

区域职业金融人才需求预测研究 ——以天津为例

秦洪军, 赵盛磊, 沈 月

(天津外国语学院 国际商学院 天津 300270)

摘要: 天津自贸区的金融制度创新,需要大量的职业金融人才作为支撑。运用多元线性回归模型可以定量分析和预测未来职业金融人才需求量。从预测结果看,天津未来职业金融人才需求量将会持续增加。但与快速增加的人才需求相比,天津金融从业人员仍然存在总量偏低、职业素质有待提高等问题。因此,应充分发挥政府、高校、金融机构及社会团体,在金融人才培养方面的优势,从数量和质量等方面提高天津金融人才的综合水平,以满足不断增长的需求。

关键词: 天津; 职业金融人才; 需求预测

中图分类号: C92 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 0098(2016) 01 - 0082 - 07

一、引言及文献综述

2015 年 4 月 8 日,国务院正式印发了《中国(天津)自由贸易试验区总体方案》。方案指出天津自由贸易区在金融领域要推进金融制度创新、增强金融服务功能、提升租赁业发展水平及建立健全金融风险防控体系。在此基础上,经过三到五年改革探索,使得天津自贸区的金融产业,在服务京津冀协同发展和我国经济转型中发挥示范引领作用。为实现上述目标,天津需要大量的高水平复合型金融人才。因此,于天津职业金融人才需求进行准确预测,对于改进现有的金融人才培养模式和完善金融人才培养政策都具有重要的价值。

国内外关于职业人才需求预测的模型主要包括多元线性回归模型、灰色系统理论预测模型、BP 神经网络模型及组合预测法等。就国外而言,Paul H. K. Ho(2011)运用灰色系统理论模型对于建筑人才的需求数量进行预测;^[1]Chendrayanl(2008)认为应将主观的回归法等与客观的调查法等相结合,其结果才更加准确。^[2]就国内而言,王小平等(2014)运用回归分析,选取了 2000 年至 2013 年的相关数据,对于上海金融人才需求进行了预测;^[3]李玉明等(2013)运用 BP 神经网络模型,对黑龙江垦区人才的需求量进行了预测;^[4]而张星娟等(2014)则利用灰色预测模型对我国仓储人才进行了区域性的预测。^[5]

就职业人才需求预测的多种方法而言,灰色系统理论主要适合数据较少、不确定性问题的研究;BP 神经网络模型作为一种多级非循环的人工网络模型,在人才需求预测中应用较少;组合预测则作用主要是用来提高预测结果的精度。而人才需求预测的主要目的是通过对历史数据的把握,将人才数量和经济社会发展的程度相匹配。因此,多元回归模型是人才需求预测的主要方法。^[6]

收稿日期: 2015 - 09 - 14

基金项目: 国家社会科学基金教育学一般课题“战略性新兴产业相关专业教育资源利用效率评价与优化研究”(BGA140032);天津市普通高等学校本科教学质量与教学改革研究计划项目“服务于战略性新兴产业的金融创新人才培养模式的研究与实践”(B02 - 0203);天津外国语学院 2011 年校级教改立项重点项目“金融理财规划专业内涵建设研究”(TJWD - 11A - 007)

作者简介: 秦洪军(1982 -),男,天津人,经济学硕士,副教授,天津国际发展研究院研究员,研究方向为金融学;赵盛磊(1994 -),男,山西人,本科生,研究方向为金融学;沈 月(1992 -),女,天津人,本科生,研究方向为金融学。

二、基于回归分析的天津职业金融人才需求预测

(一) 天津职业金融人才需求预测指标选择

多元线性回归预测模型是人才需求预测中运用的基本统计方法,主要是对变量数据进行观察,拟合自变量与因变量的回归方程,通过方程进行相关分析及预测。柯布-道格拉斯生产函数 $Y = A(t) L^{\alpha} K^{\beta} \mu$ 显示劳动力的投入数量 L 是决定产出 Y 的因素之一,反之,劳动力的需求数量与产出息息相关,也就是说人才需求与经济发展水平有直接关系。根据对影响职业人才需求量的多个因素进行分析,本文选取了天津地区生产总值、金融从业人员平均工资、金融业增加值、金融业全社会固定资产投资、居民消费水平以及进出口总额 6 个指标进行预测分析。

(二) 天津职业金融人才需求预测模型的构建

本文以职业金融从业人员数(Y)为被解释变量,以上述 6 个指标(X_1 天津市生产总值、 X_2 居民消费水平、 X_3 进出口总额、 X_4 金融业全社会固定资产投资、 X_5 金融业增加值、 X_6 金融从业人员平均工资)为解释变量,运用 2004 至 2013 年的统计数据,建立多元回归模型。对于天津市 2004 至 2013 年的相关数据进行整理,可得表 1^①:

表 1 2004—2013 年天津市金融相关指标统计

	金融从业人员数(人)	地区生产总值(亿元)	金融从业人员平均工资(元)	金融业增加值(亿元)	金融业全社会固定资产投资(万元)	居民消费水平(元)	进出口总额(亿美元)
2004	51700	3110.97	38690	136.97	9500	8621	420.29
2005	54100	3905.64	42375	147.40	5800	9504	532.77
2006	56700	4462.74	49810	186.87	1600	10609	644.62
2007	59000	5252.76	60294	288.17	7600	12034	714.50
2008	61700	6719.01	69862	368.10	5700	14150	804.01
2009	66800	7521.85	74068	461.20	25900	15200	638.31
2010	70000	9224.46	89166	572.99	29000	17852	821.00
2011	77200	11307.28	97006	756.50	347500	20624	1033.76
2012	78200	12893.88	104335	1001.59	214000	22984	1156.34
2013	80900	14370.16	118448	1202.04	411800	26261	1285.02

应用 E-views 软件用最小二乘法进行估计,得到回归结果:

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 03/11/15 Time: 20:20				
Sample: 2004 2013				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	55649.59	11564.44	4.812131	0.0171
X1	6.164999	2.058709	2.994594	0.0579
X2	0.430367	0.294367	1.462008	0.2399
X3	0.974242	17.94385	0.054294	0.9601
X4	0.010476	0.006567	1.595243	0.2089
X5	-4.286935	3.375394	-1.270055	0.2936
X6	-5.646068	5.079806	-1.111473	0.3474
R-squared				
Adjusted R-squared				
S.E. of regression				
Sum squared resid				
Log likelihood				
F-statistic				
Prob(F-statistic)				
		Mean dependent var		65630.00
		S.D. dependent var		10602.10
		Akaike info criterion		16.96457
		Schwarz criterion		17.17638
		Hannan-Quinn criter.		16.73222
		Durbin-Watson stat		2.553542

图 1 模型回归结果

① 表中数据根据 2005—2014 年《中国统计年鉴》的相关数据整理而成。

根据图 1 中数据,得到预测模型的估计结果如公式 1 所示:

$$\hat{y} = 6.16X_1 + 0.43X_2 + 0.97X_3 + 0.01X_4 - 4.29X_5 - 5.65X_6 + 55649.59 \quad (1)$$

(2.99) (1.46) (0.05) (1.60) (-1.27) (-1.11) (4.81)

其中 $R^2 = 0.997$, $\bar{R}^2 = 0.99$, 可决系数相当高, 自变量 X 对于因变量的解释程度较高, 说明该模型的拟合优度很高。

(三) 模型分析与检验

1. 方程的 F 检验。 F 检验主要是用来推断从总体上讲, 模型的被解释变量和解释变量之间的线性关系显著与否。由图 1 中的输出结果可知 F 的值为 149.77, 查得 F 分布表的数据可知, 在 5% 的显著性水平下, $F_{0.05}(6, 3) = 8.94$, $F > F_{0.05}(6, 3)$, 因此, 方程通过 F 检验, 该方程的显著性成立。

2. 参数的 t 检验。 t 检验主要是用来说明每个解释变量对于被解释变量影响的显著程度, 如果说 F 检验是从宏观的角度出发, 那么 t 检验就是一个微观的视角。图 1 的估计结果显示, 常数项 C 、自变量 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 、 X_6 的估计参数值 t 分别是: $t_0 = 4.81$, $t_1 = 2.99$, $t_2 = 1.46$, $t_3 = 0.05$, $t_4 = 1.60$, $t_5 = -1.27$, $t_6 = -1.11$ 。查得 t 分布表数据可知, 在 5% 的显著性水平下, $t_{0.025}(3) = 3.182$ 。当 $|t| > t_{0.025}(3)$ 时, 说明回归方程的估计参数显著。显然, 只有常数项通过 t 检验。下面通过对于回归方程的多重共线性、异方差性、自相关性检验, 对其进行相应的修正。

3. 多重共线性检验及修正。利用相关系数检验法对于模型的多重共线性进行检验, 首先, 运用 E-views 软件得到解释变量的简单相关系数矩阵:

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	1.000000	0.991278	0.990042	0.867784	0.998717	0.962914
X2	0.991278	1.000000	0.973329	0.826240	0.992879	0.953617
X3	0.990042	0.973329	1.000000	0.882366	0.992499	0.959354
X4	0.867784	0.826240	0.882366	1.000000	0.868891	0.866841
X5	0.998717	0.992879	0.992499	0.868891	1.000000	0.965227
X6	0.962914	0.953617	0.959354	0.866841	0.965227	1.000000

图 2 X 相关系数矩阵

根据图 2 的矩阵可以看出, 各个解释变量之间的相关系数普遍都很高, 说明解释变量间存在着严重的多重共线性。下面将利用逐步回归法对模型进行修正, 以减轻多重共线性的严重程度。

首先, 运用最小二乘法使 Y 对各个解释变量分别进行一元回归。一元回归结果表明, X_1 的调整的可决系数为 0.9788, X_2 的为 0.9747, X_3 的为 0.9251, X_4 的为 0.6905, X_5 的为 0.9691, X_6 的为 0.8660。根据调整后的可决系数 \bar{R}^2 最大原则, X_1 的调整的可决系数为 0.9788 最大。因此, 选择 X_1 为进入回归模型的第一个解释变量形成一元回归模型。

其次, 将其余的 5 个解释变量分别加入到该模型中, 分别形成二元回归结果。二元回归结果表明, 新加入变量 X_3 的二元回归方程调整后的可决系数为 0.9896 最高, 而且各参数的 t 检验均显著, 因此, 依据逐步回归的思想, 选择自变量 X_3 作为第二个解释变量, 进入回归模型。

最后, 在保留解释变量 X_1 、 X_3 的基础上继续进行逐步回归。三元回归结果表明, 只有加入解释变量 X_6 后, 方程调整后的可决系数有所改善, 其余 3 个变量的加入都使得调整的可决系数降低, 但 4 个变量参数的 t 检验均不显著。这说明 X_2 、 X_4 、 X_5 、 X_6 引起了多重共线性, 将这四个变量剔除, 得到修正后的回归结果如公式 2 所示:

$$\hat{y} = 4.63X_1 - 21.06X_3 + 39959.79 \quad (2)$$

(7.10) (-3.03) (23.13)

其中 $\bar{R}^2 = 0.9896$, 回归方程拟合度很高, $F = 427.63$, $t_0 = 23.17$, $t_1 = 7.10$, $t_3 = 3.03$ 。根据 F 、 t 分布表, 在 5% 的显著性水平下, $F_{0.05}(2, 7) = 4.74$, $t_{0.025}(7) = 2.365$ 。因此, 方程的 F 检验以及参数的 t 检验均显著, 多重共线性的修正效果明显。

4. 异方差性检验。若线性回归模型中的随机干扰项随解释变量的变化而变化, 则说明该模型具有异方差性。下面应用 white 检验的方法对估计模型 (2) 进行相应的异方差性检验, 得到图 3 中的输出结果:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.650363	Prob. F(2,7)	0.5507
Obs*R-squared	1.567002	Prob. Chi-Square(2)	0.4568
Scaled explained SS	0.601505	Prob. Chi-Square(2)	0.7403

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 03/16/15 Time: 17:22

Sample: 2004 2013

Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	606094.1	761888.6	0.795515	0.4524
X1^2	0.020960	0.027125	0.772747	0.4650
X3^2	-3.573026	3.860494	-0.925536	0.3855
R-squared	0.156700	Mean dependent var		821269.9
Adjusted R-squared	-0.084243	S.D. dependent var		1083594.
S.E. of regression	1128313.	Akaike info criterion		30.95367
Sum squared resid	8.91E+12	Schwarz criterion		31.04445
Log likelihood	-151.7684	Hannan-Quinn criter.		30.85409
F-statistic	0.650363	Durbin-Watson stat		1.504155
Prob(F-statistic)	0.550728			

图 3 white 检验结果

根据图 3 中的数据可知 white 统计量 $nR^2 = 1.567$ 在 5% 的显著性水平下, 自由度为 2 的 χ^2 分布的相应临界值 $\chi^2(2) = 5.99$ 因此模型的同方差性成立, 接受原假设, 估计模型并不具有异方差性。

5. 序列相关性检验。如果回归模型存在序列相关性, 将会造成参数估计量无效、显著性检验无意义以及模型预测失效等后果, 本文将应用 D. W. 检验法对修正后的回归模型(2) 进行序列相关性检验, 图 4 是 D. W. 检验的回归结果:

Dependent Variable: LOG(Y)

Method: Least Squares

Date: 03/16/15 Time: 17:48

Sample: 2004 2013

Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.569156	0.564887	15.16969	0.0000
LOG(X1)	0.265173	0.116395	2.278230	0.0568
LOG(X3)	0.027335	0.078644	0.347578	0.7384
R-squared	0.988296	Mean dependent var		11.08005
Adjusted R-squared	0.984952	S.D. dependent var		0.161489
S.E. of regression	0.019810	Akaike info criterion		-4.761924
Sum squared resid	0.002747	Schwarz criterion		-4.671148
Log likelihood	26.80962	Hannan-Quinn criter.		-4.861504
F-statistic	295.5357	Durbin-Watson stat		2.015995
Prob(F-statistic)	0.000000			

图 4 D. W. 检验结果

图 4 中的数据显示, 方程拟合度较好, D. W. 统计量为 2.015995, 查 D. W. 统计表可知, $d_L(2) = 0.08$, $d_U = 1.31$, $d_L < D. W. < 4 - d_U$, 由此可见, 该模型不存在序列相关性。

三、结论及展望

通过以上的各项检验及相关修正, 得到最终的天津市职业金融人才需求预测模型为 $Y = 4.63X1 - 21.06X3 + 39959.79 + \mu$ 。其中, $X1$ 为天津市的地区生产总值, $X3$ 为天津市金融业增加值, 该模型通过方程的 F

检验、参数的 t 检验、多重共线性检验及修正,不存在异方差性和序列相关性,拟合优度较高,具有一定的预测参考价值。据初步统计数据显示,2014 年天津市的地区生产总值 X_1 为 15722.47 亿元,金融业增加值 X_3 约为 1415.02 亿元,运用模型预测 2014 年的金融从业人员数量 Y 约为 8.3 万人。根据天津市未来 5 年的经济增长与金融运行相关计划,预测 2015—2018 年天津市金融人才的需求量,可得表 2:

表 2 2015—2018 年天津是金融人才需求预测

	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
GDP 预测值(亿元)	17136	18713	20484	22432
金融增加值预测值(亿元)	1650	1910	2180	2397
金融人才需求量预测值(万人)	8.46	8.64	8.89	9.33

通过以上分析,我们发现伴随着多重机遇叠加背景下天津经济的快速发展,天津对于高水平职业金融人才的需求巨大。因此为满足天津经济金融发展对于职业金融人才的需求,应从以下三个方面加以完善:

第一,持续增加天津市职业金融人才总量。通过实证分析,我们发现 GDP 是影响职业金融人才需求的重要因素。以天津和上海为例,天津与上海两地 2009 年至 2013 年 GDP 及金融从业人员数量对比如图 5 和图 6 所示:^①

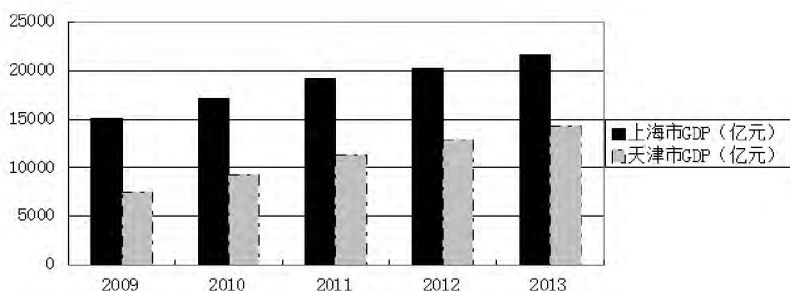


图 5 天津上海两市 GDP 比较

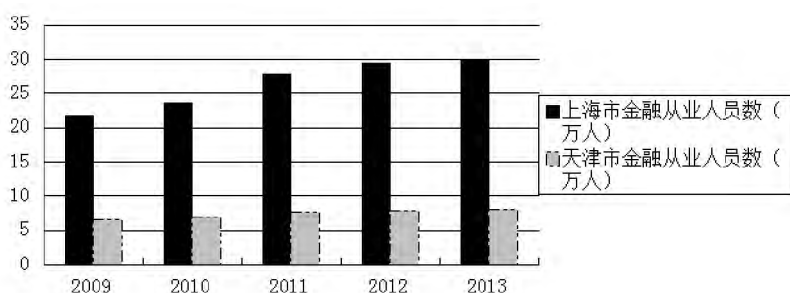


图 6 天津上海两市金融从业人员数量比较

通过对比,我们发现天津与上海的金融从业人员数量比,明显低于津沪两地的 GDP 比值。这说明,相对于天津的经济发展而言,金融从业人员总量不足。因此,必须增加天津金融人才总量,以弥补缺口。这一方面要求,天津各大高等院校应该在自身教学容量允许的情况下扩大金融类专业的招生规模;另一方面,天津应进一步完善人才引进政策,吸引国际和国内其他地区的金融人才。

第二,不断提高天津职业金融人才的职业技能。近年来,天津职业金融人才的整体素质逐渐提高。以金融专业毕业生的学历水平为例,2004 年天津市金融专业的硕士研究生毕业生人数占全部金融类专业毕业生的 3%,博士生为 1.2%,而博士后仅为 0.05%;而到 2014 年,硕士研究生毕业生的总占比约为 21%,博士生为 5%,博士后为 0.9%^②。十余年间,硕士研究生的占比增加了 6 倍,博士生增加了将近 4 倍,高学历金融人才的数量呈逐年递增的趋势。但是,从全国来看,天津具备高水平职业素质的金融人才仍然相对较低。以金

① 数据来源:国家统计局 <http://www.stats.gov.cn>。

② 数据来源:2014 年天津市国民经济和社会发展统计公报。

融理财师(AFP)和国际金融理财师(CFP)的资质为例,截止到2013年,我国13个地区AFP、CFP的持证人数及相应比例数据统计,可得表3^①:

表3 我国13个地区AFP、CFP持证情况统计

地区	AFP 持证人数(人)	AFP 持证比例	CFP 持证人数(人)	CFP 持证比例
广东	15164	11.80%	1940	10.36%
北京	11972	9.32%	1935	10.33%
上海	5797	4.51%	1280	6.83%
河北	3613	2.81%	651	3.48%
福建	3756	2.92%	587	3.13%
黑龙江	2512	1.95%	387	2.07%
山西	2910	2.26%	345	1.84%
湖南	2529	1.97%	326	1.74%
安徽	4296	3.34%	314	1.68%
重庆	2569	2.00%	295	1.58%
吉林	1782	1.39%	288	1.54%
天津	2153	1.68%	282	1.51%
内蒙古	1359	1.06%	171	0.91%

根据表中数据可以看出,天津市持有金融理财师和国际金融理财师证书的人数与其他地区的数量差距较大,AFP的持证比例只有1.68%,CFP的持证比例仅为1.51%。这充分表明了天津的金融人才整体的专业素质有待提高。为此,天津金融主管部门及各金融机构应健全金融人才继续教育机制,设置专门的继续教育培训机构,不断更新知识体系,完善职业资质获取途径。同时,各个院校及相关培训机构应严格把关,力求保证持有相应学历及证书的从业者具备同等的知识技能水平,以从整体上提高天津金融人才的职业素养。

第三,加强天津职业金融人才的职业道德教育。高水平的金融人才不仅要具备较高的职业技能,更要注重职业道德素养的提高。无论是1997年的亚洲金融危机,还是2008年的全球性金融危机,其爆发与蔓延都有一个重要的原因,即人的因素。以2008年危机为例,华尔街的金融精英们,以个体理性为前提,缺乏必要的社会责任感认知,^[7]从而设计了大量高度复杂且脱离实体经济的金融创新。如2007年,美国实体经济与金融衍生品的比例为1/68,^[8]这对危机起到了不可忽视的推波助澜的作用。因此,反思危机,我们应充分注意金融人才道德素质的提升,以金融伦理认知作为金融职业道德教育的基础内容。^[9]首先,高等金融院校应完善高校学生的金融伦理课程体系,并加强师资力量建设;其次,金融机构应注重金融伦理的再教育,并健全监管与惩处体制;最后,国家应通过完善法律法规,来构建良好的金融伦理生态环境。

参考文献:

- [1] Paul H. K. Ho. Forecasting Construction Manpower Demand by Gray Model [J]. Journal of Construction Engineering and Management 2011(11):1299-1305.
- [2] Chendrayan. Demand Forecasting Techniques [J]. National Institute of Management Studies 2008(11):1-6.
- [3] 王小平,陈敏,胡瑞文. 上海金融人才需求预测模型的构建[J]. 上海商学院学报 2014(2):35-41.
- [4] 李玉明,陈继美. 基于BP神经网络的黑龙江垦区人才需求预测[J]. 黑龙江八一农垦大学学报 2013(5):90-93.
- [5] 张星娟,李恩平. 基于组合预测模型的区域仓储人才需求预测[J]. 企业经济 2014(8):158-162.
- [6] 李朋波,张庆红. 国内人才需求预测研究的进展与问题分析[J]. 当代经济管理 2014(5):72-80.
- [7] 危慧慧,朱新蓉. 全球金融危机与我国金融人才培养[J]. 高等教育研究 2011(1):91-95.
- [8] 危机中的理论反思与制度剖析——“《资本论》、《帝国主义论》与当前西方金融危机”学术研讨会召开

① 数据来源: http://www.zjafp.com/index.php?_m=mod_article&_a=article_content&article_id=97

[N]. 中国社会科学院报 2009-03-18.

[9] 邹宏秋. 加强高职金融职业道德教育 培养高品质金融人才[J]. 浙江金融 2007(11): 59-60.

The Forecasting Research of the Regional Professional Financial Talent Demand

——Take Tianjin as an Example

QIN Hongjun, ZHAO Shenglei, SHEN Yue

(School of International Business, Tianjin Foreign Studies University, Tianjin 300270, China)

Abstract: The financial system innovation of the free trade zone in Tianjin needs a lot of professional financial talents as the support. The multivariable liner regression model can analyses quantitatively and predict the future demand of the financial talents. From the predict results, the demand of the financial talents for Tianjin will continue to increase in the future. But compared with the rapid increase of demand, the financial practitioners' amount is low and the professional quality needs to improve. Therefore, we should give full play to the financial advantages of talent training of the government, colleges and universities, financial institutions and social organizations. From the aspects of the quantity and quality, we should improve the comprehensive level of the financial talents in Tianjin to meet the growing demand.

Key words: Tianjin; professional financial talents; demand forecasting

(责任编辑: 沈 五)

(上接第 16 页)

参考文献:

[1] 钮文新. 美国债的未来: 违约或债务重组[J]. 中国经济周刊 2011(31): 17.

[2] 赵平. 美国债务违约风波的深层次原因探析[J]. 经济与管理 2012(3): 29-35.

[3] 谭志娟. 前总统经济顾问称美国财政缺口高达 211 万亿美元[EB/OL]. http://finance.eastmoney.com/news/1344_20110814155838863.html 2011-08-15.

[4] 陈曦. 百年风云 美联储[J]. 中国新时代 2014(2).

US Sovereign Debt Characteristics, Causes and Future Risks

MA Yu

(Finance Institute, Shandong Institute of Business and Technology, Yantai, Shandong 264005, China)

Abstract: Since the international financial crisis in 2008, the United States' sovereign debt rising fast, so the risk is increasing. This paper systematically describes the characteristics of the sovereign debt of the United States, causes and future risk trends. The features of American sovereign debt are: denominated in dollar, huge debt, increasingly heavy interest burden, an important part of international capital circulation; the causes include that dollar is the international currency, the guiding ideology of the Keynesian, and the massive deficit; the future risks development depends on US economic growth, budget deficit, interest rate changes, the impact of aging on the implicit debt, the unexpected shock caused by the financial crisis, the debt caused by the struggle between the two parties and so on.

Key words: American sovereign debt; international currency; debt risk; financial deficit

(责任编辑: 张秋虹)