显著的线性关系。

利用SPSS进行多元线性回归分析时,解释变量有多种筛选方法,例如:向前筛选、向后筛选、逐步筛选等基本策略。在此选择向后筛选的方法,即解释变量不断被剔除出回归方程的策略进行变量筛

选,文章以多元线性回归模型理论为基础,采用 SPSS 数据分析的方法^[8],建立多元线性回归模型。根据表3中数据进行线性回归分析,可得出个私从业人数影响因素回归分析模型如表3所示。

表3 个私从业人数影响因素回归分析模型

Tab. 3 Model summary of analysis on influencing factors on individual and private employment

模型	R	R^2	\bar{R}^2	估计误差	自由度1	自由度2	P 值
1	0.946	0.894	0.824	26.59584	4	6	0.004
2	0.944	0.891	0.844	25.04036	1	6	0.667
3	0.914	0.836	0.795	28.71557	1	7	0.103
4	0.884	0.781	0.757	31.23967	1	8	0.142

根据表3可知:上述4个模型的复相关系数 R 分别为:0.946,0.944,0.914,0.884;拟合优度 R^2 分别为:0.894,0.891,0.836,0.781;调整后的拟合优度 \bar{R}^2 分别为:0.824,0.844,0.795,0.757。由于有4个解释变量又存在多重共线性的可能,因此应该选择调整后的解释变量作为参考。从表3中可看出调整后的解释变量基本上比较接近1,因此可以认为被解释变量能够被该模型解释的部分比较多,不能被解释的部分相对比较少。因此可以证明在分析个私从业人数影响因素中所选取的指标比较符合实际情况,指标选取比较合理。

在多元线性回归模型中,多元线性回归方程应该具备的前提条件是被解释变量与解释变量之间要真正存在显著地线性关系。因为只有具备了这个前提条件,多元线性回归方程才能更好地描述并反映被解释变量与解释变量之间的相互关系。而线性模型可用来描述被解释变量与解释变量之间是否真正具有显著线性关系,检验所有回归系数是否都等于零。根据表3中原始数据分析得出的方差分析表中可得线性模型如表4所示。

表4 个私从业人数影响因素回归分析方差分析表

Tab. 4 Variance analysis and regression analysis on influencing factors on individual and private employment

模型		平方和	自由度	均方	F 值	P 值
1	回归	35948.514	4	8987.128	12.706	0.004
	残差	4244.032	6	707.339		
	总计	40192.546	10			
2	回归	35803.407	3	11934.469	19.034	0.001
	残差	4389.138	7	627.020		
	总计	40192.545	10			
3	回归	33595.874	2	16797.937	20.371	0.001
	残差	6596.672	8	824.584		
	总计	40192.546	10			
4	回归	31409.292	1	31409.292	32.184	0.000
	残差	8783.254	9	975.917		
	总计	40192.546	10			

由表4可知,4个模型中 F 值的实际显著性概率 P 值分别为0.004、0.001、0.001、0.000,都小于给定的显著性概率水平 $\alpha=0.05$,因此拒绝总体回归系数为零的原假设,说明陕西省个私从业人数 Y 与财政收入 X_1 、财政支出 X_2 、税收 X_3 和非税收入 X_4 之间存在着显著的线性关系,因此可以建立线性模型。

2.5 多重共线性检验

变量多重共线性描述了解释变量之间存在线性相关关系的现象。解释变量之间若存在高度多重共线性,就会给回归方程带来许多不必要的影响,其回归系数不能通过显著性检验,甚至出现有的回归系数所带符号与实际经济意义不符的现象。因此要对解释变量进行多重共线性检验。根据表3中

的数据分析可得出个私从业人数影响因素的多重共线性检验关系如表5所示。

表5 个私从业人数影响因素的多重共线性检验

Tab. 5 Multicollinearity test of analysis on influencing factors on individual and private employment

模型	影响因素	非标准化系数		t 值	P 值	共线性统计量	
		变量系数	标准误差			容差	VIF
1	(常量)	180.597	16.725	10.798	0.000		
	财政收入 X1	0.443	0.237	1.872	0.110	0.001	777.856
	财政支出 X2	-0.075	0.166	-0.453	0.667	0.002	535.018
	税收 X3	-0.554	0.243	-2.277	0.063	0.007	134.446
	非税收入 X4	-0.429	0.267	-1.603	0.160	0.030	33.144
2	(常量)	177.372	14.248	12.449	0.000		
	财政收入 X1	0.351	0.111	3.145	0.016	0.005	194.245
	税收 X3	-0.579	0.223	-2.600	0.035	0.008	127.263
	非税收入 X4	-0.346	0.185	-1.876	0.103	0.056	17.816
3	(常量)	183.543	15.898	11.545	0.000		
	财政收入 X1	0.195	0.085	2.281	0.052	0.012	86.884
	税收 X3	-0.344	0.211	-1.628	0.142	0.012	86.884
4	(常量)	188.660	16.955	11.127	0.000		
	财政收入 X1	0.57	0.010	5.673	0.000	1.000	1.000

由表5可知,模型1、2、3的回归系数显著性检验的概率P值都大于给定的显著性水平 $\alpha=0.05$,这说明模型1、2、3的回归系数不显著,而且模型1、2、3总的方差扩大因子都显著大于10,这说明模型中的各个变量之间存在多重共线性。所以,模型1、2、3的回归模型都不可用。因此,模型4是最合适的模型,其回归系数概率P值为0,小于给定的显著性水平 $\alpha=0.05$ 。

2.6 模型建立

基于以上分析,可以看出,财政收入与被解释变量个私从业人数间的线性关系显著,所以将财政收入这个变量保留在最终的模型中是最合理的,因此最终的回归模型应该为: $Y=188.660+0.57X_1$ 。

从这个回归方程中可以明显看出,陕西省个私从业人数与财政收入有密切相关关系,而且个私从业人数与财政收入呈现明显的正线性关系。此方程表示的实际意义为:财政收入每增加1亿元,陕西省个私从业人数就增加0.57万人。

3 结论与建议

3.1 结论

财政收入是影响陕西省个私从业人数的重要因素。而经济发展水平又是影响财政收入的根本因素^[9-10]。一方面要大力发展经济,稳定财政收入,增加个私从业人数。如果大力发展经济,比如调整经济结构、大力发展第三产业、西部大开发等,就能使经济保持持续稳定增长,并且可以起到促进就业创业的作用^[11]。另一方面准确把握财政收入增长的度,处理好政府、企业和个人的关系。财政收入增加在一定程度上使得陕西省实力增强,省政府实力增强又会给每个企业发展和陕西省人民生活水平提高带来机遇。但是,它又不能完全代表企业和人民的希望。因此,这就要求必须准确把握财政收入增长的度。如果省政府资金分配不当,财政收入增长过快,财政收入过多,这样的情形持续时间过长,企业和个人的收入就会减少,企业生产规模的扩大和个人购买力的增加就会受到阻碍,最终影响陕西省经济快速健康发展,导致财政收入增加困难,这样就与财政收入增加的初衷背道而驰;反之亦然。所

以,在保证省政府财政收入稳定增长的情况下,要促使陕西省个私企业生产得到很好发展,提高人民生活水平。因此,要促进陕西省个私经济的发展,必须稳定省政府财政收入。适当增加陕西省财政收入,在一定程度上可以增加陕西省个私从业人数。

3.2 建议

就目前情况来看,在个体私营企业从事工作已经不仅仅是谋生、就业手段,而是人们追求事业、实现自我价值和自我发展的重要平台。因此,搞好陕西省的个私经济,不仅能够提高陕西省就业率,而且可以提高人民整体素质和生活质量。在此,结合文献[12]提出以下建议:

1)多种方式并举,大力推进创业带动就业,实现经济与就业同步增长。贯彻好就业优惠政策,引导优秀人才进入个私经济领域发展,积极引导、鼓励高校毕业生、下岗失业人员等自主创业,力求在发展中拓展就业空间,扩大就业容量,增加陕西省个私从业人数。

2)加强个私企业监管力度,积极推动立法,扩大监管范围。加强个私企业监管力度,努力维护市场秩序,为个私经济发展营造一个公平竞争的市场环境,促进个私经济稳步健康发展。

3)应该平衡安全与效率的关系。面对越来越复杂的经济体系,一定要处理好市场风险与企业经济效率的关系,才能为个私经济快速健康发展提供良好的平台,从而提高陕西省的个私从业人数。

参考文献(References)

- [1] 全国个体私营经济发展基本现状[EB/OL]. (2006-09-01)[2005-07-04]. http://www.gov.cn/test/2005-07/04/content_11851.htm.
- [2] 赵国生. 从个体经济从业人数下降谈现阶段发展个体经济的重要意义[J]. 黑龙江财专学报, 1990, 6(4): 111-114.
- [3] 张华. 充分认识个私经济的地位和作用鼓励和引导其健康发展[J]. 商业时代, 1998, 17(9): 21-23.
- [4] 丁元, 周树高, 杜富荣. 论从业人数与经济增长的关系[J]. 中国劳动, 2003, 54(8): 14-16
- [5] 王素侠, 朱芳霞. 基于多元线性回归模型的个私从业人数影响因素分析[J]. 统计与决策, 2014, 30(24): 115-117.
- [6] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 3版. 北京: 高等教育出版社, 2010.
- [7] 何晓群. 实用回归分析[M]. 北京: 高等教育出版社, 2008.
- [8] 薛薇. 基于SPSS的数据分析[M]. 2版. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.
- [9] 高丹. 财政收入与经济增长相关性研究[J]. 人民论坛, 2014, 23(2): 219-221.
- [10] 郭永斌, 姜大广. 财政收入增长和税收增长的实证分析[J]. 北京大学经济学院, 2013, 34(8): 43-46.
- [11] 何俏也. 加快发展个私经济, 促进就业创业[J]. 工商行政管理, 2014, 62(22): 64-65.
- [12] 王光花. 我国民营经济发展的制度障碍及对策研究[J]. 延安大学学报, 2012, 49(6): 10-21.

(责任编辑:胡燕梅)