

编委会主任：李良智

主 编：李良智 魏清华

执行主编：钟英娥 彭 悦 李世宇 戴慧敏

副 主 编：吴经纬 姚 硕 陈志愉 杨 晨 贞婉婷 刘睿林 王怡昀

孔祥莉 徐 斌 钱诗农 盛恒阳 姚 丽 张文俊 李伟伟

周丝娴 徐浩森 朱梦莹

公共 经济 与 管理

基于VAR视角的江西省房地产市场实证研究

李梦平 张春燕

摘 要: 中国房地产市场经历了2010年以来史上最严的限购,这一政策到2014年已经出现了松动,本文基于江西省2014—2015年房价、地价和CPI指数的月度数据建立VAR模型,使用脉冲响应函数和方差分解技术对限购松动下的房地产市场进行实证分析,发现不仅房价对GDP和地价有正向的影响,CPI对GDP和地价也有很强的正向冲击,并且房价对GDP的冲击前两个月为负、三到六个月为正,八个月以后逐渐消失;考虑到江西省并没有出台明确可行的土地供给政策,但实证结果发现,短期内地价对房价有一定程度的影响。

关键词: VAR模型;方差分解;房价;地价

房地产业在宏观经济中起着举足轻重的作用,在2016年第一季度的国内生产总值中,房地产业产值仍然占有很大的比重;房价问题是关乎经济发展、国家稳定和人们幸福的重大问题。自2010年限购令的实施,到2014年6月呼和浩特“领跑”取消限购,再到2015年12月份房地产去库存的提出,国家运用了各种政策进行调控。在这样的背景下,本文结合江西省房地产市场的发展现状,在前人研究的基础上建立一个全面的VAR模型,使用土地交易价格指数、房地产销售价格指数和CPI的月度数据,结合脉冲响应函数和Granger因果检验来探究房价和宏观经济变量在政策空窗期下的关系。

1 文献回顾

国内外学者关于房地产限购限贷的研究,大致可分为两类,即从理论视角研究和从实证视角研究。理论视角方面,黎显扬(2011)采用评述性方法以限购限贷和房产税征收为对象,研究发现限购令起到了立杆见影的效果,但解令后极有可能出现急速反弹,带来负面影响,认为应该多种房地产调控政策同时实施,如差别化税收及保障住房;张晓燕(2012)以限购限贷为研究对象,研究发现限购限贷存在户籍歧视,违背宪法平等权,建议制度改进和私有财产权限的明确;刘璐(2013)通过建立一般均衡模型研究限购政策的作用区间,研究结果表明当首付比例不大且落在特定区间内,复合商品生产规模效应又递增时,限购政策能有效降低均衡房价。

从实证的角度,杜建华(2012)基于土地和房屋价格的季度数据建立VAR模型,发现房价与地价之间存在正相关关系,短期内房价对地价的冲击无论速度还是程度均大于地价的反作用;刘小瑜、谢娟娟、赵鹤芹(2013)通过建立VAR模型和Granger因果关系模型研究了江西省的房地产限购政策,结果表明房价和通胀正相关,房价变动对宏观经济有中长期的影响,通胀对房价的脉冲响应有滞后性,而地价对房价的影响不显著;张建同、方陈承、何芳(2015)利用断点回归的方法,采用房地产价格指数和财政收入月度数据对上海市的房地产限购政策进行研究,结果表明限购政策并未对地方财政收入产生显

本文作者:李梦平,江西财经大学经济学院研究生 研究方向:宏观经济理论

张春燕,江西财经大学经济学院研究生 研究方向:宏观经济理论

著影响。

总的来说,在传统实证分析方法方面,一部分学者基于 Granger 因果关系模型,但只研究了两个经济变量之间的关系,如房价和地价;另一部分学者结合 VAR 模型和 Granger 因果关系模型,虽然研究了多个经济变量但得到结论的稳定性存疑;同时,由于宏观经济发展的放缓,以及调控政策的变动,对新形势下经济变量之间关系的解释可能有所不同。因此,本文拟以 2014—2015 年的月度数据为样本,通过建立 VAR 模型和脉冲响应函数,探究新形势下房价、地价以及 CPI 和 GDP 之间的关系。

2 模型估计

假设有两个时间序列变量 $\{y_{1t}, y_{2t}\}$, 分别作为两个回归方程的被解释变量;而解释变量为这两个变量的 p 阶滞后值,构成一个二元的 VAR(p) 系统:

$$\begin{cases} y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1,t-1} + \cdots + \beta_{1p}y_{1,t-p} + \gamma_{11}y_{2,t-1} + \cdots + \gamma_{1p}y_{2,t-p} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{1,t-1} + \cdots + \beta_{2p}y_{1,t-p} + \gamma_{21}y_{2,t-1} + \cdots + \gamma_{2p}y_{2,t-p} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

其中, $\{\varepsilon_{1t}\}$ 与 $\{\varepsilon_{2t}\}$ 均为白噪声过程,但允许两个方程的扰动项之间存在“同期相关性”,即:

注意到上面两个方程的解释变量完全一样,整理可得:

$$y_t = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \gamma_{11} \\ \beta_{21} & \gamma_{21} \end{pmatrix} y_{t-1} + \cdots + \begin{pmatrix} \beta_{1p} & \gamma_{1p} \\ \beta_{2p} & \gamma_{2p} \end{pmatrix} y_{t-p} + \varepsilon_t$$

这个形式和 AR(p) 很相似,故名“VAR(p)”。其中, $\{\varepsilon_t\}$ 是一维白噪声过程的推广,称为“向量白噪声过程”。

由于 VAR(p) 系统中的解释变量 $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \cdots\}$ 依赖于 $\{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \cdots\}$, 而 ε_t 与 $\{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \cdots\}$ 不相关,故可视所有解释变量为前定变量,与当期扰动项 ε_t 不相关,故可以用 OLS 对每个方程分别进行估计。由此可见,“扰动项 $\{\varepsilon_t\}$ 不存在自相关”是保证 OLS 的一致性的重要条件。如果假设扰动项服从正态分布,则可以推导出条件 MLE 估计量。条件 MLE 等价于对每个方程分别用 OLS 进行估计。由于方程右边的解释变量均为滞后变量 $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \cdots\}$, 不包含同期变量 y_t , 故也称为“简化式 VAR”, 这里我们使用的是简化式 VAR。

3 实证分析

3.1 指标选取与数据处理

本文分别选取土地交易价格指数(LP)、商品房房屋销售价格指数(HP)、居民消费价格指数(CPI)和国内生产总值(GDP)四个指标,根据中经网统计数据库的月度和季度数据资料,截取 2014 年 2 月至 2015 年 12 月的数据作为样本整理所得,国内生产总值的季度数据折算成月度数据,由于居民消费价格指数和土地交易价格指数、房屋销售价格指数分别为同比和环比,无法直接进行比较,所以均转换成以 2014 年 2 月为基期的定基数据进行比较。

3.2 单位根与协整检验

本文使用 ADF 单位根检验的方法来对 LP、HP、CPI 和 GDP 样本数据的时间序列进行平稳性检验,

检验结果如下表 1 所示;

表 1 各变量的 ADF 及协整检验结果

| 变量 | T 值 | 临界值 | P 值(5%显著性) | 结果 |
|-----|--------|--------|------------|----------|
| CPI | -0.559 | -3.750 | 0.8801 | 非平稳 I(1) |
| LP | -4.318 | -2.630 | 0.0004 | 平稳 I(0) |
| HP | -2.242 | -3.000 | 0.1913 | 非平稳 I(1) |
| GDP | -2.613 | -2.630 | 0.0903 | 非平稳 I(1) |

由单位根检验可知, LP、HP 和 GDP 指标的临界值均小于 5%显著性水平的 P 值, 具有一阶单整性, 均服从 I(1)过程, 而 LP 为零阶单整, 即平稳的时间序列。我们发现 LP 不存在协整关系, 但结合已有的文献, 从长期来看它和 LP、CPI 之间可能存在相关关系, 在做格兰杰因果检验时我们仍把它考虑进去。

3.3 VAR 模型的构建

由于 CPI、HP 和 GDP 序列存在协整关系, 故可构建相应的 VAR 模型。为了估计 VAR, 首先要根据信息准则确定 VAR 模型的阶数, 综合考虑 AIC、HQIC 和 SBIC 准则, 确定最优滞后阶数为 2, 所以构造 VAR(2)模型。可以看到第三个方程的拟合优度达到了 78.43%, 并且 P 值为 0.0001 是强烈显著性的, 有充分的理由相信, GDP 作为被解释变量时可行的。

表 2 VAR(2)模型的估计

| Equation | Parms | RMSE | R-sq | F | P > F |
|----------|-------|---------|--------|----------|--------|
| dCPI | 7 | .340672 | 0.4600 | 2.839452 | 0.0542 |
| dHP | 7 | 45.7802 | 0.2874 | 1.344416 | 0.3064 |
| dGDP | 7 | 2.84311 | 0.7843 | 12.12345 | 0.0001 |

3.4 格兰杰因果检验

协整关系表示的仅仅是变量之间的某种长期联动关系, 与因果关系是毫无关联的, 而格兰杰因果检验的思想是: 如果 A 变量是 B 变量的因, 同时 B 变量不是 A 变量的因, 那么 A 变量的滞后值就可以帮助预测 B 变量的未来值, 同时 B 变量的滞后值却不能帮助预测 A 变量的未来值; 我们对以上四个变量做格兰杰因果关系检验, 检验结果如下表 3 所示。

表 3 格兰杰因果检验

| Equation | Excluded | F | df | df_r | Prob > F |
|----------|----------|--------|----|------|----------|
| dCPI | LP | 4.3885 | 3 | 6 | 0.0587 |
| dCPI | dHP | 1.8389 | 3 | 6 | 0.2407 |
| dCPI | dGDP | .05774 | 3 | 6 | 0.9801 |
| dCPI | ALL | 4.0576 | 9 | 6 | 0.0511 |
| LP | dCPI | 6.6524 | 3 | 6 | 0.0246 |
| LP | dHP | 4.7916 | 3 | 6 | 0.0493 |
| LP | dGDP | 2.2763 | 3 | 6 | 0.1799 |
| LP | ALL | 4.338 | 9 | 6 | 0.0440 |
| dHP | dCPI | .84085 | 3 | 6 | 0.5193 |
| dHP | LP | .67441 | 3 | 6 | 0.5985 |
| dHP | dGDP | 3.1707 | 3 | 6 | 0.1065 |
| dHP | ALL | 1.7583 | 9 | 6 | 0.2533 |
| dGDP | dCPI | 11.585 | 3 | 6 | 0.0066 |
| dGDP | LP | 2.3829 | 3 | 6 | 0.1682 |
| dGDP | dHP | 16.193 | 3 | 6 | 0.0028 |
| dGDP | ALL | 15.923 | 9 | 6 | 0.0016 |

表 3 的格兰杰因果检验表明, 在滞后两期, 显著性水平为 1%的条件下, 江西省房价 HP 和 CPI 都

是 GDP 的强格兰杰原因,江西省房价 HP 是引起 GDP 变化的主要原因之一;江西省 CPI 波动对 GDP 变化也有相当程度的影响;江西省房价波动对土地价格 LP 的波动有一定影响,没有发现显著的格兰杰因果关系,但在 5% 的显著性水平下 CPI 是土地价格 LP 的强格兰杰原因。

4 脉冲响应函数

4.1 房地产价格变动对宏观经济变量的冲击分析

根据 VAR(2) 模型得到脉冲响应函数图,图 1a 至图 1c 是房地产价格的变动对 CPI 增长率变动、土地价格增长率变动和 GDP 增长率变动的脉冲响应函数图。图 1a 表明给房地产价格一个正向冲击,导致 CPI 增长率在第一阶段小幅下降,第二阶段上升,第四阶段大幅下降,此后逐渐减弱,在第 8 个阶段后影响消失;图 1b 表明房地产价格变动对土地供给价格变动有一定程度的影响,第一阶段下降,第二阶段上升并达到最大值,4 个阶段以后影响逐渐消失,这和我们格兰杰因果检验的结果相符,不同以往房价对地价已经有了一定程度的影响;图 1c 是我们关注的重点,房地产价格的变动对 GDP 变动的冲击,在前两个阶段为负,第三到第六个阶段为正,在第 8 个阶段后逐渐消失,会有负的冲击可能是因为房地产价格变动的敏感度高于 GDP 变动的敏感度;

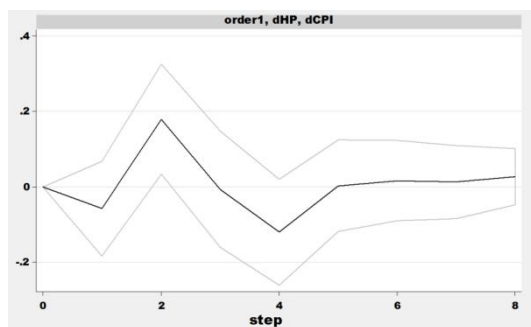


图 1a

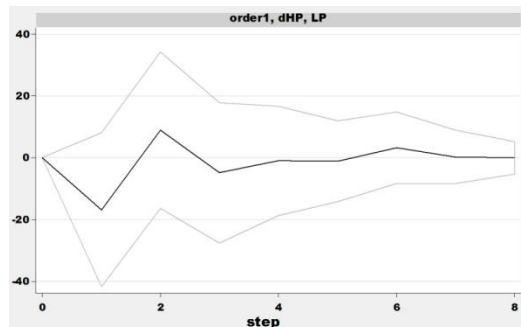


图 1b

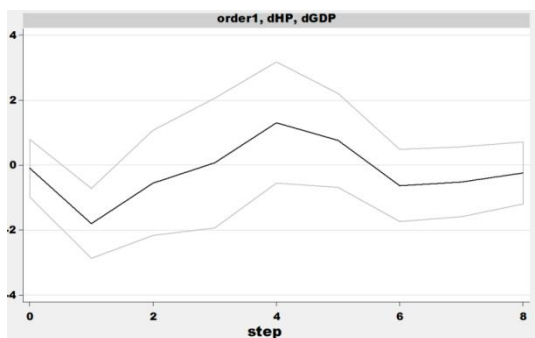


图 1c

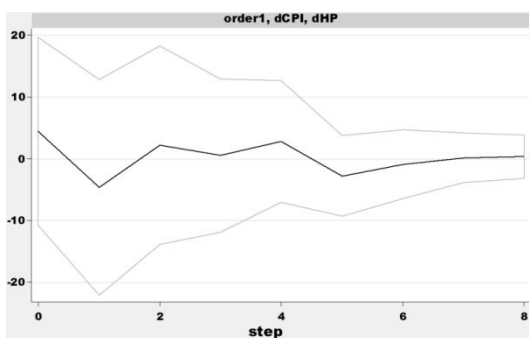


图 2a

4.2 宏观经济变量的变动对房地产价格的冲击分析

图 2a 至图 2c 是 CPI 增长率变动、土地价格增长率变动和 GDP 增长率变动对房地产价格变动的脉冲响应函数图。图 2a 表明 CPI 的变动对房价变动的冲击,在第一阶段达到负的最大值,第二到第四阶段为正,然后又变为负,8 个阶段以后影响逐渐消失;图 2b 显示变动土地价格对房价变动的冲击,仅在前两阶段有一个正向的影响,后期影响不明显,这与我们的格兰杰检验结果相符;图 2c 表明 GDP 的变动对房地产价格变动冲击不明显,在第二阶段有一个正向的小幅波动外,其他阶段几乎没有波动,在 8 个阶段后影响逐渐消失;图 3a 和图 3b 是 CPI 变动和土地价格变动的相互冲击响应函数,CPI 的变动对土地价格的变动冲击远远大于土地价格变动对于 CPI 变动的冲击,CPI 变动是土地价格变动的强格

兰杰原因, 而土地价格变动不是 CPI 变动的格兰杰原因。

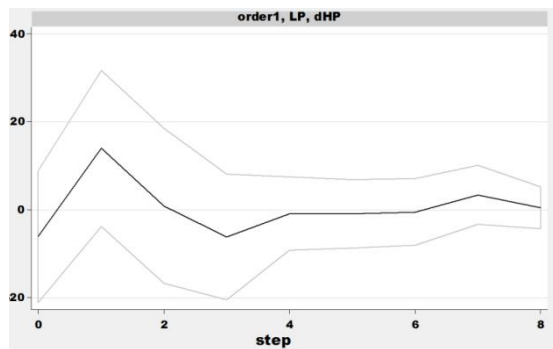


图 2b

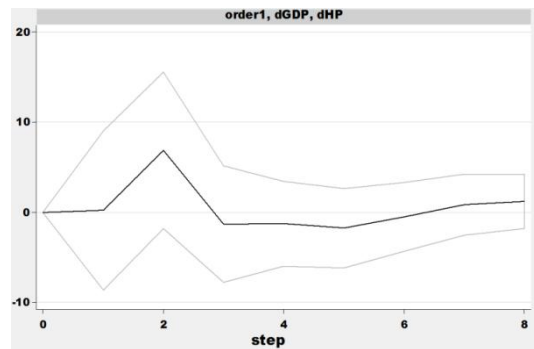


图 2c

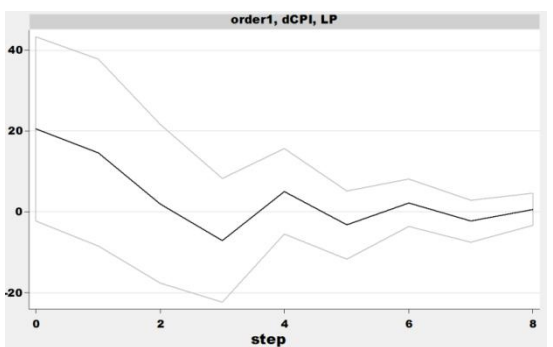


图 3a

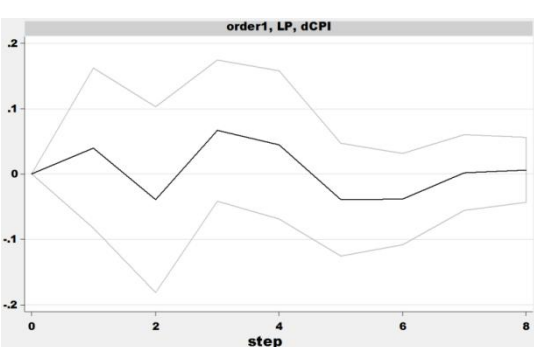


图 3b

4.3 方差分解

在 VAR(2)模型的基础上, 对房地产价格的变动和 GDP 的变动进行方差分解, 表 4 是对房地产价格波动的方差分解, 表 5 是对 GDP 变动的方差分解, 结果如下所示;

表 4 对 HP 的方差分解

| step | (1) fevd | (2) fevd | (3) fevd | (4) fevd |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1 | .016438 | .031092 | .95247 | 0 |
| 2 | .02246 | .127097 | .850419 | .000023 |
| 3 | .024052 | .122382 | .8288 | .024765 |
| 4 | .023501 | .138438 | .813109 | .024952 |
| 5 | .02704 | .136483 | .81113 | .025348 |
| 6 | .030512 | .135325 | .807559 | .026605 |
| 7 | .030497 | .13374 | .809363 | .0264 |
| 8 | .030216 | .138045 | .805253 | .026486 |

由表 4 可知, CPI 变动和 GDP 变动只解释了房地产价格变动的 3.02%和 2.64%, 而土地价格波动也只解释了房地产价格变动的 13.8%, 其方差波动的 80.52%来自自身, 这意味着房地产价格波动主要受自身的影响, CPI 变动、GDP 的变动和地价变动, 对房地产价格变动的解释力有限。

由上表 5 可知, CPI 的变动解释了 GDP 变动的 34.86%, 土地价格变动解释了 GDP 变动的 14.74%, 房地产价格变动解释了 GDP 变动的 26.54%, 来自自身的变动为 23.86%; 由表 4 和表 5 的结果对比可

知,房地产价格变动是 GDP 变动的主要原因之一,并且土地价格的变动对房地产价格的变动有一定程度的影响。

表 5 对 GDP 的方差分解

| step | (1) fevd | (2) fevd | (3) fevd | (4) fevd |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1 | .007109 | .00349 | .002204 | .987197 |
| 2 | .402744 | .01008 | .257632 | .329544 |
| 3 | .445514 | .118841 | .19515 | .240495 |
| 4 | .419733 | .122722 | .181699 | .275846 |
| 5 | .378258 | .12403 | .242497 | .255215 |
| 6 | .367155 | .138454 | .253379 | .241013 |
| 7 | .352502 | .149412 | .259657 | .23843 |
| 8 | .348616 | .147354 | .265395 | .238634 |

5 结论和建议

本文在研读现有文献的基础上,通过建立向量自回归 VAR 模型分析了江西省房地产价格变动和宏观经济变量变动的影响,研究结果表明,房地产价格变动是 GDP 变动的主要原因,土地价格变动对房地产价格变动有一定程度的影响,并且 CPI 的变动也是 GDP 的变动主要原因;一方面,CPI 对地价有影响进而影响房价,结果导致 GDP 的变动,另一方面,CPI 的变动也可直接影响 GDP 即产生的变化。

我们这里发现土地价格变动对房地产价格变动有一定程度的影响,与前人的研究成果有差异,在查阅相关资料和前人研究结果的基础上,我们发现一方面从土地供给角度来看,现在的土地供给趋紧,不像之前土地供给充足;另一方面是宏观经济增速的下滑和国家及各级政府对房地产调控政策的实施效果的显现,以前没有土地政策,现在有相关的法律法规的出台;我们的结果同样发现 CPI 是地价的强格兰杰因果,CPI 的高涨可以引起地价的高涨,而地价的高低又影响房地产价格的高低。

结合以上实证分析的结果可以提出以下几点政策建议:一、江西省房地产市场价格波动对宏观经济变量的冲击有中长期的影响,对宏观经济的脉冲响应具有一定的滞后性;这就要求政府在调控房价时,要注意到政策的时滞,脉冲响应函数表明,房地产价格的冲击一般在 8 个月后影响逐渐消失,政府在制定政策时要有一定的预期,有些政策工具当期就能显现作用,有些则需要一定的时间,合理利用各种手段对房价进行调控。二、江西省宏观经济变量的变动不仅受某一种因素的影响,在宏观经济变动中 CPI 的冲击也占有较大比重,我们注意到 CPI 是地价的强格兰杰原因,而土地是房地产开发的生产要素,政府在调控房地产价格时,要考虑到 CPI 这一因素,尽可能剥离 CPI 对宏观经济的冲击后,制定科学合理的房地产调控政策。三、江西省应当制定配套的土地政策,使得土地政策能跟得上房地产市场的发展,研究结果表明,房价是地价的格兰杰原因,房地产市场价格的波动对土地供给价格变动的冲击具有一定的放大作用,政府在调控房地产市场价格时可采取相对严厉的土地供给政策,减少土地这一要素的供给,从源头上调控房地产市场的发展。

参考文献

[1]杜建华,2012:《基于 VAR 模型的房价与地价关系的实证研究》,《经济研究导刊》,第 7 期: P120~122。

- [2]刘小瑜、谢娟娟、赵鹤芹, 2013:《限购令下的房地产市场效应实证研究》,《统计与决策》,第4期: P126~128。
- [3]张建同、方陈承、何芳, 2015:《地产限购限贷政策评估: 基于断点回归设计的研究》,《科学决策》,第7期: P1~23。
- [4]黎显扬, 2011:《限购令政策评述》,《中国房地产金融》,第5期: P28~30。
- [5]张晓燕, 2012:《行政限购的研究: 以房地产限购令为例》,中央民族大学。
- [6]刘璐, 2013:《限贷和限购政策对一般均衡中房价的影响》,《管理科学学报》,第16期: P 20~32。
- [7]李昱璇, 2015:《限购以及限贷政策的退出合理吗? —基于 29 个城市动态面板数据的实证分析》,《科学决策》,第7期: P24~36。
- [8]王岳龙、张瑜, 2010:《房价与地价之争的理性思考》,《财贸研究》第2期: P27~33。
- [9]王岳龙、张瑜,《经济基本面影响了住房消费吗—基于 EG 两步法和 VAR 的实证分析》,《财经科学》,第4期 P50~57。
- [10]陈强, 2014:《高级计量经济学及 stata 应用》,高等教育出版社。

我国工业企业技术创新能力的空间统计分析

李颖

摘要: 工业被认为是国民经济的主导产业,工业企业则作为国民经济的基础和支柱,尤其是规模以上的工业企业,不仅是国家技术创新的主体,而且也是创新驱动的中坚力量。创新是企业和经济发展的最强动力,创新能力的强弱直接影响到企业的生存与发展,进而影响到国家的综合实力和国际竞争能力。因此,本文利用《中国统计年鉴 2015》的相关统计数据,建立指标体系,运用因子分析法对我国 30 个地区(西藏除外)规模以上工业企业的技术创新能力进行综合评价,并结合 Moran's I 指数进行空间自相关性分析。研究发现: 总体来说,我国规模以上工业企业的技术创新能力偏弱,大部分省份的技术创新能力较低,且在空间分布上呈现由东向西逐级递减的格局,但是集聚趋势并不显著。

关键词: 技术创新能力; 指标体系; 因子分析法; Moran's I 指数

1 引言

创新,被认为是企业和经济发展的最强动力,是企业获得持续竞争优势的关键要素。工业企业是一个国家国民经济的基础和支柱,特别是规模以上工业企业,不仅是我国技术创新的主体,也是国家创新驱动的中坚力量。技术创新能力的强弱,对工业企业的生存与发展具有至关重要的作用,同时也对国家的综合实力和国际竞争能力产生重要影响。在新常态经济下,对我国规模以上工业企业的技术创新能力进行科学系统地评价,并分析空间上的分布特征,对提高我国工业企业的自主创新能力,促进区域经济协调发展具有积极的影响。

当前,国内学者对工业企业技术创新能力的评价展开了积极的研究,如赵国党(2007)基于 2000 年和 2005 年我国 30 个地区(西藏除外)的相关数据,构建工业企业研发实力的指标体系,采用主成分分析法和计量分析法,实证研究了我国工业企业的研发实力与经济增长的区域差异,得出我国工业企业研发实力具有明显的区域差异。许敏、谢玲玲(2012)采用数据包络分析中的 BCC 模型,对我国大中型工业企业的技术创新效率进行了综合评价,研究发现,东部地区的技术创新效率达到最高,而中部地区低于西部地区。缪根红、陈万明、朱雪春(2013)利用 2009 年国内大中型工业企业 R & D 及相关活动的相关指标数据,建立因子分析模型,对大中型工业企业的技术创新能力进行综合评价。谷炜、杜秀亭、卫李蓉(2015)建立工业企业技术创新能力的相关评价指标体系,采用因子分析法,对我国不同类型企业技术创新能力之间的差距进行了实证分析。尹伟华、张亚雄(2016)利用第三次全国经济普查数据,并采用因子分析方法,实证分析了我国工业企业的自主创新能力,得出我国工业企业的自主创新能力与经济发展水平具有内在一致性的结论。

无可置疑,学者们在评价工业企业的技术创新能力方面取得了丰硕的成果,然而我们仔细阅读文献后,不难发现,在目前的研究中,存在以下两点缺陷。第一,模型中仅采用一种研究方法,略显单

一。大多数学者主要采用因子分析法、层次分析法、主成分分析法、DEA 模型等评价方法,其中使用因子分析法较多。第二,我国工业企业的技术创新能力大致呈现东强西弱的发展态势,即技术创新能力强的工业企业集中在东部地区,而技术创新能力弱的地区集中在西部地区,这是否意味着工业企业的技术创新能力在空间分布上存在集聚趋势,学者们并没有进一步研究。基于此,本文运用因子分析模型,对我国 30 个地区(西藏除外)规模以上工业企业的技术创新能力进行综合评价,并在此基础上,结合 Moran's I 指数对技术创新能力的空间分布特征进行实证分析,以期为“十三五”时期我国工业企业提升技术创新能力提供重要的参考。

2 规模以上工业企业技术创新能力的综合评价

2.1 因子分析法介绍

因子分析是一种常用的多元统计分析方法,利用“降维”的思想,将高维空间变量降维成低维空间变量,得到少数几个公共因子,既能包括原始变量的绝大部分信息,又能使公共因子间互相独立,这样更能有效地分析原始数据。在因子分析中,各公共因子的权重,不是根据主观因素确定的,而是基于指标之间的内在结构关系而进行数据分析所确定的,因此分析结果更具有客观性、准确性。由于因子分析具有的独特优势,因而被广泛应用于多目标评价中。

2.2 指标体系的构建

本文在借鉴已有研究成果的基础上,根据建立指标体系的科学性、全面性、针对性以及可操作性原则,并考虑到数据的可获取性等因素,构建了如下指标体系,详见表 1。

表 1 规模以上工业企业技术创新能力的指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 单位 |
|----------|----------------------------------|----|
| 技术创新投入能力 | R&D 人员全时当量 X_1 | 人年 |
| | R&D 经费 X_2 | 万元 |
| | R&D 投入强度(R&D 经费/地区 GDP) X_3 | % |
| | 新产品开发经费支出 X_4 | 万元 |
| | 新产品开发强度(新产品开发经费支出/新产品销售收入) X_5 | % |
| 技术创新产出能力 | 专利申请数 X_6 | 件 |
| | 有效发明专利数 X_7 | 件 |
| | 新产品销售收入 X_8 | 万元 |
| 技术创新活动能力 | R&D 项目数 X_9 | 项 |
| | 新产品开发项目数 X_{10} | 项 |
| | 有产品或工艺创新活动的企业占全部企业的比重 X_{11} | % |
| 技术创新环境水平 | 普通高等学校数 X_{12} | 个 |
| | 经济发展水平(GDP) X_{13} | 亿元 |

资料来源:《中国统计年鉴 2015》以及整理相关数据所得,由于年鉴中缺乏西藏的相关数据,因此本文研究我国 30 个地区(西藏除外)。

本文利用 SPSS19.0 软件,运用因子分析法对规模以上工业企业的技术创新能力进行综合评价分析。

首先,对各指标的原始数据进行标准化处理,然后进行 KMO 和 Bartlett 球形度检验(见表 2)。

表2显示,KMO值为0.807,大于0.6,表示适合做因子分析;Bartlett球形度检验的近似卡方值为884.503,伴随的显著性P值(Sig.)为0.000,小于0.05,拒绝各指标间的相关阵为单位阵的原假设,即各指标间具有相关性,说明因子分析是有效的。

表2 KMO 和 Bartlett 的检验

| | | |
|-------------------------------|------|---------|
| 取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量。 | | 0.807 |
| Bartlett 的球形度检验 | 近似卡方 | 884.503 |
| | df | 78 |
| | Sig. | 0.000 |

资料来源:SPSS 输出结果。

然后,计算特征值和累积方差贡献率(见表3)。表3显示,前两个公因子的特征值大于1,累积方差达到87.391%,说明这两个公因子反映了原指标87.391%的信息量,故提取前两个公因子。

表3 方差贡献分析结果

| 因子 | 初始特征值 | | | 提取平方和载入 | | | 旋转平方和载入 | | |
|----|-------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|
| | 合计 | 方差的 % | 累积 % | 合计 | 方差的 % | 累积 % | 合计 | 方差的 % | 累积 % |
| 1 | 9.986 | 76.815 | 76.815 | 9.986 | 76.815 | 76.815 | 9.344 | 71.876 | 71.876 |
| 2 | 1.375 | 10.577 | 87.391 | 1.375 | 10.577 | 87.391 | 2.017 | 15.516 | 87.391 |

资料来源:SPSS 输出结果。

接着,采用方差极大法做方差因子旋转,得到旋转后的因子载荷矩阵。结果显示, X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_6 、 X_7 、 X_8 、 X_9 、 X_{10} 、 X_{12} 及 X_{13} 在第一个因子的载荷值较高,因此将第一个因子命名为创新资源投入因子。 X_5 及 X_{11} 在第二个因子的载荷值较高,因此将第二个因子命名为创新活动因子。

最后,计算各因子得分 F_1 、 F_2 及 F ,其中 F 是通过各公因子的方差贡献率进行加权求和所得,结果见表4。

表4 因子分析评价结果

| 地区 | F | 排名 | F_1 | 排名 | F_2 | 排名 |
|-------|-------|----|-------|----|-------|----|
| 北 京 | -0.06 | 13 | -0.54 | 23 | 2.18 | 1 |
| 天 津 | 0.02 | 10 | -0.01 | 13 | 0.15 | 14 |
| 河 北 | -0.09 | 15 | 0.06 | 10 | -0.76 | 23 |
| 山 西 | -0.44 | 19 | -0.2 | 16 | -1.53 | 29 |
| 内 蒙 古 | -0.56 | 23 | -0.1 | 14 | -2.69 | 30 |
| 辽 宁 | 0.00 | 12 | 0.26 | 6 | -1.21 | 28 |
| 吉 林 | -0.54 | 22 | -0.48 | 20 | -0.82 | 25 |
| 黑 龙 江 | -0.46 | 20 | -0.3 | 17 | -1.2 | 27 |
| 上 海 | 0.32 | 5 | 0.08 | 8 | 1.45 | 3 |
| 江 苏 | 2.45 | 1 | 2.84 | 2 | 0.66 | 7 |
| 浙 江 | 1.35 | 3 | 1.33 | 4 | 1.47 | 2 |
| 安 徽 | 0.23 | 6 | 0.07 | 9 | 0.96 | 4 |
| 福 建 | 0.01 | 11 | 0.01 | 11 | -0.01 | 17 |

| | | | | | | |
|-----|-------|----|-------|----|-------|----|
| 江 西 | -0.36 | 18 | -0.43 | 18 | -0.08 | 18 |
| 山 东 | 1.35 | 4 | 1.82 | 3 | -0.81 | 24 |
| 河 南 | 0.14 | 7 | 0.41 | 5 | -1.08 | 26 |
| 湖 北 | 0.12 | 8 | 0.15 | 7 | 0.02 | 16 |
| 湖 南 | 0.08 | 9 | 0 | 12 | 0.45 | 11 |
| 广 东 | 2.38 | 2 | 2.89 | 1 | 0.05 | 15 |
| 广 西 | -0.49 | 21 | -0.53 | 22 | -0.34 | 21 |
| 海 南 | -0.79 | 29 | -1.11 | 30 | 0.7 | 6 |
| 重 庆 | -0.27 | 16 | -0.51 | 21 | 0.87 | 5 |
| 四 川 | -0.06 | 14 | -0.15 | 15 | 0.37 | 12 |
| 贵 州 | -0.63 | 25 | -0.69 | 24 | -0.34 | 22 |
| 云 南 | -0.58 | 24 | -0.83 | 26 | 0.61 | 9 |
| 陕 西 | -0.29 | 17 | -0.46 | 19 | 0.48 | 10 |
| 甘 肃 | -0.63 | 26 | -0.91 | 28 | 0.63 | 8 |
| 青 海 | -0.81 | 30 | -1.04 | 29 | 0.27 | 13 |
| 宁 夏 | -0.74 | 28 | -0.83 | 27 | -0.32 | 20 |
| 新 疆 | -0.68 | 27 | -0.8 | 25 | -0.16 | 19 |

资料来源：SPSS 输出结果经整理可得。

表4中各省（市、自治区）的综合得分 F 为标准分，正分数表示某个省（市、自治区）高于全国平均值，负分数表示某个省（市、自治区）低于全国平均值。江苏、广东、浙江、山东、上海、安徽、河南、湖北、湖南、天津及福建这11个省（市）的得分高于全国平均值，其中，江苏、广东、浙江、山东的综合得分超过了1，表示这四个地区工业企业的技术创新能力是较高的，尤其是江苏，其技术创新能力是最强的。综合得分排在全国后10位的地区为：广西、吉林、内蒙古、云南、贵州、甘肃、新疆、宁夏、海南、青海，其中宁夏、海南及青海的综合得分小于-0.7，表明这三个地区工业企业的技术创新能力是较差的，特别是青海，其技术创新能力最弱。其余地区工业企业的技术创新能力处于较强与较弱之间，表明其技术创新能力还有较大的提升空间。

从第一个公因子 F_1 的得分情况来看，广东、江苏、山东、浙江位于全国前四，其中广东和江苏，其公因子得分均在2之上，山东和浙江在1之上，说明这些地区在创新资源投入因子上发展较好。这些地区具有雄厚的经济基础，投入了较多的研发经费及研发人员，明显对技术创新能力的提升有促进作用。新疆、云南、宁夏、甘肃、青海及海南排在全国后六位，其公因子得分小于-0.7，特别是青海和海南，小于-1，说明这些地区在创新资源投入因子上发展较差。其中，青海、海南在研发人员投入、研发经费、专利申请数、高等学校数上均排在全国倒数第一、第二，这些因素均使得技术创新能力较弱。

从第二个公因子 F_2 的得分情况来看，北京、浙江、上海位于全国前三，其公因子得分均在1之上，北京尤为突出，在2之上，说明这些地区在创新活动因子上发展较好，进行研发的企业比较多，研发活动比较活跃。河南、黑龙江、辽宁、山西及内蒙古排在全国后五位，其公因子得分小于-1，特别是内蒙古，小于-2，说明这些地区在创新活动因子上发展较差。

综上,一个地区工业企业的技术创新能力受到创新资源投入因子和创新活动因子的共同影响,其中创新资源投入因子是较为重要的因素。

3 空间统计分析

3.1 三分位图

本文利用 Geoda 软件对规模以上工业企业的技术创新能力绘制三分位图,如图 1 所示,其中颜色越深,代表得分越高。

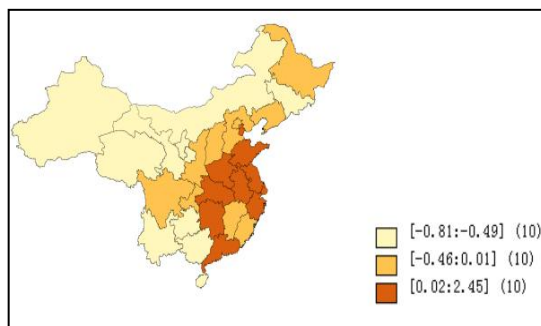


图 1 技术创新能力的三分位图

从图 1 中可以看出,排在全国前 10 位的地区中,有 6 个地区属于东部地区,4 个地区属于中部地区,说明我国东部地区大部分地区规模以上工业企业的技术创新能力较强,而中部地区尚有较大的发展空间。排在全国后十位的地区中,除吉林属于东北地区,海南属于东部地区,其余 8 个地区均属于西部地区,说明我国西部地区技术创新能力总体不强,大部分地区都呈现较弱的发展趋势。因此,我国规模以上工业企业技术创新能力,与经济发展趋势一致,大致呈现东强西弱的空间分布特征,这一结论与尹伟华等学者一致。

3.2 全局 Moran' s I 指数

在研究地区经济时,通常用 Moran' s I 指数来进行全局空间相关性检验,利用该指数可以反映观测值的空间相关程度的大小,具体计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中, n 表示研究地区的个数, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 个地区的观测值, W_{ij} 表示

空间权重矩阵,采用 rook 原则,具体定义如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 相邻} \\ w_{ij} = 0 & \text{地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

Moran' s I 指数的区间范围为 $-1 \leq I \leq 1$, 大于 0 表示正相关,说明观测值在空间上存在正相关性,接近 1 表示空间正相关性越强;小于 0 表示负相关,说明观测值在空间上存在负相关性,接近 -1 表示

空间负相关性越强, 接近 0 表示观测值在空间上不相关, 或者不存在空间自相关性。

根据规模以上工业企业技术创新能力的综合得分, 利用Geoda软件, 测算了Moran's I指数, 并做出了散点图(图2)。

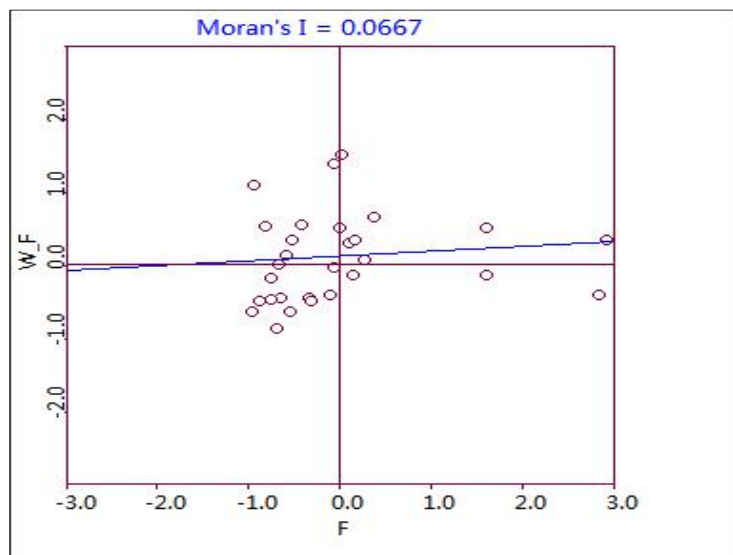


图2 技术创新能力的 Moran's I 散点图

从图2中可以看出, Moran's I指数为0.0667, 为验证其有效性及稳定性, 采取蒙特卡洛模拟 999 次判断其显著性, 结果显示Moran's I指数在5%显著性水平下未通过检验, 接受了不存在空间相关性的原假设, 表明我国30个地区(西藏除外)规模以上工业企业的创新能力存在不显著的空间正相关性(空间依赖性)。因此, 我国工业企业的技术创新能力在空间上存在集聚特征, 但这种集聚趋势却是较弱的、不显著的。

3.3 局部 Moran's I 散点图分析

由于图2仅仅反映了规模以上工业企业技术创新能力的全局综合空间特征, 并不能充分揭示所研究的每个省份与周边省份之间的空间关系, 因此本文进一步对 Moran's I 散点图进行局部分析, 结果如图3。

图3中第一象限(High-High)表示技术创新能力强的地区被技术创新能力强的其他地区所包围, 位于这一象限的地区共有9个, 分别为天津、上海、湖南、辽宁、山东、安徽、江苏、福建及河南, 其中天津、福建在5%的显著性水平下呈现高一高集聚(见图4); 第二象限(Low-High)表示技术创新能力弱的地区与技术创新能力强的其他地区邻接, 位于这一象限的地区共有7个, 分别为北京、海南、新疆、江西、山西、广西及内蒙古; 第三象限(Low-Low)表示技术创新能力弱的地区被技术创新能力弱的其他地区所包围, 位于这一象限的地区共有11个, 分别为甘肃、青海、四川、河北、重庆、贵州、宁夏、吉林、黑龙江、云南及陕西, 其中青海、云南、陕西在5%的显著性水平下呈现高一高集聚(见图4); 第四象限(High-Low)表示技术创新能力强的地区与技术创新能力弱的其他地区相邻, 位于这一象限的地区共有3个, 分别为浙江、广东、湖北。

从图3中可知,落入一、三象限的地区比较多,达到20个地区,而落入二、四象限的地区比较少,仅有10个地区,说明我国规模以上工业企业的技术创新能力存在较不明显的二元空间分布格局。

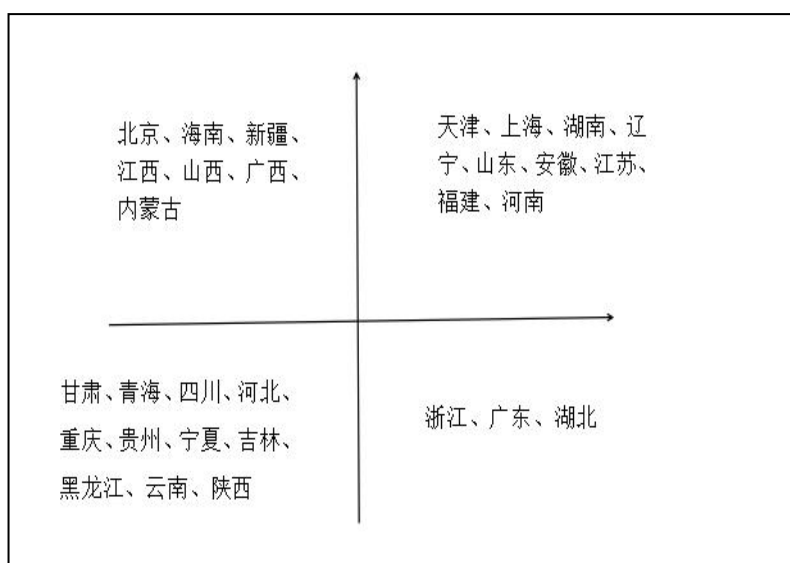


图3 局部 Moran' s I 散点图

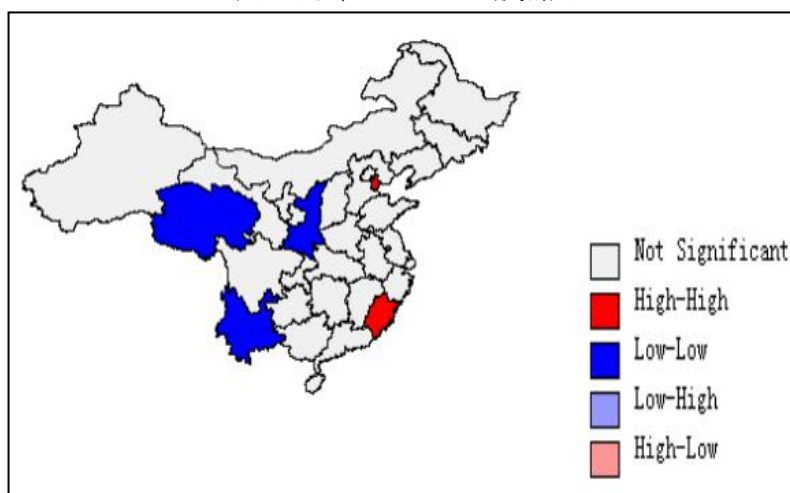


图4 LISA 显著性聚类图

4 结论

本文运用因子分析评价模型,分析了我国规模以上工业企业的技术创新能力,并在此基础上,结合 Moran' s I 指数,研究了技术创新能力的空间分布特征。通过评价结果可知,我国大部分地区工业企业技术创新能力较弱,还具有较大的提升空间,其中创新资源投入是我国工业企业技术创新能力提升的重要因素。通过空间自相关分析可知,我国东部地区规模以上工业企业技术创新能力较高,中部地区居中,西部地区最弱,在空间分布上存在不显著的集聚趋势。

通过本文研究可知,工业企业要想快速提升技术创新能力,应重点加大创新资源投入;虽然我国工业企业的技术创新能力具有东强西弱的空间分布格局,但是这种格局,并不能充分说明工业企业的技术创新能力在空间分布上具有显著的集聚特征,正如许敏等学者得出中部地区的创新效率低于于西部地区。

参考文献

- [1]赵国党, 2007: 《我国工业企业研发实力与经济增长的区域差异实证研究——基于主成分分析和计量分析》, 《工业技术经济》, 第 8 期: P134 ~ 137。
- [2]许敏、谢玲玲, 2012: 《基于 DEA 的我国大中型工业企业技术创新效率评价研究》, 《科学管理研究》, 第 3 期: P74 ~ 76。
- [3]缪根红、陈万明、朱雪春, 2013: 《基于因子分析法的大中型工业企业技术创新能力评价》, 《技术经济》, 第 7 期: P42 ~ 46+95。
- [4]谷炜、杜秀亭、卫李蓉, 2015: 《基于因子分析法的中国规模以上工业企业技术创新能力评价研究》, 《科学管理研究》, 第 1 期: P84 ~ 87。
- [5]齐秀辉、武志勇, 2015: 《创新驱动视角下大中型工业企业创新能力动态综合评价》, 《科技进步与对策》, 第 21 期: P114 ~ 119。
- [6]尹伟华、张亚雄, 2016: 《我国工业企业自主创新能力分析》, 《调研世界》, 第 2 期: P3 ~ 9。

FDI 流入对中国大气污染的影响分析

梁微

摘要：近年来，我国不断吸引外商直接投资流入的同时，不仅有效弥补了我国经济发展过程中的资金短缺问题，也带来了先进的管理经验。FDI 是我国经济发展的重要推动力量。然而，与此同时，FDI 与环境污染问题之间的关系也一直备受国内外学术界的广泛关注。对于 FDI 对环境污染，有学者认为 FDI 流入可以有效改善环境；有的认为 FDI 将对东道国环境产生负面效应；有的则认为 FDI 对环境污染的影响不是纯粹的有利或者有害。对于 FDI 对环境污染的影响机制，一般认为 FDI 通过规模效应、结构效应以及技术效应多方面影响环境质量。此外，还有学者也补充加入了环境管制效应。

基于近年来，我国大气污染状况成为我国政府和社会民众重点关注的环境问题这一现状，本文集中分析了 FDI 流入对我国大气污染的影响。结果验证了规模效应和结构效应对我国大气环境的影响系数为正，技术效应对我国大气污染状况的影响系数为负。此外，也得出了 FDI 如何通过规模、结构、技术以及管制效应影响着我国大气污染状况。

关键词：外商直接投资流入；大气污染；实证研究；

1 引言

据联合国贸发会议统计数据，从 1992 年起，中国已经连续 22 年是吸收外资最多的发展中国家。近 20 年以来，中国吸收外资在全球 FDI 总量中的年均占比为 7.6%，在发展中国家吸收外资中，年均占比达到了 21.5%。2014 年，中国 FDI 流入量增长 4%，首次超越美国成为全球最大外资流入国。2015 年，受经济增长趋缓且成本上升的影响，外商对华投资近来一直在放缓，中国的资本投资下滑 23%，FDI 项目减少 16%。尽管如此，中国依然成为了全球范围内最具吸引力的投资目的地之一。外资的不断引入，弥补着我国经济发展过程中的资金不足，是我国经济发展的重要推动力量。同时，外商直接投资与环境问题间的关系也广受国内外学者关注。

近年来，大气污染问题已经成为我国政府和社会民众重点关注的环境问题，不仅影响着大众身体健康，也影响着我国经济发展甚至社会稳定。《2015 年中国环境状况公报》显示：2015 年全国城市空气质量总体趋好，但问题依然不容忽视。首批实施新环境空气质量标准的 74 个城市细颗粒物（PM_{2.5}）平均浓度比 2014 年下降 14.1%。全国 338 个地级以上城市中，有 73 个城市环境空气质量达标，占 21.6%；265 个城市环境空气质量超标，占 78.4%。2016 年 3 月 5 日，中国国务院总理李克强在向十二届全国人大四次会议陈述《政府工作报告》时提出“重拳治理大气雾霾和水污染”。李克强总理提出的今后五年的具体目标是：生态环境质量总体改善，特别是治理大气雾霾取得明显进展，地级及以上城市空气质量优良天数比率超过 80%。

那么，在这样的时代背景下，中国的 FDI 流入对大气污染究竟有着什么样的影响，这是本文主要

探讨的问题。

2 文献综述

就外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)对环境状况的影响结果这一领域的研究,国内外学术界的成果主要可以概述为以下三种。

第一种是“污染避难所假说”,又可以称之为“污染天堂假说”(Pollution Haven Hypothesis, PHH)。这一假说最早可以追溯到 Ingo Walter 和 Judith L. Ugelow 两位教授关于三个拉美发展中国家环境污染来源的研究(Walter and Ugelow, 1979)。两位学者研究认为,随着发达国家对环境标准要求的不断提高,污染密集型行业的生产也将随之萎缩。所以,发达国家污染密集型行业将被发展中国家的较低环境标准所吸引,进而进行海外投资,使得发展中经济体环境污染增加。Baumol 和 Oates(1988)在前人基础上,继续从理论上完善并系统论述了该假说。他们认为如果视环境因素为一种生产要素,依据赫克歇尔-俄林(H-O)理论,低环境规制的发展中国家因其充裕的环境要素会选择专业化生产污染密集型产品,最终导致发展中国家成为“世界污染者”的集中地。在这一领域, Copeland 和 Taylor 的研究成果比较具有代表性。Copeland and Taylor(2004)指出,严格的环境管制导致了发达经济体企业在污染治理和环境保护方面的高成本。因此,为节省污染处理费用和生产成本,跨国公司将高污染产业或生产环节转移到宽松环境管制的发展中国家。部分国内学者的研究同样支持了这一观点。夏友富(1999)研究我国污染密集型产业时发现,FDI 通过多种途径对我国环境产生负面影响,具有较为显著的污染转移倾向。应瑞瑶和周立(2006)实证分析了外商直接投资与环境问题的关系,研究发现我国各地区的 FDI 与工业污染呈现正相关关系,外资与环境问题与“污染避难所”假说基本相符。

此外,也有学者研究指出,由“污染天堂假说”导致了另一种现象的出现,即“向底线赛跑”(Race to the bottom)。该效应认为发展中国家为了经济发展会不加区别地引入外资,此外为了维持已有的 FDI 甚至吸引更多的 FDI,会选择竞相降低本国环境标准。Ropke(1994), Daly 和 Goodland (1994)研究认为竞次效应将会导致有些国家的环境标准面临崩溃。Dua(1997)等学者认为“向底线赛跑”效应不仅会降低高污染外资企业的进入门槛,还会使有良好环保技术的企业放弃进一步的技术研发。

第二种是“污染光环”假说(Pollution Halo Hypothesis),与第一种假说所持观点截然相反。这一假说最早可以追溯到 Kevin Grey 和 Dunean Brank(2002),研究指出外商直接投资引进的同时也带来了先进的清洁生产技术,提高东道国相关利益方的环境保护重视度,借此提高东道国环境标准,促进东道国环境技术和环境保护的发展。此外,代表性成果有 Eskeland 和 Harrison(2003),研究认为污染密集型的外资企业有着更为先进的治污技术,更加重视环境友好型生产,因此将会有利于东道国的环境发展,形成良性循环。Wang and Jin(2002)分析了我国 1000 多个企业的污染排放,认为外资企业比国有企业和私有企业有更好的环境行为。因此,FDI 的流入可以带来环境友好型技术和产品,并且改善一国的环境状况。

第三种是综合效应理论。即外商直接投资的环境效应不是纯粹的有利或者有害。Mabey et al.(1999)研究发现外资流入不仅引进了清洁技术同时也造成了环境破坏。张鹏等(2013)从市场化的角度研究指出外商直接投资恶化了我国生态环境,但随着市场化的深入推进,FDI 将会逐渐改善流入地的环境。刘飞宇,赵爱清(2016)以我国 285 个地级市及以上级别城市 2003-2012 数据为样本,运用空间自相关模型实证分析 FDI 对环境污染的影响,研究表明 FDI 的引入对于我国城市的环境污染同时有着“污染光环”和“污染天堂”的双重效应。

那么,FDI 究竟如何影响了环境呢?已有研究认为外商直接投资通过规模效应、结构效应和技术

效应对环境产生影响。Grossman 和 Krueger(1991)分析北美自由贸易区时,认为 FDI 通过规模效应、结构效应和技术效应对环境产生影响。Panayotou(2000)研究指出还需要再补充管制效应。He(2006)选择我国 29 个省份面板数据为样本,通过构建联立方程估计模型,从规模、结构和技术效应三个方面考察 FDI 对环境的影响,发现 FDI 增加 1%会引起污染排放约 0.1%的增加。

3 FDI 对大气污染影响的实证分析

本文拟从四个环境效应,即规模效应、结构效应、技术效应以及管制效应,来实证分析 FDI 流入对我国大气污染的影响。

3.1 模型设定

FDI 流入直接或间接影响我国大气污染,且从规模、结构和技术等多方面产生影响。本文以 Jie He (2006)的五等式联立方程组为模型,进行进一步分析:

$$E_t = e(Y_t, S_t, T_t, FDI) \quad (3.1)$$

$$Y_t = y(K_t, L_t, E_t, FDI) \quad (3.2)$$

$$S_t = S(T_t, KL_t, FDI) \quad (3.3)$$

$$T_t = t(E_{t-1}, Y_t) \quad (3.4)$$

$$FDI_t = f(Y_{t-1}, T_{t-1}, W_t) \quad (3.5)$$

在上述五个模型中,对所有变量进行数据处理,均取自然对数。其中,下标 t 表示年份, E 即大气污染水平; Y 表示经济规模; S 即产业结构; T 代表环境技术水平; K 表示总资本; L 代表总劳动投入; KL 代表资本劳动比; FDI 代表外商直接投资额; W 表示工资水平。

方程式(3.1)分解了规模、结构和技术因素对大气污染的影响。首先,保证结构效应和技术效应以及 FDI 不变的情况下,大气污染由于生产规模的扩大将会变得更加严重,因此预测规模效应的系数为正,即 $e_Y > 0$ 。其次,假设生产规模和环境技术水平一定,经济结构中投资的工业产业占比越高,大气污染物排放量越大,故预测结构效应的系数为正,即 $e_S > 0$ 。最后,当规模效应和结构效应不变,那么技术水平的提高会改善大气污染,因此预测技术效应系数为负, $e_T < 0$ 。

方程式(3.2)是变形后的传统生产函数,将环境质量视为生产要素,分析 FDI 对经济规模的直接作用,从而借助传导作用,间接影响大气污染,最后了解 FDI 对大气污染的影响。

方程式(3.3)反映了技术水平、资本劳动比和 FDI 的结构函数。结构效应指 FDI 分布某程度上会影响产业结构,产业结构变化影响大气污染物排放量。FDI 与产业结构的关系可分为两部分:其一,FDI 被宽松的环境规制吸引到污染密集型产业,因此引入技术变量;其二,FDI 会流入有比较优势的劳动密集型产业,所以引入劳动资本比变量。另外,生产过程中的本国资本与外资互相替代,因此引入 FDI 变量。

方程式(3.4)分析了 FDI 对技术水平的间接扩散效应,所以引入经济规模以及环境污染水平为中间

变量。该方程表明经济增长和 FDI 的技术溢出效应决定着技术效应。首先, FDI 促进经济增长, 人们生活水平的不断提高也引起了对环境质量的更高要求, 所以环境保护、治理和技术投入增加。其次, FDI 的流入伴随着先进管理经验和技术的引进, 资源的更加有效利用进而改善了大气污染状况。

方程式(3.5)中引入了环境技术变量和劳动力成本, 作为影响 FDI 进入的因素。因为, 先进的污染管制技术会减少可能发生的环境污染案件数量, 因此认为环境技术相对先进的区域会有更严格的政府管制。

3.2 指标设立与数据选取

本文拟分析最近 15 年 FDI 流入对我国大气污染的影响, 选取的数据和指标为我国《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》2000-2014 年的相关时间序列。

其中选择工业二氧化硫排放量(SO_2)衡量大气污染水平 E; 经济规模 Y 即国内生产总值(GDP); 近年, 经济结构中高耗能以及高污染的工业产业比例快速上升, 故 S 用外商及港澳台商投资工业企业工业销售产值占 GDP 比重表示; 由于人均收入随经济发展而提高, 对环境质量要求随之提高, 促使环保投入增加, 因此选城镇居民人均可支配收入表示环境技术 T; FDI 选择实际利用外商直接投资金额数据。K,L,W 分别代表资本形成总额、全国从业人员数、职工人均工资。

表 3.1 本文各变量的衡量指标

| 变量 | 衡量指标 |
|----------|---------------------------------|
| 大气污染水平 E | 工业二氧化硫排放量(万吨) |
| 经济规模 Y | 国内生产总值 GDP(亿元) |
| 产业结构 S | 外商及港澳台商投资工业企业工业销售产值占 GDP 比重 (%) |
| 技术水平 T | 城镇居民人均可支配收入(元) |
| FDI 流入 | 实际利用外商直接投资金额(亿美元) |
| 总资本 K | 资本形成总额(亿元) |
| 总劳动投入 L | 全国从业人员数(万人) |
| 工资水平 W | 职工人均工资(元) |

依据《中国统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》数据整理可得以下汇总表。

表 3.2 本文变量的衡量指标数据汇总表

| 年份 | E 万吨 | Y 亿元 | S % | T 元 | FDI 亿美元 | K 亿元 | L 万人 | W 元 |
|--------|---------|----------|--------|---------|------------|-----------|---------|--------|
| 2000 年 | 1612.5 | 99776.3 | 22.98 | 6280.0 | 407.15 | 41211.44 | 72085 | 9333 |
| 2001 年 | 1566.0 | 110270.4 | 24.10 | 6859.6 | 468.78 | 45379.30 | 72797 | 10834 |
| 2002 年 | 1562.0 | 121002.0 | 26.37 | 7702.8 | 527.43 | 50607.05 | 73280 | 12373 |
| 2003 年 | 1791.6 | 136564.6 | 31.89 | 8472.2 | 535.05 | 61565.11 | 73736 | 13969 |
| 2004 年 | 1891.4 | 160714.4 | 40.28 | 9421.6 | 606.30 | 78152.94 | 74264 | 15920 |
| 2005 年 | 2168.4 | 185895.8 | 42.15 | 10493.0 | 603.25 | 94542.59 | 74647 | 18200 |
| 2006 年 | 2234.8 | 217656.6 | 45.14 | 11759.5 | 630.21 | 112934.14 | 74978 | 20856 |
| 2007 年 | 2140.0 | 268019.4 | 46.73 | 13785.8 | 747.68 | 136856.35 | 75321 | 24721 |
| 2008 年 | 1991.4 | 316751.7 | 46.15 | 15780.8 | 923.95 | 172648.52 | 75564 | 28898 |

| | | | | | | | | |
|--------|--------|----------|-------|---------|---------|-----------|-------|-------|
| 2009 年 | 1865.9 | 345629.2 | 43.27 | 17174.7 | 900.33 | 200190.20 | 75828 | 32244 |
| 2010 年 | 1864.4 | 408903.0 | 45.59 | 19109.4 | 1057.35 | 243857.10 | 76105 | 36539 |
| 2011 年 | 2017.2 | 484123.5 | 44.35 | 21809.8 | 1160.11 | 292723.10 | 76420 | 41799 |
| 2012 年 | 1911.7 | 534123.0 | 41.18 | 24564.7 | 1117.16 | 329712.40 | 76704 | 46769 |
| 2013 年 | 1835.2 | 588018.8 | 41.03 | 26467.0 | 1175.86 | 366195.70 | 76977 | 51483 |
| 2014 年 | 1740.4 | 635910.2 | 39.45 | 28843.9 | 1195.62 | 393168.20 | 77253 | 56360 |

数据来源：中国统计年鉴；中国环境统计年鉴

3.3 计量分析模型

为消除异方差的影响，本文分别对方程两边的变量取对数，可以得到以下联立方程组：

$$\text{LNE}=\text{C}(1)+\text{C}(2)*\text{LNY}+\text{C}(3)*\text{LNS}+\text{C}(4)*\text{LNT}+\text{C}(5)*\text{LNFDI} \quad (3.6)$$

$$\text{LNY}=\text{C}(6)+\text{C}(7)*\text{LNK}+\text{C}(8)*\text{LNL}+\text{C}(9)*\text{LNE}+\text{C}(10)*\text{LNFDI} \quad (3.7)$$

$$\text{LNS}=\text{C}(11)+\text{C}(12)*\text{LNT}+\text{C}(13)*\text{LNKL}+\text{C}(14)*\text{LNFDI} \quad (3.8)$$

$$\text{LNT}=\text{C}(15)+\text{C}(16)*\text{LNE}(-1)+\text{C}(17)*\text{LNY}+\text{C}(18)*\text{LNFDI} \quad (3.9)$$

$$\text{LNFDI}=\text{C}(19)+\text{C}(20)*\text{LNY}(-1)+\text{C}(21)*\text{LNT}(-1)+\text{C}(22)*\text{LNW} \quad (3.10)$$

以上联立方程式，有内生变量 LNE，LNY，LNS，LNT 以及 LNFDI，外生变量 LNK，LNL，LNKL，LNW，滞后内生变量 LNE(-1)，LNY(-1)以及 LNT(-1)。因此模型中包括五个内生变量，含有五个方程。在通过阶条件和秩条件识别之后，每个联立方程模型均为过度识别，是完备的结构式模型。

本文选择采用三阶段最小二乘回归法，即 3SLS 法。3SLS 法是一种常用的系统估计方法。系统估计法将联立方程模型中的所有方程作为一个完整系统同时估计，从而可以利用模型系统的全部信息，使得参数估计量的统计特性更加优良。其缺点在于一是计算过程较为复杂，二是估计误差具有传递性，如果某一方程的估计误差较大，将会影响到模型系统中所有方程。

3.4 估计结果与模型检验

经过对以上数据三阶段最小二乘回归后，可以得到如下估计结果所示。

表 3.3 工业二氧化硫估计结果

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|------|-------------|------------|-------------|--------|
| C(1) | 9.079512 | 0.531445 | 17.08458 | 0.0000 |
| C(2) | 0.189238 | 0.613646 | 0.308384 | 0.7591 |
| C(3) | 0.588938 | 0.076353 | 7.713394 | 0.0000 |
| C(4) | -0.230840 | 0.644529 | -0.358152 | 0.7218 |
| C(5) | -0.171448 | 0.245955 | -0.697072 | 0.4891 |
| C(6) | -32.13680 | 41.27817 | -0.778542 | 0.4401 |
| C(7) | 0.608645 | 0.134204 | 4.535207 | 0.0000 |
| C(8) | 3.316306 | 3.789733 | 0.875076 | 0.3859 |
| C(9) | -0.228409 | 0.073082 | -3.125365 | 0.0030 |

| | | | | |
|-------|-----------|----------|-----------|--------|
| C(10) | 0.286156 | 0.139761 | 2.047470 | 0.0461 |
| C(11) | 42.47729 | 6.672204 | 6.366306 | 0.0000 |
| C(12) | -3.919500 | 0.697831 | -5.616689 | 0.0000 |
| C(13) | 3.325694 | 0.480167 | 6.926120 | 0.0000 |
| C(14) | -1.214176 | 0.585697 | -2.073045 | 0.0436 |
| C(15) | 0.704524 | 0.259006 | 2.720103 | 0.0091 |
| C(16) | -0.184369 | 0.040115 | -4.596036 | 0.0000 |
| C(17) | 1.075384 | 0.062606 | 17.17692 | 0.0000 |
| C(18) | -0.481465 | 0.108565 | -4.434805 | 0.0001 |
| C(19) | 0.456479 | 0.501547 | 0.910141 | 0.3673 |
| C(20) | 0.771865 | 0.560518 | 1.377057 | 0.1749 |
| C(21) | -1.442560 | 0.729146 | -1.978423 | 0.0536 |
| C(22) | 1.014299 | 0.444690 | 2.280912 | 0.0270 |

本文采用较常用的拟合优度的检验统计量均方百分比误差 (RMS) 进行检验。一般而言, $RMS < 0.05$, 则效果较好。所有内生变量中, RMS 值小于 0.05 的变量数目占比为 70% 以上, 且各变量 RMS 值不大于 0.1, 可以认为模型系统总体拟合效果较好。本文中, 各变量 RMS 检验值如下表所示。

表 3.4 各变量 RMS 检验值

| 变量 | RMS 值 |
|-------|----------|
| LNE | 0.023288 |
| LN Y | 0.003526 |
| LNS | 0.316616 |
| LNT | 0.007192 |
| LNFDI | 0.013771 |

从上表 3.4 各内生变量均方百分比误差检验值可以看出, 取对数之后模型系统总体拟合效果较好。

3.5 小结

经过以上联立方程模型对 FDI 与工业二氧化硫的实证分析估计结果, 我们可以得出以下一些结论。

3.5.1 总体方程

就 FDI 流入对大气污染的直接影响而言, FDI 与工业二氧化硫排放量呈现出负相关关系。即 FDI 流入的增加一定程度上减少了工业二氧化硫排放量, 由 C(5) 系数可知, FDI 流入每增加 1%, 会直接影响工业二氧化硫排放量减少 0.17%。就 FDI 流入对大气污染的间接影响而言, 经济规模效应以及产业结构效应系数均为正, 两者均会引起工业二氧化硫排放量的增加, 其影响系数分别为 0.19%, 0.58%。最后, 环境技术水平 T 与工业二氧化硫排放量为负相关关系。环境技术水平 T 每提高 1%, 工业二氧化硫排放量减少 0.23%。这说明先进的环境技术水平可以改善大气污染状况。

3.5.2 规模方程

该方程式中 LNE 的系数为负值,则工业二氧化硫排放量的增加会对经济增长产生负面影响。工业二氧化硫排放量每增加 1%,GDP 减少 0.23%,环境的改善会促进我国经济增长。此外,外商直接投资通过促进经济发展给我国环境带来的规模效应,有可能会使我国的环境质量恶化。

3.5.3 结构方程

就结构方程来看,从实证分析的估计结果 C(14)系数可知,FDI 的流入增加将影响产业结构改变,进而改善我国大气污染状况。尽管 FDI 的引入理论上会导致污染密集型产业的集聚效应。造成这种现象的原因可能在于,近年来,我国外商直接投资流入已经从制造业开始逐渐向服务业等第三产业转变,从而促进了我国各部门之间的相对规模调整,这种外资引起的产业结构变化带来了较小的环境压力,从而引起了正的结构效应。

3.5.4 技术方程

就技术方程来说,根据 C(18)系数为负,即 FDI 对技术水平影响系数为负。这一现象存在原因可能在于影响指标选择的不全面,导致未能全部体现其关系。还有可能是由于技术溢出效应的高成本,我国相关环保政策还不健全,无法有效的吸纳先进的技术。因此 FDI 流入增加不会引起技术水平的提高。

3.5.5 管制方程

就管制方程而言,从决定 FDI 进入的环境管制技术这一决定因素来看,FDI 与环境管制变量 T 负相关。这一表现说明了环境管制越严苛,对 FDI 引入的吸引力越小,这可能是由于严格的环境规制加大了厂商进入的难度。但高强度的环境规制,也将意味着高质量的外资流入,以及我国环境的利好发展。

另外,结构变量 S 也与环境管制 T 负相关,这一现象说明了环境规制水平越高,则外资投资的工业企业生产值占比越小,促进了我国产业结构的积极转变。

4 结论与启示

总的来说,FDI 流入通过直接影响和间接影响两个角度影响着我国大气污染状况。具体影响机制和结果主要是以下几方面。

在具体作用机制上,直接影响方面,FDI 与工业二氧化硫的排放量负相关,外商直接投资增加 1%,工业二氧化硫的排放量将减少 0.17%。在 FDI 通过规模效应、结构效应和技术效应引起的间接影响方面,FDI 流入引起的规模效应以及结构效应均对大气污染影响系数为正,技术效应影响系数为负,与理论分析一致。其中,FDI 流入引起了经济增长,进而引起规模效应对环境的作用。FDI 的流入增长改善了我国产业结构,进而有利于我国大气环境状况。原因可能在于,近年来,我国外商直接投资流入已经从制造业开始逐渐向服务业等第三产业转变。此外,FDI 增加引起了环境技术降低,原因可能在于技术溢出效应的高成本化。

参考文献

- [1]陈凌佳.FDI 环境效应的新检验——基于中国 112 座重点城市的面板数据研究[J].世界经济研究,2008,09:54-59+88.
- [2]陈晓峰.长三角地区 FDI 与环境污染关系的实证研究——基于 1985-2009 年数据的 EKC 检验[J].国际贸易问题,2011,04:84-93.
- [3]邓柏盛,宋德勇.我国对外贸易、FDI 与环境污染之间关系的研究:1995-2005[J].国际贸易问

题,2008,04:101-108.

[4]胡小娟,赵寒.中国工业行业外商投资结构的环境效应分析——基于工业行业面板数据的实证检验[J]. 世界经济研究,2010,07:55-61+88-89.

[5]黄菁.外商直接投资与环境污染——基于联立方程的实证检验[J]. 世界经济研究,2010,02:80-86+89.

[6]李国柱.外商直接投资与环境污染的因果关系检验[J]. 国际贸易问题,2007,06:105-109.

[7]刘飞宇,赵爱清.外商直接投资对城市环境污染的效应检验——基于我国 285 个城市面板数据的实证研究[J].国际贸易问题, 2016.

[8]苏振东,周玮庆.外商直接投资对中国环境的影响与区域差异——基于省际面板数据和动态面板数据模型的异质性分析[J]. 世界经济研究,2010,06:63-67+86+89.

[9]夏友富.外商投资中国污染密集产业现状、后果及其对策研究[J].管理世界,1999,03:109-123.

[10]许和连,邓玉萍.外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界,2012,02:30-43.

[11]薛伟贤,刘静.在华 FDI 环境污染问题研究[J]. 国际贸易问题,2010,05:70-78.

[12]杨博琼,陈建国. FDI 对东道国环境污染影响的实证研究——基于我国省际面板数据的分析[J]. 国际贸易问题,2011,03:110-123.

[13]杨万平,袁晓玲.对外贸易、FDI 对环境污染的影响分析——基于中国时间序列的脉冲响应函数分析:1982 ~ 2006[J]. 世界经济研究,2008,12:62-68+86.

[14]应瑞瑶,周力.外商直接投资、工业污染与环境规制——基于中国数据的计量经济学分析[J].财贸经济,2006,01:76-81.

[15]于峰,齐建国.我国外商直接投资环境效应的经验研究[J]. 国际贸易问题,2007,08:104-112.

[16]张鹏,陈卫民,李雅楠.外商直接投资、市场化与环境污染——基于 1998-2009 年我国省际面板数据的经验研究[J].国际贸易问题, 2013,06:88-97.

[17]张宇,蒋殿春. FDI、环境监管与工业大气污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. 国际贸易问题,2013,07:102-118.

[18] Baumol,William J.,and Wallace E. "The Theory of Environmental Policy" [M].Cambridge University Press:Oates,1988.

[19]Copeland,B.R.,and Taylor,M.S.Trade Growth and Environment [J].Journal of Economic Literature,2004,42(1):7-71.

[20]Dua A.,Esty D.C."Sustaining the Asia Pacific Miracle: Environmental Protection and Economic Integration," Peterson Institute for International Economics 30(1):150-152.

[21]Gunnar S.Eskeland,Ann E.Harrison.Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis[J].Journal of Development Economics,2003(1):1-23.

[22]H.Daly and R.Goodland,An Ecological Assessment of Deregulation of International Commerce under GATT[J].Ecological Economics,vol.9,no.1,1994,pp.73-92.

[23]I.Ropke.Trade,Development and Sustainability-A Critical Assessment of the "FreeTrade Dogma"[J].Ecological Economics,vol.9,1994,pp.13-22.

[24]J .He.Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct

Investment:The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide in Chinese Provinces[J].Ecological Economics,vol.60,no.1,2006,pp.228-245.

[25]K.Grey,D.Brunk.Environment Issuesin Policy-Based Competition for Investment:A Literature Review[D].ENV/EPOC/GSP,2002.

[26]Mabey N, McNally R. Foreign Direct Investment and the Environment: from pollution havens to sustainable development [EB/OL].<http://csdn.go.igc.org/finance/fin WT-DIramabey.htm>, 1999.

[27]Smarzynska and ShangJin Wei.2001,Pollution Havens and Foreign Direct Investment:Dirty Secret or Popular Myth?,World Bank Policy Research Working Paper No.2673.

[28]Walter,I,Ugelow.J.L.Environmental Policies in Developing Countries[J].Ambio,1979,8(2):102-109.

分类和综合所得税制是我国个税改革方向

王子秀

摘要：在我国现行的十八个税种中，个人所得税作为调节收入分配公平最主要的税种，其改革受到大家的普遍关注。本文通过在税收公平和效率原则下，对现行分类所得税制和改革争议的分类和综合所得税制进行优劣比较分析，认为现行的分类所得税制存在着诸多问题，长驱直入实行综合所得税制不具备充分条件，而先过渡到分类综合所得税制，具有可操作性。并从税目划分、扣除范围和税率设置三个方面粗略探讨个税改革的设想。

关键词：分类和综合所得税制；税收公平；税收效率；改革设想

1 个人所得税制的改革争议

现行世界范围内个人所得税制有三种类型：综合所得税制、分类所得税制和混合所得税制。综合所得税制的征税所得为个人（家庭）全年的收入扣除法定的扣除限额，再依据一定的超额累进税率征收。采用这种税制的国家较为普遍，如美国、法国等；分类所得税制依据不同性质、不同来源的所得项目，制定不同的税率，进行源泉征收控缴。采用这种税制的国家较少，包括我国和英国；混合所得税制，采纳了两者的长处，它既列举税目，制定税率，采用源泉扣缴，又对取得不同来源的所得综合计税，实现量能负担。采用这种税制的有日本、韩国。

从1980年开征个人所得税到1986年实行城乡个体工商户所得税的和1987年开征的个人收入调节税，我国个税改革不断完善并形成了这三税并存的局面。社会主义市场经济体制改革目标确定后，我国在这三部个税法的基础上进行了修改合并，并于1994年通过了《中华人民共和国所得税法》，到2011年9月1日，我国的个税法进行了5次修订，修订的内容大都数是增减税种^[1]。进入21世纪，我国的经济快速发展，税收收入相应增加，税收征管技术也不断提高，人民更多关心的是税收公平。现行的分类税制弊端逐渐暴露，尤其是在税收公平方面，因此近年来个税改革一直是财税理论界讨论的焦点。针对这三种个税制，我国财税学术界相应的对我国个税制改革持有三种观点。

1.1 继续采用分类所得税制

这种观点主要出现在2011年个税修改之前，持有这种观点的学者大多是基于当时的经济现状和征管技术等条件达不到分类和综合所得税制和综合税制的改革要求，而认为在坚持现行分类所得税制的基础上，进行应税项目的调节，完善分类所得税制。如武辉（2009）在对三种所得税制进行优劣比较的基础上，认为分类所得税制是目前最适应国情的税制，尽管后两者的税制更加的公平^[2]。

1.2 采用分类和综合所得税制

这种观点是税制改革的主流观点，理论学界普遍认为分类和综合的税制的实行能一定程度上体现量能负担的原则，在中国也已经具备了实行的条件，而实际上1987年实行的个人收入调节税就属于这

种税制。朱建文(2008)通过比较美英德日四个发达国家的个人所得税征收模式,认为要借鉴发达国家的税收征管模式,继续改革我国的个人所得税制,逐步过渡到综合分类的所得税制^[3]。蔡秀云、周晓君(2014)在个人所得税分配效应的计量模型上,运用城镇居民分组调查数据进行实证分析,研究认为要加快个人所得税制改革,逐步建立综合和分类相结合的个人税制^[4]。有望在今年出台的个人所得税制的改革方案也是建立综合和分类相结合的个人税制。

1.3 采用综合所得税制

大都数学者都普遍赞同个税税制的改革的最终目标是综合分类所得税制的观点,不少学者认为为了减少逐步过渡环节带来的不必要的损失,可以直接进入综合所得税制。黄凤羽(2011)在当时提出我国已经具备了个人所得税综合征收的基础条件,相关配套条件不足的可以在改革后继续优化,并将2010年“生产性增值税”没有进行“收入性增值税”的过渡,而直接跳跃到“消费性增值税”的成功转型经验进行类比,认为现如今个税税制改革与此高度类似,也可以承受一步到位的转型,进而在改革后的制度框架内进行微调改善^[5]。

2 个人所得税制的比较

2.1 税收公平原则下的比较

税收的公平原则包括收益原则和支付能力原则,相同条件的纳税人缴纳相同的税,不同条件的纳税人缴纳不同的税,既横向公平和纵向公平^[6]。收益原则在实践中的可操作性太弱,一般税收的公平性原则主要以支付能力原则进行衡量。

分类所得税制模式下,将个人取得的各种所得划分不同的类目,分别采用不同的税率,实行不同的费用扣除方法。这种分类方法有利于加强源泉扣缴,但是对单项收入进行课税,无法反应纳税人整体的收入水平。一个人尽管收入一样,但是由于收入来源的渠道不一样,会导致应纳税额不一样,体现不了税收的横向公平。在我国,由于费用扣除的标准一样,没有将影响纳税人纳税能力的其他因素考虑进去,即使应纳税收入承担的支出不一样,但拥有同种税目收入的纳税人还是要承担一样的税收,这不能体现税收的纵向公平。再者,我国的11个税目中,大部分实行的是比例税率,应纳税额具有累退性,也体现不了公平。

综合所得税制模式下,将个人的应纳税总额综合起来课税,考虑到了量能负担原则,总收入一样的纳税人应纳税额一样,体现横向公平。在一些综合类税制的国家中,以家庭或者夫妻为纳税单位,考虑家庭老人赡养和孩子教育等支出,扣除限额因此不同,体现了税收的纵向公平。另外,综合所得税制下,将应纳税额实行超额累进税率,有钱的多纳税,体现了税收公平。

分类和综合所得税制,首先对分类项目进行课税,然后对综合所得进行课税。按照超额累进税率计算,当综合所得达到某一级时,对综合所得课税税额减去分类项目已经扣除的税额,多退少补。从公平的角度看,一定程度上衡量了纳税人的实际支付能力。

2.2 税收效率原则下的比较

税收的效率原则包括税收的经济效率原则和税收的征管效率原则^[7]。税收的经济效率原则指的是税收的超额负担最小化,既福利损失最小,经济效率原则在实践中的难以测量,一般以税收的征管效率原则来衡量税制的效率。

分类所得税制模式下,各项收入一般在取得的时候由支付方代扣代缴,与其他两种个税税制还要综合计算缴纳相比较,分类所得税制下征税人的征收成本和纳税人的奉行成本都较小。各项收入都具有明确的费用扣除规定,计算方法简便。但在我国,不同项目之间的计征方法不同,按次计算,按次

扣除的“次”规定条例太多,纳税存在逃税与避税的可能,对这种行为的鉴定和监管可能加大纳税成本。

综合所得税制模式下,征税人要全面掌握纳税人的收入状况,在还没完全实现收入非现金结算的当今社会,很难将纳税人的全部实际收入掌握。另外,就算纳税人各项收入透明,也难免会存在支付人和纳税人之间的串通勾结。因此,综合所得税制下,如果缺乏有力的征管技术、纳税人较好的纳税意识等条件,将会导致税源的流失。

分类和综合所得税制模式下,先掌握纳税人的各项分类收入,然后进行综合,征收的程序较多,多退少补程序较为繁杂,相对于分类所得税制,其征收成本较高。但随着现行征管技术水平的提高,运用网络化电子进行申报汇总,其征收成本也可能会降低。

综合以上的比较,在公平的原则下,综合所得税制最具有优势,在效率原则下,三者的比较依赖于纳税人纳税意识的高低和征税机关的征税水平。而分类和综合所得税制能在一定程度上解决分类所得税制面临的缺少税收公平的弊端,具有实施的条件和优势。

3 实行分类和综合所得税制的可能性和必要性分析

3.1 实行分类所得税制的弊端

首先,分类所得税制最大的弊端就是扣除标准统一,无法体现量能负担原则。分类所得税以纳税人取得的各类收入为纳税对象,实行统一标准数额或税率的纳税扣除。与之相对应,家庭的收支状况更为合理的反应一个人的纳税能力。如果两个人拥有相同类目的收入,一个纳税人需要支付赡养老人的支出,孩子教育的支出等,而另一个纳税人的收入只需要维持自身的生存,那么很明显前者的纳税能力要远远落后于后者。

其次,分类所得税对于很多以个人现金支付的劳动报酬所得收、财产租赁所得等应纳税所得额得不到征收。分类所得税制的征收采用源泉扣缴和自行申报纳税两种方式。在一些以个人方式支付的所得中,没有办法去代扣代缴所得税,纳税人在没有监控和惩罚的机制下,大多不会自行申报,这部分所得成为“征管真空”。一个在读大学生连续两个月在一个家庭里当家教取得4000元的收入,那么支付人不会为这笔支出代扣代缴应纳税额,在读大学生也很难有激励去自行申报纳税。

3.2 实行分类和综合所得税制的可能性

分类和综合所得税制其实就是在分类所得税制的基础上,再综合其中一部分或全部所得进行第二步的纳税申报,这在操作上具有可行性。但综合计算的所得需要纳税人自行申报,这一定程度上要求纳税人有主动纳税的意识。目前,我国在税收的征管方面有了很大的提升,税收服务中介的发展也有利于促进依法纳税,完善纳税监督制约机制,加上纳税知识的宣传和普及,纳税人的纳税意识也在提高。因此,分类和综合的税制转换具有可行性。

3.3 实行综合所得税制条件的缺乏

虽然实行综合所得税制能最好的解决个税的税收公平问题,但是我国目前还不具备实行这种税制的条件。如果强制跳跃实行,将会导致我国税收的大量流失。首先,综合所得税制要求对个人所有的收入进行主动申报,那么,如果纳税人缺乏较强的纳税责任意识,他将会尽可能的减少申报,对于一些进行现金收支的所得进行不报或者少报,而这些收入也不在征收机关的有效监控范围之内,这将导致税收的大量流失。其次,要想尽可能多的掌握纳税人的所有收入,综合所得税制的实行还要求税收征管部门和各类银行,公安局、房管局、车管所、工商等单位有一套信息的交换和共享机制及税务机关强有力的税收稽查和核算制度。然而,我国目前还缺乏这样一套信息制度,我国税收征

管技术也没能达到这个要求,因此很难掌控纳税人的各项收入。

4 分类和综合所得税制的设想

在我国理论界,已经有不少学者对我国的个税税制改革方向——分类和综合所得税制进行了设计和构想。本文认为设计的总体思路是先将11类所得进行代扣代缴,在综合汇算清缴时,汇总11类未扣除费用的所得,再进一步进行家庭生计扣除和特殊扣除,年终汇总的应纳税所得乘以适用的超额累进税率进行最终应纳税额的计算,减去分类代扣代缴的已纳税额,多退少补。

4.1 分类和综合税目的划分

关于税目划分,绝大多数的学者将我国个税的11个类目依据不同的标准划分成综合计税的部分和分类计税的部分,有的划分两大类,劳动所得和资本所得;有的划分三大类,财产性质,劳动性质和其他等。本文认为11个税目应该都先分类实行源泉扣缴,年终再进行整体费用扣除后的汇算清缴。原因有两个:首先,绝大多数学者将偶然所得,其他所得归类到分类计税部分,这意味着实行源泉扣缴后不再综合汇算清缴。然而这部分收入虽然具有偶然性,不稳定性,但这部分收入却很有可能拉大收入差距。一个人中奖500万或者受赠一套价值500万的房屋,如果只是按分类扣缴后不再综合汇算,那么当年该纳税人最后应纳税收入按照超额累进税率进行的汇算清缴税额将远远低于当年同等收入的纳税人的应缴纳税额,不能体现税收的横向公平。其次,这种方法更能体现税制转换的衔接性和可操作性,和原先一样将所有的各类所得进行源泉扣缴,最终汇算的收入进行加总。

4.2 分类源泉扣缴和综合汇算清缴费用扣除

采用以家庭为单位进行费用扣除的方法,充分考虑纳税人的实际税收负担能力。首先,分类源泉扣缴的11个税目中,应该保持原先的扣除标准,即实行成本扣除和生计扣除,定额和定率扣除。其次,综合汇算清缴部分中,对于生计扣除中,应加入老年人的赡养支出、小孩的抚养和教育支出、住房贷款利息的支出和医疗支出等,特殊扣除中,包括残疾人的日常照料支出等。每个家庭所承担的责任和支出不一样,依据实际承担的支出进行扣除,可以体现税收的纵向公平原则。这些费用扣除可以制定相应的系数,由纳税人在年终自行申报汇算清缴时,提供相应的资料,据实计算扣除。

4.3 税率的设想

分类征收的11类税目依照以前的税率计算,对于综合的超额累进税率的设计可以参照工资薪金所得的7级超额累进税率进行设计。大致的设想为:税率级次的确定,现今个税改革的潮流是级次不断在缩小,较多的税率级次易造成计算的复杂性,认为5-7级超额累进税率比较合适。最低的边际税率可以采用3%-5%,较低的边际税率可以使得大部分的纳税者都纳入纳税范围,增加全面纳税意识。最高边际税率的确定,个税改革的最高边际税率一直在降低,较高的边际税率也会打击纳税人创造财富的积极性,因此最高边际税率的设置应参考30%-40%。具体综合所得的年应纳税所得额的界限可以按照一定的人均GDP比值进行计算确定^[8]。

参考文献

- [1]全国税务师职业资格考试教材编写组.税法 II[M].中国税务出版社,2016.P177.
- [2]武辉.当前个人所得税存在的问题和对策研究[J].中央财经大学学报,2009(1).p1~5.
- [3]朱建文.发达国家个人所得税征管模式的经验及其借鉴[J].税务研究,2008(10).p94~96.
- [4]蔡秀云、周晓君.我国个人所得税调节收入分配效应研析[J].税务研究,2014(7).p30~34.

- [5]黄凤羽.个人所得税综合计征的制度设想[J].税务研究,2011(3).p41 ~ 43.
- [6]王玮.税收学原理(第二版)[M].清华大学出版社,2012.p64.
- [7]王玮.税收学原理(第二版)[M].清华大学出版社,2012.p70.
- [8]席卫群.并立型分类综合个人所得税制[J].涉外税务,2009(1).p42 ~ 46.

产业 经济 与 企 业 管 理

武汉市房地产泡沫分析及建议

向赔幸

摘 要：房地产业是我国国民经济的支柱产业，在经济总量中占有十分重要的地位。房地产业的迅速发展，不仅可以给地方政府带来丰厚的土地财政收入，还可以大幅度的拉动房地产业多个相关产业的发展，提供大量的就业岗位。但是由于我国房地产业起步较晚，发展至今仍然不平衡，不规范，存在着房屋空置率过高，地方政府对“土地财政”依赖过重，一二线城市房市跑火，而三四线城市房市冷淡的“冰火二重天”的情景等一系列严重问题。在这样的背景下，武汉市作为中部地区崛起的中坚力量，其房地产市场的泡沫情况就成了人们争论的焦点。本文以武汉市房地产泡沫问题为研究对象，查询最近几年有关武汉市房地产市场相关数据，并运用王佳秋和高丽丽的综合指标分析法来综合测度武汉市房地产泡沫¹，通过分析综合测度的结果，对武汉市房地产泡沫形成的原因进行了分析，并有的放矢的提出建议，以促进武汉市房地产市场健康稳定的发展。

关键词：武汉市；综合指标分析法；泡沫

1 前言

武汉，湖北省省会，由武昌、汉口、汉阳三镇组成。2016年3月，以武汉为中心的长江经济带正式上升为国家战略。2014年，武汉市GDP历史性的破万亿，达到10069亿元。武汉市房地产泡沫状况在不同程度上影响着全湖北省，整个华中地区。关于武汉市房地产市场的泡沫问题，政府、银行、房地产开发商、传媒，城镇居民等不同群体莫衷一是，很难形成对武汉市房地产泡沫的一致看法，这样既不利于政府合理配置房地产资源，也不利于购房者所期望的房价回归合理。

2 对武汉市房地产现状介绍

2.1 武汉市房地产市场投资情况

据武汉市国民经济和社会发展统计公报显示，2014年全社会固定资产投资达到7003亿元，同比增长了16.7%。房地产开发投资2354亿元，同比增长23.5%。从2006-2014年²，武汉市房地产开发投资呈现出逐年上升的趋势。房地产开发投资从2006年的336.15亿元到2014年的2354亿元，短短8年增长了7倍多。

表1 2006-2014 武汉市房地产开发投资额数据表(单位:亿元)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 额数 | 336 | 460 | 570 | 779 | 1017 | 1274 | 1575 | 1906 | 2354 |

资料来源：本文所有数据均来自《武汉市统计年鉴》和《武汉市国民经济和社会发展统计公报》。

2.2 武汉市房地产市场交易情况

本文作者：向赔幸，江西财经大学政治经济研究生 研究方向：经济增长和房地产泡沫分析

武汉市商品房销售面积在 2006 年仅为 961 万平方米, 在 2007 年, 商品房销售面积历史性突破一千万平方米, 短短八年的发展, 商品房销售面积在 2014 年更是达到了空前的 2273 万平方米。武汉市商品房销售额在 2006 年时仅仅为 355 万元, 经过短短的 8 年发展时间, 到 2014 年就达到了空前的 1807 万元, 增长了 5 倍之多。

表 2 2006-2014 年武汉市商品房销售面积和销售额数据表

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 销售面积 (万平方米) | 961 | 1135 | 732 | 1087 | 1208 | 1324 | 1576 | 1995 | 2273 |
| 销售额 (万元) | 355 | 530 | 350 | 579 | 695 | 956 | 1158 | 1540 | 1807 |

2.3 武汉市商品房销售价格分析

从 2006 年到 2014 年, 武汉市商品房销售均价呈现出逐年上升的态势。2007 年商品房销售均价突破了 4000 元, 由 2006 年的 3548/平方米上升到 4518/平方米, 同比增长 27%。2008 年由于受到美国次贷危机和汶川大地震的影响, 虽然销售面积出现下滑, 但销售均价还是出现了 14% 的增幅。

表 3 2006-2014 武汉市商品房销售价格数据

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 商品房价格 (元) | 3548 | 4518 | 5148 | 5484 | 6561 | 6878 | 6947 | 7233 | 7698 |
| 价格增量 (%) | | 0.27 | 0.14 | 0.07 | 0.20 | 0.05 | 0.01 | 0.04 | 0.06 |

2.4 武汉市人均住房面积和人均可支配收入情况分析

随着武汉市经济的快速发展, 城镇居民人均可支配收入是不断增加。人均住房建筑面积逐年平稳上升, 人均居住条件也是不断的提高, 武汉市城镇居民人均住房建筑面积由 2006 年的 26.86 平方米增加到 2014 年的 35.78 平方米。同时, 武汉市城镇居民人均可支配收入由 2006 年的 12360 元增加到 2014 年的 33270 元, 绝对量增加 20910 元, 增长了将近 3 倍。

表 4 2006-2014 武汉市城镇居民人均住房建筑面积和居民人均可支配收入

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 人均住房 面积(平 方米) | 26.86 | 28.25 | 29.28 | 30.88 | 31.85 | 32.25 | 33.50 | 34.75 | 35.78 |
| 人均可支 配收入 (元) | 12360 | 14357 | 16712 | 18385 | 20806 | 23738 | 27061 | 29821 | 33270 |

3 反映武汉市房地产泡沫的各项指标

3.1 房地产投资额占 GDP 的比重指标

通过房地产投资额与 GDP 之比这一指标,我们可以判定需求者是否对预期房价估计过高而导致开发商过度投资房地产市场,从而使得房价高涨和大量空置房屋的产生。这一指标在我国的合理期间 10%—14%。

表 5 2006—2014 武汉市当年房地产投资额与当年 GDP 情况表(单位:亿元)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 房地产投资额 | 336 | 460 | 570 | 779 | 1017 | 1274 | 1575 | 1906 | 2354 |
| GDP | 2590 | 3142 | 3960 | 4561 | 5516 | 6756 | 8004 | 9051 | 10070 |

由表中数据可以得出,2014 年的 GDP 是 2006 年 GDP 的 4 倍,这说明在 2006—2014 年间武汉市进入了快速的经济展期。同时,房地产开发投资额从 2006 起也进入了迅速增长期。2014 年武汉市房地产开发投资额达到 2354 亿元,是 2006 年房地产开发投资额 336 亿元的 7 倍之多,这在一定程度上说明了武汉市房地产市场供给量急剧增加。

表 6 2006—2014 武汉市房地产投资泡沫(单位:%)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 比值 | 12.98 | 14.63 | 14.40 | 17.07 | 18.45 | 18.86 | 19.68 | 21.05 | 23.37 |
| 最大值 | 14 | 14 | 14 | 14 | 14 | 14 | 14 | 14 | 14 |
| 最小值 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |
| 房地产投资泡沫度 | 0 | 0.63 | 0.40 | 3.07 | 4.45 | 4.86 | 5.68 | 7.05 | 9.37 |
| 泡沫状态 | 无 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |

由上表计算结果可以得出,2006 年到 2014 年,武汉市房地产投资额占 GDP 的比重范围是 [12.98,23.37],呈现出逐年增大的趋势。仅仅只有 2006 年的指标值在合理范围内,说明此时无泡沫,从 2007 年到 2014 年,指标值均大于最大值,说明在这个阶段出现了正的房地产泡沫,综合以上分析,2006—2014 年,武汉市的房地产投资经历了无泡沫和正泡沫的二个时期,2014 年的房地产投资泡沫最大,达到了 9.37%。

3.2 房地产房屋空置率指标

大量文献表明房屋空置率是反映房地产市场走势和衡量房地产市场是否健康的重要指标之一。当房地产市场出现泡沫时,就会有大批的房子卖不出去,因此我们可以利用房屋空置率这一指标来反映房地产市场的泡沫程度。

不同学者对房屋空置率的定义不尽相同,本文将采用房屋空置率=空置面积/(上年空置面积+本年竣工面积)这一公式来对武汉市房屋空置率泡沫进行测度。相关学者认为,我国商品房空置率应控制在30%~50%。

表7 2006~2014 武汉市房屋空置情况表(单位:万平方米)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 商品房空置面积 | 181 | 132 | 216 | 214 | 310 | 346 | 453 | 677 | 770 |
| 商品房销售面积 | 961 | 1135 | 732 | 1087 | 1208 | 1324 | 1576 | 1995 | 2273 |
| 本年竣工面积 | 874 | 933 | 870 | 945 | 919 | 1064 | 1052 | 679 | 765 |

表8 2006~2014 武汉市房屋空置泡沫数值表(单位:%)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 房屋空置率 | 17.4 | 11.8 | 21.5 | 18.5 | 27.4 | 25.2 | 32.4 | 59.8 | 53.4 |
| 最大值 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| 最小值 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| 房屋空置泡沫 | 12.4 | 6.8 | 16.5 | 13.5 | 22.4 | 20.2 | 27.4 | 54.8 | 48.4 |
| 泡沫状态 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |

由上面计算结果可知,武汉市2006年~2014年的房屋空置泡沫范围是[6.8%,54.8%],武汉市的房屋空置率在这个时期一直都处于正泡沫阶段,2013年的房屋空置泡沫度最大,达到了54.8%。

3.3 房地产房价收入比指标

国际学者经常用房价收入比来判定房地产市场有没有泡沫。即住房均价与家庭年均收入的比值来反映房价的合理性和消费者的实际购房能力。结合我国房地产市场实际情况,我们采用房价收入比=(房屋均价×人均住房面积)/城镇居民人均可支配收入。根据该定义,世界银行经济师恩德认为房价收入

比在 3-6 倍之间是比较合理的。

表 9 2006-2014 武汉市商品房均价和城镇居民人均可支配收入数据

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 商品房 均价(元/ 平方米) | 3548 | 4518 | 5148 | 5484 | 6561 | 6878 | 6947 | 7233 | 7698 |
| 城镇居民 人均可支 配收入(元) | 12360 | 14357 | 16712 | 18385 | 20806 | 23738 | 27061 | 29821 | 33270 |
| 人均住房 建筑面积 (平方米) | 26.9 | 28.3 | 29.3 | 30.9 | 31.9 | 32.3 | 33.5 | 34.8 | 35.8 |

表 10 2006-2014 武汉市房地产价格泡沫度数据

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 房价收 入比 | 7.7 | 8.9 | 9.0 | 9.2 | 10.0 | 9.3 | 8.6 | 8.4 | 8.3 |
| 最大值 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 |
| 最小值 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| 房地产 价格泡 沫度 | 1.7 | 2.9 | 3.0 | 3.2 | 4.0 | 3.3 | 2.6 | 2.4 | 2.3 |
| 泡沫 状态 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |

表中所示, 2006-2013 年武汉市城镇居民人均可支配收入呈现出逐年递增的趋势, 2014 年人均可支配收入是 2006 年的 2.7 倍。武汉市人均住房建筑面积也是逐年增加, 2014 年人均住房建筑面积是 2006 年的 1.33 倍。武汉市商品房均价也是呈现出上升势头的, 2014 年的商品房均价是 2006 商品房均价的 2.2 倍。综上说明了在房价上涨的同时, 武汉市城镇居民的居住条件也在不断的优化, 生活水平也得到了显著水平的提高。

根据计算结果可知 2006 年-2014 年武汉市房地产价格泡沫度的范围是[1.7,4.0]。从 2006 年到 2014 年武汉市房地产价格始终处于正泡沫阶段, 2010 年武汉市房地产价格泡沫度最大, 达到了 4.0。

3.4 利用 Ramsey Model 测度房地产土地价格指标

土地价格泡沫指土地实际价格相对土地理论价值呈现的非平稳性偏移。土地价格泡沫=(土地实际

价格-土地理论价值)/土地理论价值。土地实际价格可以从武汉市统计年鉴中获得,土地的理论价值我们通过引入 Ramsey Model 对其进行测度³。

模型假设:为人口,同时以 n 的速率增长,并且 $\theta=1$:劳动力为人口数,且劳动力的供给没有弹性,生产要素为 L 和 K ,生产率恒定,同时

通过假设的条件计算可得: $\rho=n+\theta$ (1)

其中, n 为人口增长率, θ 为时间偏好率, ρ 为资本边际回报率。上式说明在经济最优均衡下时间偏好率与人口增长率之和等于资本边际回报率。这时的 ρ 就是资产基础价值。考虑存在通货膨胀 π , 故均衡状态下资产的基础价值 $\rho=n+\theta-\pi$ (2)

则在经济最优均衡状态下资产的基础价值与三个因素有关:第一个因素是通胀率,第二个因素是人口增长率 n ,第三个因素是消费者的心理因素,一方面它与消费者的收入有关,另一方面与对储蓄的未来预期增长有关,在这里,我们让其大小等于利率。

通胀率 π 和人口增长率都可以从历年武汉市统计年鉴中获取,在这里,本文选取二组利率,一组是所有利率中最大的利率,即 5 年以上的贷款利率,另一组是所有利率中最小的利率,即活期存款利率。选择武汉市居民消费价格指数(CPI)和武汉市户籍人口增长率分别为 π 和 n ,选择武汉市土地交易价格指数变化率为土地实际价格。如下表

表 11 2006-2014 武汉市土地价格泡沫相关数据表(单位:%)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|----------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 土地实际价格 | 22.9 | 36.8 | 24.1 | 36.5 | 30.7 | 25.2 | 23.6 | 21.0 | 23.5 |
| 居民消费价格指数 | 1.4 | 4.1 | 5.7 | -0.6 | 3.0 | 5.2 | 2.8 | 2.4 | 1.9 |
| 户籍人口增长率 | 2.2 | 1.1 | 0.6 | 0.3 | 0.1 | -1.1 | -0.7 | 0.1 | 0.6 |
| 活期存款利率 | 0.7 | 0.7 | 0.7 | 0.4 | 0.4 | 0.5 | 0.4 | 0.4 | 0.4 |
| 五年以上贷款利率 | 6.4 | 7.2 | 7.7 | 6.0 | 6.1 | 7.1 | 6.6 | 4.5 | 6.2 |

表 12 2006-2014 武汉市土地价格泡沫度数值表(单位:%)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 最大值 | 7.2 | 4.2 | 2.7 | 6.8 | 3.3 | 0.7 | 3.1 | 2.1 | 4.9 |
| 最小值 | 1.5 | -2.2 | -4.4 | 1.2 | -2.5 | -5.8 | -3.1 | -2.0 | -0.9 |
| 实际价格 | 22.9 | 36.8 | 24.1 | 36.5 | 30.7 | 25.2 | 23.6 | 21.0 | 23.5 |
| 武汉市土地价格泡沫度 | 15.7 | 32.6 | 21.5 | 29.7 | 27.4 | 24.5 | 20.5 | 18.9 | 18.6 |
| 泡沫状态 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |

分析计算所得数据,我们可以看出,2006–2014年武汉市土地价格均处于正泡沫阶段,土地价格泡沫值得范围是[15.7%, 32.6%],在2007年土地价格泡沫度达到最大值32.6%。

3.5 对武汉市房地产泡沫综合测度

我们分别计算了武汉市房地产投资泡沫、房屋空置泡沫、房地产价格泡沫、土地价格泡沫。本文利用王佳秋和高丽丽的综合指标分析法来综合测度武汉市房地产泡沫,即 $\text{房地产泡沫} = 0.703 \times \text{土地价格泡沫} + 0.583 \times \text{房屋空置率} + 0.262 \times \text{房地产投资泡沫} + 0.041 \times \text{房地产价格泡沫}$ 。

表 13 2006–2014 武汉市房地产泡沫度数表(单位: %)

| 年份 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 土地价格泡沫 | 15.7 | 32.6 | 21.5 | 29.7 | 27.4 | 24.5 | 20.5 | 18.9 | 18.6 |
| 房屋空置泡沫 | 12.4 | 6.8 | 16.5 | 13.5 | 22.4 | 20.2 | 27.4 | 54.8 | 48.4 |
| 房地产投资泡沫 | 3.8 | 0.7 | 0.4 | 3.1 | 4.5 | 4.9 | 5.7 | 7.1 | 9.4 |
| 房地产价格泡沫 | 1.7 | 2.9 | 3.0 | 3.2 | 4.0 | 3.3 | 2.6 | 2.4 | 2.3 |
| 房地产泡沫度 | 19.4 | 27.2 | 25.0 | 29.6 | 33.7 | 30.4 | 32.0 | 47.1 | 43.8 |
| 泡沫状态 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |

通过综合测度可知,2006年至2010年间,武汉市房地产市场出现了正泡沫程度不断增大的趋势,总体房地产泡沫范围[19.4%, 47.1%]。2013年房地产泡沫度达到最大值47.1%,2014年的泡沫度紧随其后,也达到了43.8%。2008年由于受到美国次贷危机和汶川大地震的影响,房地产泡沫出现下降。但是2009年的四万亿刺激计划,房地产泡沫立即快速增长,且达到了29.6%。2010年后由于国家和武汉市政府对楼市进行强有力的调控,2011年房地产泡沫下降为30.4%,2012年以后,由于房地产市场不断出现新的变化,已有的对楼市的管控措施已经不是那么的有效,房地产泡沫再次出现增长。综上实证结果有力证明了武汉市房地产市场泡沫的存在,否定了有关学者对武汉市房地产的无泡沫理论,同时明确的框定了泡沫出现的区间。

4 抑制武汉市房地产泡沫的建议

4.1 国家应该完善房地产行业相关法律制度规范体系

从制度经济学的观点出发,一套完善的制度有助于市场的良性发展。现在的房地产业法律体系还不够完善,不能顾及到房地产业的各个方面。具体来说,从开发商拿到银行信贷,买地,转包给多级承建商,以及销售等一系列过程,在制度允许的范围内,我就准予你进入下一个环节。缺少任何一个环节,都难以成功的达到预期。

4.2 当地政府一方面应该转变以往的发展方式

多元化的发展各类产业,扩大财政收入的来源,不能寄所有的目光于出让土地的收入。政府要掌控当地房地产有关数据,要结合前年的房地产销售面积,空置面积和本年的竣工面积数据⁴,然后推算出本年度可以出让的土地面积,根据市场的实际需求和市场的库存来提供土地供给。另一方面,政府

要扩大保障住房的土地供给,要大力构建以廉租房、公租房、经济适用房等为主的多个层次的住房保障体系。

4.3 消费者应该转变住房观念

无论是城市居民还是农村居民都是房子的刚性需求者,即使是高房价也没能阻止大家对房子的购买欲望。甚至社会会出现这样一种奇怪的现象:在房价较低的时候,大家对房子的购买量反而下降,而在房价上涨时,大家的购房欲望反而急剧上升。其实我们完全可以租房,为了缓解房地产市场,国家会大力扶持租房群体,给予租房群体政策优惠。

参考文献

- [1]王佳秋.高丽丽.泡沫相关因素及相关关系的实证研究[J].数学的实践与认识.2006,36: 80-84.
- [2]天宇.北京市房地产泡沫问题研究--基于时间序列和 VAR 模型.[硕士学位论文].山东大学,2015.
- [3]何建武.西安市房地产泡沫问题研究. [硕士学位论文].西北大学,2012.
- [4]朱春龙.武汉市住宅价格时空演变特征及其影响因素研究[D].华中农业大学,2010.

财 务 与 会 计

中长期债券创新融资结构设计 研究—以中期票据为例

刘 宇

摘 要：近年来，中长期债券凭借着其长期内锁定融资成本、降低再融资风险的优点而深受融资方的喜爱。同时在国家政策和市场选择的大力推动下，债券发行人本着提高金融市场有效性、促进金融服务能力和推动金融与实体经济共生共荣的标准，并结合对自身各种情况和投资方不同需求的考虑，对中长期债券品种做了诸多的创新尝试，其中数企业发行的中期票据品种创新最为典型。本文试以中长期债券中企业中期票据为例，结合各种客观诉求，研究中期票据在期限、利率、期权和增信措施上的融资结构创新方案。

关键词：中期票据；债券设计； 创新实践

1 中期票据的基本特征

中期票据是一种广义的直接融资手段，它是一种经管理部门一次登记准许后、在备案限期内持续发行的有价债券。虽然在限期上有着一些不同，但从直接融资工具的角度看，中期票据有着诸多市场化的特点（表1），推出后加速了各种直接融资工具的竞争。

表1 债务融资工具特点对比

| 项目 | 中期票据 | 企业债 | 公司债 |
|------|------------------------------|-------------------------|------------------|
| 管理部门 | 人民银行、交易商协会 | 发改委 | 证监会 |
| 发行主体 | 具有法人资格的非金融企业 | 一般为国有独资企业或国有控股企业 | 一般为上市公司 |
| 申报制度 | 注册发行。在中国银行间市场交易商协会注册，注册有效期2年 | 审核发行 | 核准发行 |
| 发行期限 | 一般2~10年，以5~7年为主 | 一般3~20年，以10年为主 | 一般3~10年，以5年为主 |
| 担保形式 | 不要求担保 | 要求担保 | —— |
| 承 销 | 应由金融机构承销，一般为商业银行 | 具有承销资格的证券经营机构承销，一般为证券公司 | 由具有承销资格的证券经营机构承销 |
| 交易场所 | 全国银行间债券市场 | 全国银行间债券市场、证券交易所 | 证券交易所 |

以上可以看出中期票据的发行非常灵活，可一次注册分期发行。因此在短短的7年间，中期票据

市场飞速发展（表2）。

表2 我国中期票据市场发行基本情况

| 项 目 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 |
|--------------|------|---------|------|--------|--------|--------|---------|
| 发行规模 (亿元) | 1737 | 6997.36 | 4814 | 7079.7 | 8123.3 | 6746.2 | 9368.40 |
| 发行期数(期) | 41 | 176 | 221 | 407 | 562 | 508 | 711 |
| 发行主体(家) | 26 | 118 | 167 | 314 | 447 | 413 | 551 |

资料来源：WIND 资讯

2 中期票据五大创新

2.1 期限创新

2.1.1 创新动机：匹配期限，锁定成本

对于发行企业来说，一方面，其发行债券后的募集资金所投放的项目往往具有回报期长的特点，而其他的债券品种又有较多的期限缺口，导致企业无法将项目现金流与债券偿债周期相匹配，Myers(1977)指出将资产与负债的期限匹配起来，能够减少公司资产现金流不足以偿付公司负债利息所带来的风险。同时，在债券市场利率波动较大或上行压力较大时，若企业发行债券受到单一短期期限的被动选择，将增加企业的再融资的风险，甚至出现违约的情况。而且周孝坤（2007）指出，如果采用滚动发行短期债券来达到长期融资的目的，则需要多次交易。

2.1.2 创新设计：灵活设计债券期限

企业可以通过设计不同的债券期限，将债券的本金偿还时间与募集资金使用周期和投资人的投资需求相匹配，降低资金风险，优化债务结构。

具体来看，对于不同的发债企业，发行1~5年（含5年）中期票据主要可用于项目建设、替换银行存款、补充营运资金等用途。投资者群体涵盖商业银行、保险公司、证券公司、基金、农信社、银行理财等，具有比较广泛的投资需求，流动性较好。发行5~10年（含10年）中期票据主要用于项目建设、补充中长期营运资金、替换银行存款等用途。该期限区间的中票投资者群体较窄，中高信用等级品种的投资需求主要来自于保险公司和商业银行的配置型需求，证券公司、基金等交易型机构比较少参与投资；低信用等级可能会缺乏投资需求，但发行人同样可以通过信用增进措施提高债券的信用等级。而发行10年期以上的中期票据主要用于项目建设、补充中长期营运资金等用途。而此类中票的发行人信用评级通常达到AAA，投资需求主要集中在保险公司。因此企业可根据自身的资金使用情况，跳出现存期限集合的禁锢，灵活的选择中票的期限。

与此同时，当同一信用等级的债券（以5年期和10年期为考虑重点）利率处于市场低位时，企业可选择发行中长期品种，在较长的时间内有效锁定融资成本。因此选择一个销售或资本实力强的主承销商也有利于发行人控制成本并成功发行。

基于上述考虑，中信集团在2010年发行的10中信集MTN1，则较好的将募集资金用于补充子公司中长期营运资金的特点与10年期相匹配，并且在债券市场利率处于低位时成功发行30亿元，在长期内锁定了融资成本，并获得了市场认可。

2.2 利率创新

2.2.1 创新动机：降低成本，无阻发行

当发行企业预计发行时期属于特殊时段,或降息末期、或加息初期,债券市场收益率上行压力将加大,投资者持有固息债券可能将面临浮亏的压力,这会导致债券需求受到遏制;对发行人而言,在这种时机发行固息债就容易出现困难,特别是为了将债券期限与资金使用情况相匹配而发行中长期债券时风险较大。同时,一些投资人往往出与资产负债匹配、久期调节、提高组合收益角度的考虑,对单一投资固息债券已兴趣淡漠,特别是当投资机构自身利率敏感性负债过多时,亟需利率敏感性资产来对冲风险并缩小利率敞口。

2.2.2 创新设计:采用浮动利率发行

发行人除了选择发行固息中期票据外,也可以选择以合适的浮动利率为基准发行浮息中票,以降低发行人的融资成本同时迎合投资者需求。具体来看,在国内可以选择的基准利率主要分为三类,即定期存款利率、Shibor(上海银行间同业拆借利率)和质押式回购利率(Repo利率)。

基于定期存款的浮息债券是当前浮息债券的主要品种,由于存款利率在当前是公认的相对传统的基准利率,发行人和投资人更偏好以此作为浮息债券的基准利率。对于商业银行、农信社等存款类金融机构,负债来源主要是存款,存款成本主要随定期存款基准利率的调整而变化,由于资产负债匹配的需要,对基于定期存款基准利率的浮息债券有配置需求。而且对于具备利率互换交易资格的机构,可能存在一定的套利机会。另外,从发行人的角度来看,基于定期存款基准利率的浮息债券的还有一个优点在于定期存款利率水平的升降很难被操纵,但又由于定期存款利率调整需要综合考察多方面的因素,其变动可能也相对滞后于债券市场利率的调整。

基于Shibor的浮息债券最早出现于2007年,当时正值Shibor问世,且央行有意将Shibor培育成国内市场化的基准利率并寄予厚望。特别是在加息初期,由于Shibor利率市场化程度较高,且对宏观、市场、资金面等因素的反应较为灵敏,Shibor利率上升预期较强,投资者对于以Shibor利率为基准的浮息债券的需求也较强,并有可能因为浮息债券的稀缺性获得踊跃认购,降低企业的融资成本。

基于质押式回购利率的浮息债券同样市场化程度较高,但由于质押式回购利率(主要是7天质押式回购利率)期限较短,容易受到新股发行、银行季末考核等因素冲击,波动幅度可能较大,因此此类债券可能会给发行人财务管理带来一定的困难,自2007年后就很少有此类债券的发行。如若发行人基于自身情况偏好此类浮息债券,则应在发行的同时,通过利率互换等衍生工具对冲基准利率波动的风险,那么债券融资与衍生工具的组合也能很好的锁定发行成本。而且由于利率互换等衍生品市场波动较大,走势与现券市场不完全一致,因此在特点的时期发行此类浮息债券并进行利率互换对冲的综合成本甚至可能低于直接发行固息债券的融资成本。

基于上述考虑,中信国安集团在2009年发行的09国安集MTN1,充分结合了当时市场环境供给稀缺的特点,把握了浮息债券对于投资者有估值和久期上的优势,在债券市场收益率上行前通过交易商协会为浮息债券提供的绿色通道,快速且成功发行了以中国人民银行发布的一年前整存整取定期储蓄存款利率为基准的浮动利率中期票据,并在上市后有着稳定的表现。

2.3 内嵌期权

2.3.1 创新动机:选择灵活,各取所需

当债券市场处于牛市时,发行人和投资人有时往往无需被动的受固定的发行期限所限制:当在债券的存续期间若原先一项不被看好的项目突然带来了稳定且充足的现金流,那么将有部分可用资金与该债券的负债并存而无法偿付,使企业可能要白白浪费债券存续期间的利息支付。同样对于发行人来说,在债券的存续期间,若出现了流动性紧张或有更好的投资项目出现时,却苦于资金被债券期限锁

死,导致该笔投资的机会成本增加,在投资前后都对投资人带来了顾虑。另一种情况是,当企业负债水平已然较高时,发行普通债券会进一步恶化资产负债率,融资更灵活的债券设计亟待创新。

2.3.2 创新设计:附带期权发行

为满足发行人和投资人对于灵活操作债券期限的考虑,中期票据成功创新出内嵌期权品种,所依附的期权包含发行人赎回权、发行人投资票面利率选择权、投资者回售权和投资者定向转让权等类型,并且能够同时附多个期权。

附发行人赎回权债券给予了发行人在一定时间赎回债券的权利,这将给发行人债务管理带来灵活性,发行人可以根据资金使用需要,选择是否提前赎回债券。但这却给投资者增加了组合管理的难度,因此理论上,含赎回权债券的收益率应高于普通债券收益率水平,但在市场环境较好时,有可能使得两种方案的利息成本基本一致。因此对于投资者需求较好的中高信用等级债券,可以考虑设计发行人赎回权的条款;

附投资者回售权债券给予了投资者在一定时间内将债券全部或部分回售给发行人的权利,相当于投资者买入了一份期权,够提高投资者在组合管理上的灵活性,因此理论上附投资者回售权债券利率水平应比不附权的债券略低,从而能够降低债券融资成本;特别是对于信用评级较低的债券,以及期限较长的债券,由于债券投资需求可能相对较弱,设计含回售权条款有利于扩大投资者需求,同时由于附投资者回售权的债券可以在牛市中拉长久期、熊市中缩短久期,因此可以实现困难的市场环境下的成功发行。

附发行人调整票面利率选择权债券给予了发行人在某个点调整债券后续期限票面利率的权利,通常与投资者回售权同时使用。对于信用评级较低的企业,即使发行短期债券也可能出现因投资者担忧信用风险导致投资需求不足的情况,这时如果发行此类债券,将有助于缓解投资者对信用风险的担心,同时也能扩大商业银行、基金、券商等机构需求。而且对于房地产等公开融资存在较多限制的企业,未来如果因政策限制无法公开融资,发行人可以通过上调票面利率来达到避免投资者回售、延长债券期限的效果。若又恰逢债券熊市,投资者往往倾向于降低债券头寸或推迟新债配置,对于一级市场债券投资态度谨慎,在弱市环境下可能能够获得投资者相对积极的认购,有利于债券的成功发行。

附投资者定向转让权债券给予了投资者在一定时间将持有的全部或部分债券转让给第三方的权利,当然也同样抬高了发行利率。此类债券适合于希望发行中长期债券但并且由于资金使用等原因,不倾向于给予投资者回售权利的发行人。而且应选择资信情况好、偿债能力强的机构作为定向转让权提供方,将能够得到投资者的认可,达到降低融资成本的效果。

基于上述分析,南京市国资集团在2009发行的09宁国资MTN1,采用了3+2年附发行人赎回权的产品设计,即债券期限5年,发行人有权在第3年末按面值赎回全部债券;如果发行人不行使赎回权,则后2年票面利率将上调180~200bp。这给与了发行人融资的灵活性,也给予了投资人一定的利率补偿。另外发行人充分利用了有利的市场环境,市场流动性充裕,投资者积极,企业债券收益率在前期达到高位后稳步下降。

2.4 信用增进

2.4.1 创新动机:降低成本,降低损失

当发行人发行债券时的主体评级和债项评级都不高时,单纯的发行普通债券融资成本高甚至可能违约,特别是中小企业发行的信用资质较低,信息披露可能不够健全,投资者面临的信用风险较高,在市场行情不好时机构可能基于审慎投资的原则不予考虑。因此为了完善债券市场的资源配置,消除

发行人与投资者之间的信息不对称,采用合理、合规、合法的方式让发行人的信用等级提高将是一个重要的创新方向。

2.4.2 创新设计:附带增信措施

对于评级不高等情况的债券发行人,可以通过债券信用增进措施达到改善发行条件、拓宽投资需求、降低融资成本的效果。在信用增进的方案设计中,一般分为第三方担保、抵质押担保、区域集优、内部信用分层和回购承诺等类型,其特点简要概括如下:

第三方担保是最常见的信用增进方式,目前国内的第三方担保包括银行担保、企业担保、担保公司或增新机构担保等,增信效果主要取决于担保机构的资信水平。企业担保一般由母公司或业务合作较好的公司提供,比如可以让公司实力较强的大股东进行担保,不过通常需提供反担保措施并需支付一定的担保费用。另外,互相担保增信也是一种考虑,可以规避市场障碍,扩大投资需求,但是伴随保险公司投资无担保债券措施的放开,这种仅仅为了规避管制而引入的措施发挥的作用越来越小。

抵质押担保方式在企业债发行中同样较为常见,尤其是城投债的发行。发行人可以用以抵押或质押的资产包括土地使用权、房产使用权、海域使用权、采矿权、股权、应收账款等,同时,质押的担保方式也开始出现,包括应收账款质押、土地质押、房产质押和股权质押等。其增信效果主要取决于对抵质押资产的变现能力和合理评估价值后抵押率的高低,不过一般来说,土地质押、房产质押和股权质押的增信效果较好一些。

区域集优信用增进方式是由地方政府通过设立专项风险缓释基金等措施来对区域内优质中小企业发行集合票据进行信用增进。从增信效果看,区域集优模式集合票据由于引入了地方政府的资金支持,增信效果往往要大于普通集合票据,投资者的认可程度更高。

内部信用分层技术常见于资产证券化产品和信托产品,在中小企业集合发行债券的实践中也得到应用,增信效果主要取决于高收益层对优先层的保护程度。中小企业集合票据和债券的销售难度较高,通过设计内部信用分层的设计,将债券分为资质水平较高的优先层和资质水平较低的高收益层,由高收益层为优先层提供信用的保护,实现了内部信用级别的分割,有利于匹配不同投资者的需求,实现债券的成功发行。同时,协调对企业信用资质比较了解的机构参与认购高收益层,将有利于消除信息不对称的负面影响,降低发行人的融资成本;特别地,如果发行人的关联方参与认购高收益层,首先承担违约的损失,将有利于提振投资者的信心,实现成功发行。

回购承诺的增信效果弱于担保,一般由难以提供担保、但愿意为债券进行增信的机构提供。鉴于承诺效力较弱,其增信效果不仅取决于收购方的资金实力,也取决于收购方的履约意愿。所以应选择资质较好、资金实力较强的机构作为收购方。

基于以上考虑,国电英力特集团在2010年发行的10英力特MTN1,由于集团本身信用级别相对较低,难以寻求互保的对手方(可以为对手提供的增信效果不大),所以寻求大股东国电电力的支持顺理成章,并利用担保公司雄厚的实力,使债项信用等级显著提升至AAA级,得到了投资者的广泛认可,并最终与同期发行的AAA级中票基本相近的发行利率成功发行了10亿元。

3 总结

中期票据的历史从2008到现在已经7个年头了,这7年为中国企业带来了超过35497.56亿(截止2014年底)规模的融资金额。但市场的需求和企业的更新是飞速且巨大的,在这期间中期票据经历了多次的产品创新,无论是从期限还是利率,无论是从期权还是增信,都如量身定制般的为各式各样的发行人创造着更优质的融资选择。总体来说,企业的诉求主要体现在期限匹配、降低成本、选择灵活

和减少损失上,以此相对应的,中期票据的创新也紧随其后:为了使债券期限匹配募集资金的使用情况,中票可以设计出2~15年的品种;为了减少企业的融资成本,中票可以在降息预期时以浮动利率发行或在市场利率低位时企业发行长期中票锁定成本;为了增加发行人和投资者的选择权,中票可以附带各种期权进行发行;为了使发行人成功发行并降低违约的可能性,中票可以在采取各种增信措施后发行。

总而言之,中期票据的结构可以根据企业不同的需求而进行多种多样的创新设计,而这些设计,也亦能对所有中长期债券的结构创新予以参考:中长期债券也可以完善各期限品种,减少期限缺口;也可以以浮动利率为基准发行;也可以内嵌灵活多变的期权;也可以在适当的情况下进行信用增进。而对于企业来说,在发行时不应盲目的选择市场热情高的债券,而应该充分结合各种考虑,合理的在丰富的债券品种中找到适合企业需要和发行时点客观情况的选择;有能力的发行人亦可对现有的债券品种进行创新,以更加贴合自身和市场的态度,打动投资人并推动债券市场的完善发展。

参考文献

- [1]张程,尹志锋.中期票据市场回顾及发行利率实证分析[J].湖北社会科学,2010(6):90-94.
- [2]Myers,S.C.Determinants of corporate borrowing[J].Journal of Financial Economics,1977,5(2):146-175.
- [3]周孝坤.企业债券期限结构研究——基于交易成本和代理成本视角[J].生态经济,2007(1):75-77.
- [4]杨农.中国企业债券融资创新方案与实用手册[M].北京:经济科学出版社,2012:38-43.
- [5]杨艳.影响我国公司债券期限结构的因素分析[D].江西:江西财经大学,2013:35-49.
- [6]产靖.从国际市场永续债券发展看国内市场长期含权债券创新[N].金融时报,2013-5-18(006).
- [7]吴敏.我国企业债券信用增进研究[D].湖南:湖南大学,2013:34-37.

现代金融与证券市场

中美豆油期现货市场相互关系研究

彭疏桐

摘 要: 期货市场的规范和成熟能增强本国在国际市场上的话语权和定价权, 通过期货价格与现货价格之间的相互影响不仅能为给企业生产经营提供指导, 还能为政府制定政策及宏观调控提供参考。本文构建 VAR 模型实证分析国内豆油期货市场与现货市场之间的相互关系并与美国豆油期货市场进行比较。结果显示: 豆油期货价格在国内豆油价格形成中占主导地位, 美国豆油期货价格对国内豆油现货价格影响较国内豆油期货价格要弱。在国际豆油期货市场上, 国内豆油期货市场的长期影响力比美国要弱, 国内豆油期货市场价格发现功能表现良好。

关键词: 豆油期货; 相互关系; VAR 模型

1 引言

中国作为全球主要豆油生产国及进口国, 以豆油等商品为代表的大宗商品定价权对我国经济的稳健与健康发展的影响越来越重要。期货以其高效的资源配置形式影响现货定价, 期货市场的发展将有助于加强我国在国际贸易中对大宗商品价格的影响力。随着经济全球化, 国际贸易的不断深入, 我国农产品对外贸易依存度越来越高。因此, 我国豆油市场价格波动是否受国际豆油期货市场的影响? 中美豆油期货市场是否存在密切的关联性? 我国豆油期货价格是否能引导现货价格, 具有稳定农产品价格的作用?

2 文献综述

现代期货市场是在农产品期货市场上发展起来的, 国外对期货市场的研究比较成熟。Fortenbery, Zapata(1993)对美国 North Carolina 市场大豆现货市场价格与 CBOT 的期货价格关联性进行研究, 结果显示两者之间存在长期协整关系。Holder、Pace 和 Tomas (2002)通过对东京谷物交易所(TGE)和芝加哥期货交易所(CBOT)的大豆期货和玉米期货进行分析发现日本作为农产品进口大国, TGE 期货市场受 CBOT 期货市场影响, 且 CBOT 期货市场在信息传递中处于主导地位。

国内已有的研究中对豆油期货进行实证研究的文章还不多, 其中一种是分析不同期货市场之间的关系, 如: 赵斌斌, 周欣, 刘钟钦(2008)基于 CBOT 和 DCE 日交易数据, 通过 ADF 检验和 Granger 检验得出美国豆油期货市场处于主导地位而我国处于从属地位。另一种是研究国内豆油期货与现货市场之间的关系, 如: 王百超, 逯宇铎, 乔美娥(2012)以 DCE 豆油期货为对象, 运用 Johansen 协整检验, VEC 模型等方法进行实证分析, 认为豆油期货价格与现货价格存在长期协整关系, 豆油期货价格单向引导现货价格。

从大量文献中可以看到国内外学者多从对不同期货市场的关联性研究或者从期货市场与现货市场的传导关系进行研究, 但综合分析三个市场相互关系的研究并不多。本文基于 VAR 模型通过 Johansen 协整检验, Granger 因果检验, 脉冲响应函数以及方差分解等技术, 以豆油为研究对象, 对国际豆油期

货市场、国内豆油期货市场以及国内豆油现货市场进行比较,探讨三者间的相互关系。

3 实证分析

3.1 样本数据选择及处理

本文选取 CBOT 和 DCE 豆油期货价格及国内豆油现货零售价格作为样本,所有数据均为周数据,时间跨度为 2011 年 12 月至 2016 年 2 月,共 217 组数据。所有数据均来自于 Wind、商务部以及大连商品交易所等数据库。本文运用 Eviews5.0 进行计量实证研究。

由于中美两国期货交易日因节假日等问题存在差异,如春节国内期货市场暂停交易而圣诞节国外市场暂停交易,本文采用插值法消除数据的不匹配问题。另外由于中美豆油期现货价格单位不一致,本文统一换算成元/吨。最后对原始数据作对数处理以避免异方差问题的出现。

3.2 平稳性检验

经典回归分析的要求所采用的数据是平稳的,然而在现实经济生活中时间序列数据往往是非平稳的,当数据为非平稳序列,模型很可能出现伪回归。所以首先利用单位根检验对变量的平稳性进行检验,以 DYX 代表国内豆油现货价格, DYQ 代表国内豆油期货价格, MDY 代表美国豆油期货价格。

表 1 变量平稳性检验

| 变量 | ADF 值 | 5%显著性水平 | 检验结果 |
|-----|-------|---------|------|
| DYX | -1.66 | -2.87 | 不平稳 |
| DYQ | -0.51 | -2.87 | 不平稳 |
| MDY | -1.34 | -2.87 | 不平稳 |

如表 1 结果显示,通过对三个时间序列进行单位根检验发现在 5%显著性水平下各时间序列均是非平稳的。所以对三个时间序列进行一阶差分处理,差分序列分别以 Δ DYX、 Δ DYQ 和 Δ MDY 表示,再次进行单位根检验。

表 2 变量一阶差分后平稳性检验

| 变量 | ADF 值 | 5%显著性水平 | 检验结果 |
|--------------|--------|---------|------|
| Δ DYX | -3.53 | -2.87 | 平稳 |
| Δ DYQ | -14.27 | -2.87 | 平稳 |
| Δ MDY | -14.00 | -2.87 | 平稳 |

检验结果表明,一阶差分后三个时间序列是平稳的。因此, DYX、DYQ 和 MDY 三个变量均为一阶单整序列 I(1)。

3.3 VAR 模型的滞后阶数选择及稳定性检验

Johansen 协整检验对滞后期和检验形式非常敏感,检验前需先估计合适的 VAR 模型形式。

表 3 不同滞后期下各统计数值

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 821.8200 | NA | 7.94e-08 | -7.835598 | -7.787622 | -7.816201 |
| 1 | 2082.499 | 2473.102 | 4.99e-13 | -19.81338 | -19.62148 | -19.73580 |
| 2 | 2116.004* | 64.76635* | 3.94e-13* | -20.04789* | -19.71205* | -19.91211* |
| 3 | 2124.254 | 15.71050 | 3.97e-13 | -20.04071 | -19.56095 | -19.84674 |
| 4 | 2128.966 | 8.837927 | 4.14e-13 | -19.99968 | -19.37599 | -19.74751 |

| | | | | | | |
|---|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 5 | 2134.272 | 9.799511 | 4.29e-13 | -19.96433 | -19.19671 | -19.65397 |
| 6 | 2142.368 | 14.71975 | 4.33e-13 | -19.95567 | -19.04413 | -19.58713 |
| 7 | 2147.530 | 9.238244 | 4.50e-13 | -19.91895 | -18.86348 | -19.49222 |
| 8 | 2150.642 | 5.477974 | 4.76e-13 | -19.86260 | -18.66320 | -19.37767 |

根据表 3 显示的结果，AIC 与 SC 的值在滞后期为 2 时最小，分别为-20.04789、及-19.71205，此时 LR 统计量、FPE 统计量、AIC 信息准则、SC 准则以及 HQ 准则都显示滞后期为 2 时最优。所以最优滞后阶数为 2，因此模型定为 VAR(2)，方程如下：

$$\begin{bmatrix} DYX \\ DYQ \\ MDY \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0180 \\ 0.8127 \\ -0.0070 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1.4460 & 0.0100 & -0.0056 \\ 0.3889 & 0.7807 & 0.2286 \\ 0.7883 & 0.0978 & 0.9493 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DYX_{t-1} \\ DYQ_{t-1} \\ MDY_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.4526 & -0.0059 & 0.0064 \\ -0.4748 & 0.1802 & -0.1886 \\ -0.7669 & -0.0978 & -0.0584 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DYX_{t-2} \\ DYQ_{t-2} \\ MDY_{t-2} \end{bmatrix}$$

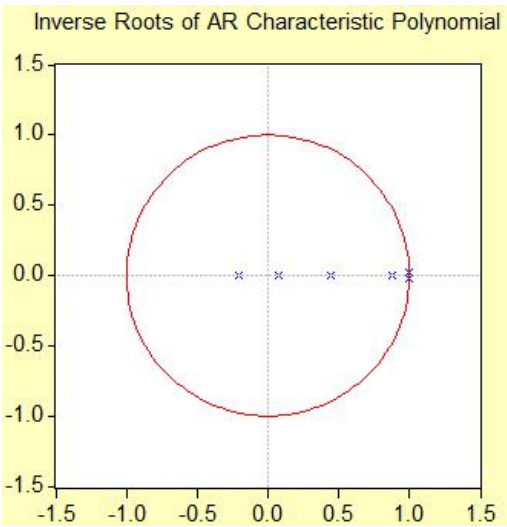


图 1 VAR 模型 AR 根图

由图 1 可以看出，所有单位根均落于单位圆内，因而 VAR（2）模型是稳定的，可进行脉冲响应及方差分解分析。

3.4 Johansen 协整检验

由平稳性检验结果 VAR 模型中的变量都为一阶单整，可能存在协整关系。我们在估计 VAR 模型形式的基础上进行协整检验，检验结果如下表所示。

表 4 Johansen 协整检验

由表 4 结果显示，在 5%显著性水平下，迹检验和最大特征值检验都表明三个变量之间存在协整关

| | 原假设 | 特征值 | 检验统计量 | 5%临界值 | P 值 |
|---------|----------|--------|---------|---------|-----------|
| 迹检验 | 无协整关系 | 0.1196 | 48.5056 | 29.7971 | 0.0001 |
| | 最多一个协整关系 | 0.0698 | 21.1127 | 15.4947 | 0.00640.0 |
| | 最多两个协整关系 | 0.0255 | 5.5561 | 3.84147 | 184 |
| 最大特征值检验 | 无协整关系 | 0.1196 | 27.3929 | 21.1316 | 0.0058 |
| | 最多一个协整关系 | 0.0698 | 15.5567 | 14.2646 | 0.0311 |
| | 最多两个协整关系 | 0.0255 | 5.5561 | 3.8415 | 0.0184 |

系即 DYX、DYQ 和 MDY 三者存在长期均衡关系，三者的一个标准化协整方程如下：

$$DYX_t = 0.4067DYQ_t + 0.2934MDY_t + 2.9989$$

由方程系数可知，豆油期货价格 DYQ、国内豆油现货价格 DYX 和豆油期货价格 MDY 同向波动，DYQ 每上升 1%，DYX 上升 0.406%，而 MDY 每上升 1%，DYX 上升 0.293%。由变动幅度可以看出：首先，豆油现货市场变动幅度小于期货市场变动幅度，说明我国豆油现货价格相对稳定。其次，虽然 DYQ 和 MDY 的上升都会造成 DYX 上升但 DYQ 造成 DYX 变动幅度更大，说明国内豆油期货价格对现货价格的影响力较美国豆油期货价格更强。

3.5 Granger 因果检验

由协整检验得出 DYX、DYQ 和 MDY 三者间存在长期均衡关系，但是三者之间的引导关系需要进一步检验。我们对 DYX、DYQ、MDY 三个变量之间是否具有因果关系进行检验。

| 原假设 | F 统计量 | P 值 | 结论 |
|-------------------------|---------|---------|----|
| DYQ 不是 DYX 的 Granger 原因 | 12.9958 | 4.8E-06 | 拒绝 |
| DYX 不是 DYQ 的 Granger 原因 | 3.05995 | 0.04899 | 拒绝 |
| MDY 不是 DYX 的 Granger 原因 | 11.8819 | 1.3E-05 | 拒绝 |
| DYX 不是 MDY 的 Granger 原因 | 1.63147 | 0.19811 | 接受 |
| MDY 不是 DYQ 的 Granger 原因 | 4.80489 | 0.00911 | 拒绝 |
| DYQ 不是 MDY 的 Granger 原因 | 2.86863 | 0.05900 | 接受 |

表 5 Granger 因果关系检验

由表 6 检验结果所示，在 5%显著性水平下 6 个原假设中，有四个原假设被拒绝，而“DYX 不是 MDY 的 Granger 原因”和“DYQ 不是 MDY 的 Granger 原因”两个原假设未被拒绝，原假设成立。统计结果显示在国内市场间，DYQ 为 DYX 的 Granger 原因；而 DYX 也是 DYQ 的 Granger 原因。这说明两者存在双向因果关系，但国内豆油期货价格能显著引导国内豆油现货价格的变动，反向效果则较弱。在国际市场上，MDY 为 DYQ 的 Granger 原因，P 值为 1.3E-05；MDY 也是 DYX 的 Granger 原因，P 值为 1.3E-05。说明美国豆油期货价格与国内豆油期货价格和现货价格均明显为单向因果关系。

3.6 脉冲响应分析

脉冲响应函数通过衡量某个变量作为干扰项变动从而对模型中其他变量产生的影响。根据之前建立的 VAR 模型进行脉冲响应函数分析，结果如图 2-10 所示。

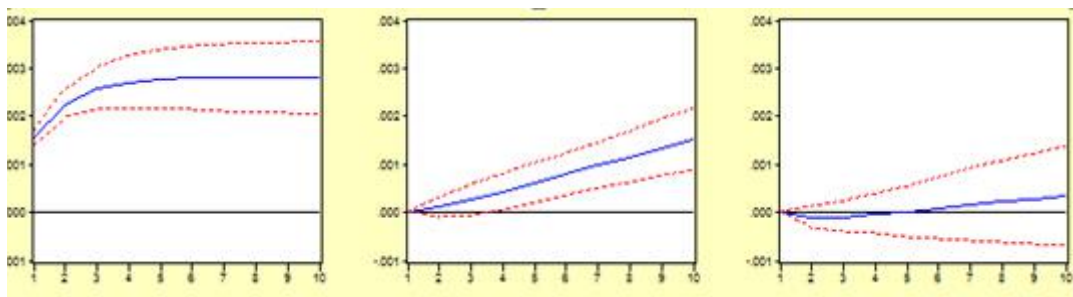


图 2 DYX 对 DYX 的响应

图 3 DYX 对 DYQ 的响应

图 4 DYX 对 MDY 的响应

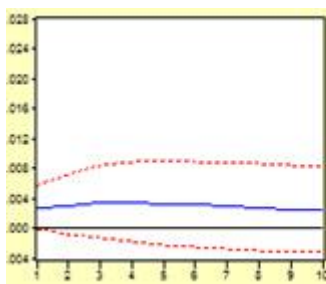


图5 DYQ对DYX的响应

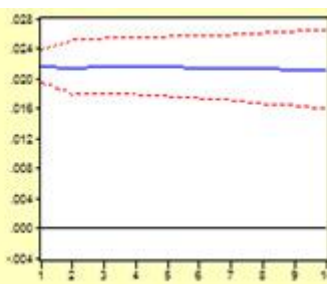


图6 DYQ对DYQ的响应

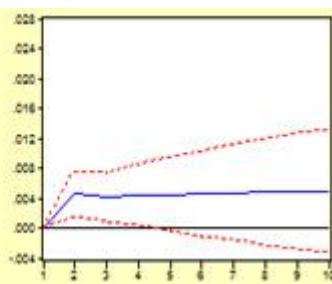


图7 DYQ对MDY的响应

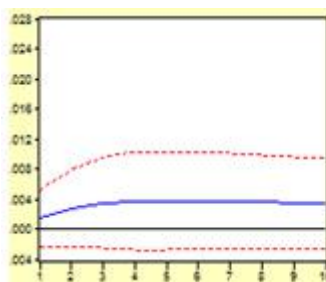


图8 MDY对DYX的响应

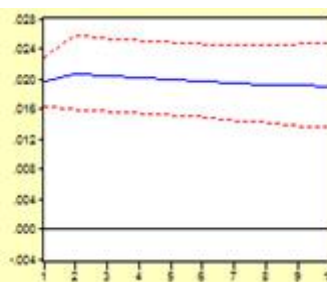


图9 MDY对DYQ的响应

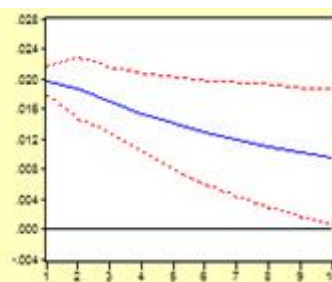


图10 MDY对MDY的响应

由图2-图4,国内豆油现货价格对其自身的影响冲击最大,当期便产生较强影响。国内豆油期货价格的一个标准差冲击使现货价格稳步上升。而对来自美国豆油期货价格的冲击,现货价格出现短暂的负相关随后缓慢增加。

由图5-图7,国内豆油期货价格也对其自身的影响冲击的反应最强烈,对来自国内现货价格的冲击及来自美国豆油期货价格的冲击影响较弱,说明导致DYQ价格波动影响最大的因素为其自身。

由图8-图9,国内豆油期货价格对美国豆油期货价格的冲击作用比豆油现货价格对美国豆油期货价格的冲击作用要明显,美国豆油期货价格对其自身的冲击使期货价格立即波动至较高水平随后呈下降趋势。

综合以上结论,在国内市场上,豆油期货价格对豆油现货价格影响比较大,豆油期货市场占主导地位。在国际市场上,随着我国期货价格发现功能的不断完善,我国期货价格的波动已经能够对美国豆油期货价格产生较大的影响。

3.7 方差分解

脉冲响应函数是分析单个变量对系统的冲击,而方差分解则是通过将系统的误差分解为各个变量冲击的贡献。所以继续从动态角度进一步研究DYQ、DYX和MDY三者间的跨期作用。

表7 方差分解结果

| 滞后期 | DYX | | | DYQ | | | MDY | | |
|-----|--------|------|------|------|-------|------|------|-------|-------|
| | DYX | DYQ | MDY | DYX | DYQ | MDY | DYX | DYQ | MDY |
| 1 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | 1.56 | 98.44 | 0.00 | 0.24 | 50.57 | 49.18 |
| 2 | 99.68 | 0.16 | 0.16 | 1.71 | 96.04 | 2.25 | 0.62 | 53.32 | 46.06 |
| 3 | 99.31 | 0.56 | 0.14 | 1.91 | 95.20 | 2.89 | 0.94 | 55.07 | 43.99 |
| 4 | 98.65 | 1.25 | 0.09 | 2.03 | 94.50 | 3.47 | 1.22 | 56.61 | 42.17 |
| 5 | 97.68 | 2.25 | 0.07 | 2.10 | 93.94 | 3.96 | 1.45 | 58.02 | 40.53 |
| 6 | 96.7 | 3.54 | 0.09 | 2.14 | 93.45 | 4.41 | 1.64 | 59.33 | 39.03 |

| | | | | | | | | | |
|----|-------|-------|------|------|-------|------|------|-------|-------|
| 7 | 94.75 | 5.09 | 0.16 | 2.15 | 93.01 | 4.83 | 1.81 | 60.55 | 37.64 |
| 8 | 92.85 | 6.88 | 0.27 | 2.15 | 92.62 | 5.22 | 1.96 | 61.69 | 36.36 |
| 9 | 90.71 | 8.86 | 0.43 | 2.15 | 92.26 | 5.59 | 2.09 | 62.76 | 35.15 |
| 10 | 88.37 | 11.01 | 0.62 | 2.13 | 91.93 | 5.94 | 2.21 | 63.76 | 34.03 |

由表7结果显示,当滞后期为1时,长期作用于国内豆油现货价格变动部分的方差全部来自于国内豆油现货市场,随着滞后期的增加,来自于自身市场的部分下降为88.37%,而来自于国内豆油期货市场的部分上升至11.01%,来自于美国豆油期货市场的部分则仅为0.62%。对于国内豆油期货价格,滞后期为1时,方差有98.44%来自于其自身市场,随着滞后期增加至第10期时,总方差对来自自身市场的部分降至91.93%,而对来自于国内现货市场和美国豆油期货市场的部分分别升至2.13%和5.94%,这说明对于国内豆油期货市场,其自身在价格发现功能中处于主导地位。对美国豆油期货价格变动长期作用部分的方差,其自身市场部分由49.18%降至趋于34.03%,来自于国内豆油期货市场和国内豆油现货市场的部分分别由50.57%升至63.76%和0.24%升至2.21%,说明我国豆油期货价格对美国豆油期货价格的引导作用较明显。

由三个市场的方差分解结果,在国内豆油期现货市场上,在市场信息份额达到稳定状态时,现货市场总方差来自于自身部分占主导地位,而豆油期货市场引导作用大于现货市场。而在国际市场上,我国期货价格能有效长期引导美国豆油期货价格,与脉冲响应函数的分析结果基本吻合。

4 结论及建议

4.1 结论

本文通过Johanson协整检验,Granger因果分析,建立VAR模型,脉冲响应分析以及方差分解等方法,对中美豆油期货价格及国内豆油现货价格三个时间序列进行实证分析,结果显示:

通过Johanson协整检验发现国内豆油期货价格、国内豆油现货价格和美国豆油期货价格三者之间保持着长期均衡关系,说明我国期货市场的资源配置效率较高,价格自我约束机制较完善。由Granger因果检验显示,国内豆油现货价格与国内豆油期货价格为双向因果关系。从脉冲响应函数来看,国内市场豆油期现货价格对自身的一个标准差新息立刻有明显波动,此外期货价格的新息对现货价格的影响更大。从方差分解检验来看,在滞后期为10时,对于国内豆油现货价格,期货价格信息份额为11.01%。而对于国内豆油期货价格,现货价格信息份额为2.13%。由此可知虽然两个市场价格存在双向引导关系,但期货价格的引导作用更大,在国内豆油市场中期货价格起主导作用。这说明可以通过豆油期货价格预测现货价格,国内豆油期货市场作为现货市场的有效补充。

对于国内市场与美国期货市场的联系,在期货市场之间,我国期货市场作为新兴市场,随着发展环境得到不断优化,期货市场的功能不断得到体现,市场效率的增强,我国豆油期货价格的趋势波动对美国CBOT豆油期货市场产生影响越来越大,说明我国豆油期货市场发现功能正逐步增强。对于国内豆油现货市场来说,虽然美国CBOT豆油期货价格与其具有单项引导作用,但由脉冲响应函数显示其影响力比较微弱。

4.2 建议

4.2.1 培育机构投资者,提升国际竞争力

为了实现我国豆油期货市场在国际市场上竞争力和影响力的提升,机构投资者的培育和健康发展必不可少。我国目前以豆油期货为代表的期货市场中机构投资者所占比例较低,而中小投资者占比过大,中小投资者与机构投资者比例严重失衡。机构投资者的加入有利于稳定市场价格,使外部价格不

会轻易受到冲击,有助于提高市场的规范程度及理性投资、提高效率,有助于期货市场功能的发挥。

4.2.2 完善期货法律法规,加大期货市场开放力度

我国目前期货相关法规条文对境外期货交易限制较多,我国应根据形式对相关法规进行完善和改进,从而提高我国期货市场的开放程度,加强我国豆油期货市场的影响力,提高我国在国际期货市场上的地位,为我国经济转型提供保障。

4.2.3 加大农业信息化建设

我国农业市场信息流通较差,农民在交易市场中处于弱势地位。对市场信息的了解程度是农民在市场机制下实现农业发展、农村进步以及农民增收的关键。我国应对全国豆类产品的生产加工信息统计和发布流通环节进行整合,在全国形成规模统一的信息收集、整理和发布平台,形成期现一体化程度较高的信息服务体系,并对期货进行普及教育,鼓励更多的农民及农业企业参与进期货市场进行套期保值,规避价格风险。

参考文献:

- [1]Fortenbery,T.R.and H.O.Zapata. “ An Examination of Co-integration Relations Between Futures and Local Grain Markets” .The Journal of Futures Markets , 1993 ,(13).
- [2]Holder,M.,Pace,R.D. and Tomas , M.J. , Complements or substitutes? Equivalent futures market the case of corn and soybean futures on U.S. and Japaneseexchanges. Journal Of Futures Markets , Vol.4,No.22,2002.
- [3] 赵斌斌,周欣,刘钟钦等.国内外豆油期货市场价格关系研究[J].安徽农业科学,2008,36(27):12034-12035.
- [4]王骏,刘亚清.中美豆油期现货市场国际关联性及动态预测研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2008,8(5):31-35.
- [5]陈雨生,乔娟,赵荣等.中国豆油期货市场功能的实证分析[J].技术经济,2008,27(4):79-84.
- [6]王百超,逯宇铎,乔美娥等.我国豆油期货与现货价格协整关系分析[J].经济纵横,2012,(1):92-95.
- [7]夏天,程细玉.国内外期货价格与国产现货价格动态关系的研究——基于 DCE 和 CBOT 大豆期货市场与国产大豆市场的实证分析[J]. 金融研究, 2006(2).

金融服务多元化对商业银行稳健性的影响

万琳

摘要：本文选取我国5家大型商业银行和15家中小型商业银行2005年至2015的数据为样本，考察我国商业银行金融服务多元化业务对其稳健性的影响。研究表明，从整体上来看，金融服务多元化能显著提高银行的稳健性水平，但进一步分组发现不同类型的银行之间存在差异。大型商业银行通过开展多元化业务有效提高银行稳健性，而金融服务多元化对中小银行稳健性的作用不明显。根据研究结论，本文提出如下建议：宏观上，我国应完善多元化业务监管法律法规，并在政策上予以支持；微观上，我国大型商业银行应开展多元化业务，而中小型商业银行更适合发展自身优势业务，此外，银行应重视人力资源以及技术革新。

关键词：金融服务多元化；银行稳健性；银行风险

1 引言

随着金融全球化、信息化的发展，全球金融市场迎来一波创新热潮，技术革新为金融创新提供了硬件支持。在我国市场存款利率放开，支付宝等第三方支付平台崛起的市场变化下，我国商业银行面临着来自国内、国外激烈的竞争压力以及市场环境的快速变化。为了应对单一存贷业务收益的不断下降，实现利润最大化，我国商业银行亟待转变盈利模式，实行多元化业务发展模式。商业银行金融服务多元化的发展，一方面，改善了银行单一的收入渠道，并在一定程度上利于存贷业务风险分散；另一方面，商业银行的多元化经营对银行的风险管理提出更高的要求，对于我国大部门银行来说，风险管理仍较为薄弱，业务的扩张可能造成银行稳健经营的不确定性。从2008年的金融危机得到启示，商业银行作为我国金融体系的核心，稳健经营不仅决定了其是否能持续发展，甚至关系到整个国家、乃至整个世界的经济发展。

2 文献综述

关于金融服务多元化与商业银行稳健性的研究，对此学术界分为两个观点。一些国外学者支持金融服务多元化，认为其有利于降低风险，保证银行的稳健经营。如Rosie, Christos等(2003)^[1]、Chiorazzo (2008)^[2]研究表明开展多元化服务，不仅提高了银行收益，而且有利于银行稳定。Chien-Chiang Lee, Shih-Jui Yang, Chi-Hung Chang (2014)^[3]研究发现非利息收入可以有效地分散银行风险。国内学

者如张羽、李黎（2010）^[4]、刘孟飞、张晓岚（2012）^[5]发现多元化能有效降低银行风险。

另一些学者的研究成果表明金融服务多元化不利于银行风险的分散。如 Steve Mercieca, Klaus Schaeck, Simon Wolfe（2007）^[6]、Laetitia 等（2008）^[7]研究结果表明收入结构多样化并不能有效地降低和分散风险。Darren Filson, Saman Olfati（2014）^[8]研究了金融服务现代法案颁布后银行多元化服务与银行风险的关系，发现银行多元化程度的增加了银行风险。魏成龙、刘建莉（2007）^[9]，周开国、李琳（2011）^[10]的研究结果表明，我国商业银行的金融服务多元化并不能有效提高银行稳健性，甚至会增大银行经营风险。张晓玫和毛亚琪（2014）^[11]考察发现非利息收入业务能降低银行的系统性风险。

总体来说，国外学者的研究成果对于西方国家商业银行来说具有一定的指导意义，但由于我国的经济制度、市场环境、法律法规等方面与西方国家相比，存在较大的差异，我国关于金融服务多元化对商业银行稳健性影响的研究虽然能提供一定的参考建议，但还存在一些不足之处，归纳起来有以下二点：第一，从金融服务多元化角度分析商业银行稳健性的研究，大都从风险指标的角度考察，较少分析商业银行稳健性指标；第二，利用稳健性指标研究的文献大都集中于非利息收入单个因素，未考虑到金融多元化的综合影响。因此，本文考察金融服务多元化对商业银行稳健性的影响具有一定的意义。

3 我国商业银行稳健性测度

本文借鉴张亦春、彭红^[12]的方法构建我国商业银行稳健性测度，基于已有研究成果将稳健性划分为安全、正常、关注和危险四个等级，采用伍志文（2002）、谭晓（2011）的映射法合成衡量银行稳健性的 BIS 指标，指标数值越低，意味着商业银行的稳健性水平越高。具体划分标准如表格 1 所示。

表 1 我国商业银行指标体系划分及相应临界值

| 稳健性程度 | 安全 | 正常 | 关注 | 危险 |
|----------|-----------|------------|------------|-----------|
| 指标映射值区间 | [0, 20] | (20, 50] | (50, 80] | (80, 100] |
| 不良贷款率 | [0, 1] | (1, 5] | (5, 10] | (10, 100] |
| 拨备覆盖率 | [150, +∞) | (100, 150] | [80, 100) | [0, 80) |
| 总资本充足率 | [12, 100] | (8, 12] | [4, 8) | [0, 4) |
| 核心资本充足率 | [6, 100] | [4, 6) | [2, 4) | [0, 2) |
| 平均总资本收益率 | [0.6, +∞) | [0.4, 0.6) | [0.2, 0.4) | (-∞, 0.2) |
| 平均权益收益率 | [15, +∞) | [10, 15) | [5, 10) | (-∞, 5) |
| 存贷比 | [0, 50] | (50, 75] | (75, 85] | (85, 100] |

注：临界值的划分均参考已有的研究成果。

根据上述方法，本文对 5 家大型商业银行和 15 家中小型商业银行 2005 年至 2015 年七个指标的数

性的差异,其中大型商业银行相应的稳健性指标趋势如图1所示。中小型商业银行稳健性指标趋势如图2所示。

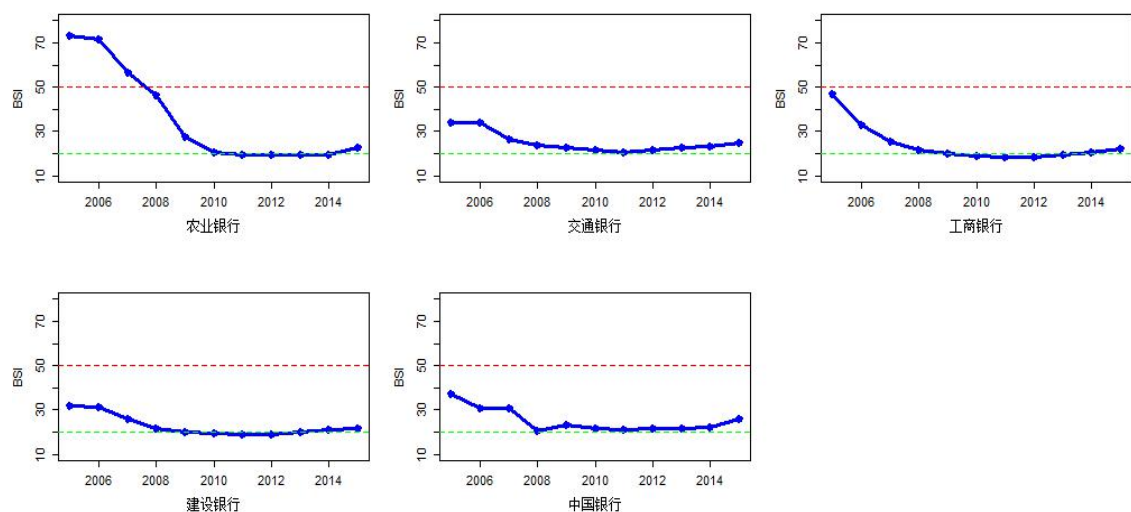


图1 我国大型商业银行稳健性指标

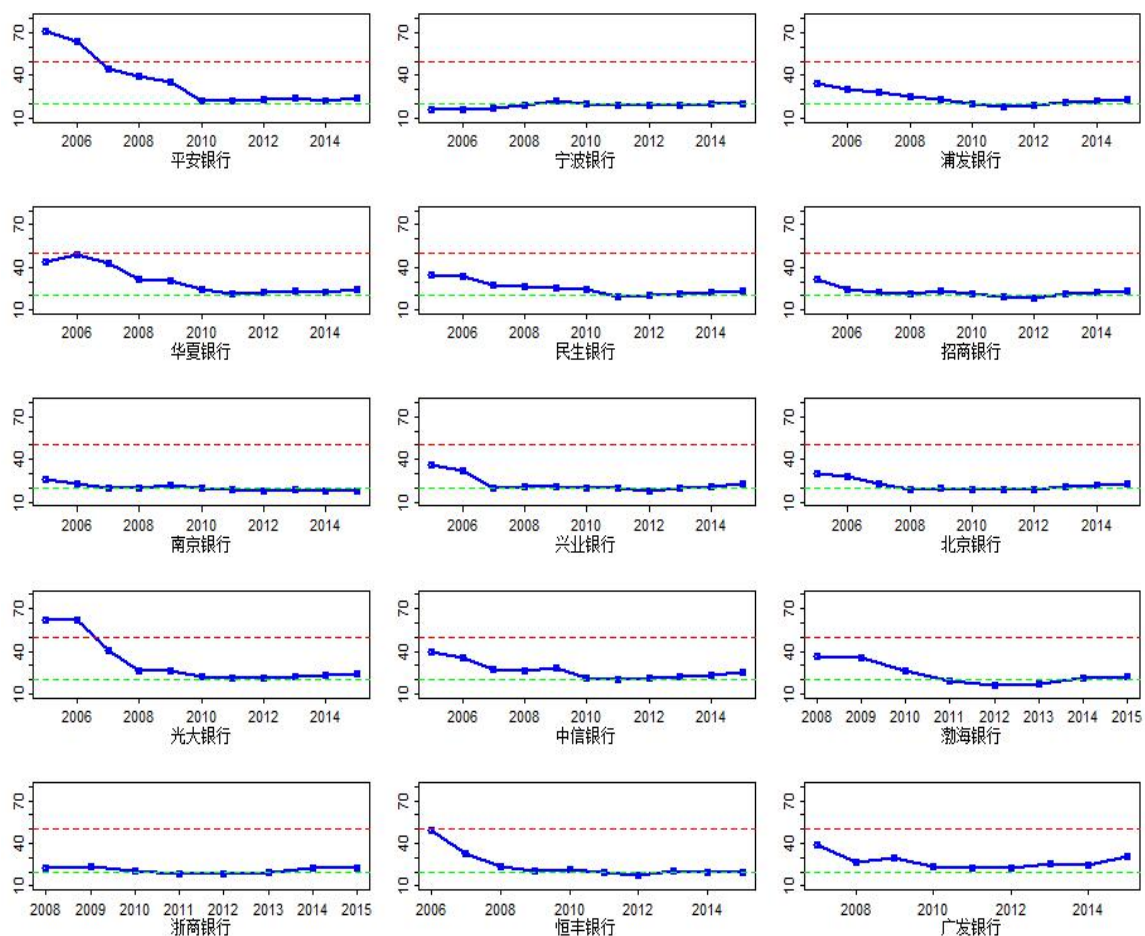


图2 我国中小型商业银行稳健性指标

从图1和图2中可以发现,农业银行、平安银行和光大银行在2005年和2006年出现了明显的不稳健的现象,随着时间的推移,这些银行的稳健性水平稳步提升,处于安全与正常区间。另外,从表格2中,我们发现从整体稳健性水平上来看,自2005年起,其指标值逐年降低,意味着我国商业银行的稳健性水平逐年提高,原因可能是自2004年以来我国商业银行的市场化改革,尤其是将大型商业银行不良贷款转移给资产管理公司,使得整体的不良贷款率大幅度下降。2013年开始我国商业银行的稳健性呈现出逐渐下降的趋势,主要是由于近年来,互联网金融的崛起和利率市场化进程的加快,导致我国商业银行的不良贷款率有所上升,收益收到一定程度的冲击。

表2 稳健性指标 BIS 描述性统计

| | 商业银行 | | 大型商业银行 | | 中小型商业银行 | |
|------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|
| | 平均值 | 标准差 | 平均值 | 标准差 | 平均值 | 标准差 |
| 2005 | 40.44 | 15.83 | 44.60 | 16.83 | 38.55 | 15.82 |
| 2006 | 38.08 | 15.54 | 39.99 | 17.57 | 37.28 | 15.38 |
| 2007 | 30.60 | 10.45 | 33.07 | 13.40 | 29.65 | 9.56 |
| 2008 | 25.96 | 7.23 | 26.80 | 10.86 | 25.68 | 6.07 |
| 2009 | 24.96 | 4.84 | 22.62 | 3.09 | 25.74 | 5.15 |
| 2010 | 21.41 | 2.12 | 20.50 | 1.29 | 21.71 | 2.29 |
| 2011 | 19.95 | 1.38 | 19.81 | 1.12 | 20.00 | 1.50 |
| 2012 | 19.80 | 1.85 | 19.93 | 1.43 | 19.75 | 2.02 |
| 2013 | 21.10 | 2.07 | 20.50 | 1.43 | 21.30 | 2.25 |
| 2014 | 21.63 | 1.71 | 21.20 | 1.48 | 21.77 | 1.80 |
| 2015 | 23.34 | 2.64 | 23.43 | 1.99 | 23.31 | 2.89 |

4 实证研究设计

4.1 数据和变量的选取

本文选取5家大型商业银行和15家中小型商业银行2005年至2015年的数据为样本。结合相关理论模型和现有文献,本文将赫芬达尔指数作为测度商业银行多元化的指标,其具体计算公式为 $DI\dot{V} = 1 - (NON^2 + NII^2)$,并选取了商业银行的资产结构(LR)、总资产对数(LnAsset)、股东权益比例(ER)及国内生产总值对数(LnGDP)作为控制变量。具体变量含义如表格3所示。

表3 变量名称、符号及定义

| | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------|---------|-----------|------------|
| 被解释变量 | 稳健性指标 | BIS | 反映银行的稳健性程度 |
| 解释变量 | 金融多元化指标 | DI\dot{V} | 反映银行的多元化程度 |
| | 资产结构 | LR | 净贷款/总资产 |
| 控制变量 | 总资产对数 | LnAsset | 银行总资产对数 |

| | | |
|--------|-------|-----------|
| 权益比率 | ER | 所有者权益/总资产 |
| 国内生产总值 | LnGDP | GDP 对数 |

4.2 模型的设定

本文主要研究金融服务多元化对我国商业银行稳健性的影响,基于上述的理论分析,借鉴 DeYoung and Rice (2004), Stiroh and Rumble (2006), Kohler (2012) 等人的相关研究,构建面板回归模型分析多元化指数、总资产对数、权益比率、国内生产总值对银行稳健性指数的影响。具体模型如下:

$$BIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIV_{it} + \beta_2 LR_{it} + \beta_3 LnAsset_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \mu_{it}$$

为进一步确定具体的模型,本文运用 R 软件对全样本和两个样本组分别进行了豪斯曼检验,结果如表格 4 所示。

表 4 豪斯曼检验结果

| 类型 | 商业银行 | 大型商业银行 | 中小型商业银行 |
|-----------|--------|--------|---------|
| Prob. | 0.1729 | 0.1339 | 0.0000 |
| 固定效应或随机效应 | 随机效应模型 | 随机效应模型 | 固定效应模型 |

4.3 实证结果

根据表格 4 的模型,本文采用 R 软件对我国商业银行金融服务多元化和其稳健性进行了面板数据回归,得到回归结果如表格 5 所示。

表 5 回归结果

| 变量 | BIS | | |
|---------|---------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| | 商业银行 | 大型商业银行 | 中小型商业银行 |
| DIV | 22.8151*** (7.3072) | 39.4530** (2.7129) | 6.5650 (1.0772) |
| LR | 0.2840 (4.7917) | 0.6480 (2.1342) | 0.4648*** (6.4594) |
| LnAsset | -0.4174*** (-1.1751) | 1.83250* (0.7830) | -2.0722*** (-3.4128) |
| ER | -1.8116*** (-9.0561) | -1.6459*** (-5.3435) | -2.0353*** (-7.2000) |
| LnGDP | -11.5093*** (2.049) | -20.03291*** (-5.7662) | - - |
| R-sq | 0.5625 | 0.7127 | 0.3985 |

从表格 5 我们发现,对于我国商业银行而言,金融服务多元化与银行稳健性成正相关关系,表明随着金融服务多元化程度的提高,商业银行的稳健性水平也随之提高,多元化能有效降低银行风险。从两个样本组的回归结果来看,大型商业银行呈现出显著的正相关关系,说明大型商业银行开展金融

服务多元化能有效提高自身的稳健性水平;中小型商业银行却不显著,相较于大型商业银行而言,其稳健性更易受到贷款占比的影响。原因可能是大型商业银行在客户结构、配套设备、网店覆盖、员工质量等方面优于中小型商业银行,通过利用现有丰富的资源开展金融服务多元化从某种程度上来说能充分实现协同效应和范围经济,有效地分散风险。

5 结论与建议

无论是实力雄厚的大型商业银行还是处于快速发展的中小型商业银行,已经意识到金融服务多元化的重要性,并且愈来愈重视非利息收入业务的发展。但由于不同类型银行有不同的特点,在考虑开展多元化金融服务时,要充分结合自身情况,不能一味追求多元化。本文根据上述的实证分析结论,针对我国不同商业银行金融多元化的开展,从宏观和微观两个层面提出相应的建议。

宏观上有两点建议,具体如下:第一,完善多元化业务监管法律法规。健全的法律法规是商业银行稳健发展的政策保障,由于我国的银行实行分业经营,相对于西方国家,我国的多元化业务并没有完善的法律体系。第二,在政策上鼓励银行开展多元化业务。实证发现,从我国商业银行整体来看,金融服务多元化程度的提高有利于银行的稳健经营,尤其是对大型商业银行来说,因此,我国银行业监管者可以逐步放宽限制,推出相应地支持型政策,引导银行向多元化业务方向健康发展。

微观上有二点建议,具体如下:第一,走差异化发展道路。对于大中型商业银行来说,其网点规模、配套设备以及人员质量等都明显优于中小型商业银行,开展多元化业务能显著分散风险,提高银行的稳健性。中小型商业银行的优势在于其规模小,有利于快速的转变结构,但这需要在全面考察自身实际情况的基础上,选择适合自己的发展方式,多元化未必是最好的选择,集中优势业务可能会更有助于未来的发展。第二,引进优秀人才并加大技术投入。无论是对大型商业银行来说,还是中小型商业银行来说,人才和技术是决定自身发展的关键因素。在人力投入方面,根据自身业务的发展需要,引进计算机网络、金融工程方面的高级技术人才和战略管理的高级管理人才,此外,应重视员工培训,提高员工的专业技能。在技术方面,主要是充分利用互联网平台,提高电子化程度,并加强网络交易的安全和提高业务运行效率。

参考文献

- [1] Rosie Smith Christos Staikouras and Geoffrey Wood. Non-interest income and total income stability . Working Paper no.198, Bank of England 2003, ISSN 1368-5562.
- [2] Vincenzo Chiorazzo & Carlo Milani & Francesca Salvini. Income Diversification and Bank Performance: Evidence from Italian Banks [J]. Journal of Financial Services and Reserch, 2008, 33(3):181-203.
- [3] Chien-Chiang Lee, Shih-Jui Yang, Chi-Huang Chang. Non-interest Income, Profitability, and Risk in Banking Industry: A Cross-Country Analysis[J].North American Journal of Economics and Finance 2014(27):48-67.
- [4]张羽,李黎. 非利息收入有利于降低银行风险吗?——基于中国银行业的数据[J].南开经济研究,2010 (04):69-91.
- [5]刘孟飞,张晓岚,张超. 我国商业银行业务多元化、经营绩效与风险相关性研究[J]. 国际金融研究,2012(08):59-69.
- [6] Steve Mercieca, Klaus Schaeck, Simon Wolfe. Small European banks: Benefits from diversification” [J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(7):1975 - 1998.

- [7] Laetitia Lepetit, Emmanuelle Nys, Philippe Rous, Amine Tarazi. Bank Income Structure and. Risk: An Empirical Analysis of European Banks[J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32(8):1452-1467.
- [8] Darren filson, saman olfati. the impacts of granim-leach-bliley bank diversification on value and risk?[J] Journal of Banking & Finance 2014, 41:209-221.
- [9] 魏成龙,刘建莉. 我国商业银行的多元化经营分析[J].中国工业经济,2007(12):85-93.
- [10] 周开国,李琳. 中国商业银行收入结构多元化对银行风险的影响[J].国际金融研究,2011(5):57-66.
- [11] 张晓玫,毛亚琪. 我国上市商业银行系统性风险与非利息收入研究——基于 LRMES 方法的创新探讨[J].国际金融研究,2014(11):23-35.
- [12] 张亦春,彭江. 影子银行对商业银行稳健性和经济增长的影响——基于面板 VAR 模型的动态分析[J]. 投资研究,2014,05:22-33.

财政货币政策对内需结构的影响机制及效应

——基于 DAG 的应用分析

熊志发

摘要: 本文运用 2001 年至 2015 年的季度数据构建了结构向量自回归 (SVAR) 模型并结合有向无环图 (DAG) 研究了我国财政货币政策对内需结构影响的机制与效应。研究表明, 财政政策主要通过“税收机制”影响内需结构, 且方差分解结果表明, 个人所得税只在长期对内需结构有较大影响, 短期对内需结构几乎没影响; 而消费税和企业所得税无论是长期还是短期都有一定影响。与此同时, 货币政策主要通过“信贷机制”影响内需结构, 其方差分解结果表明, 货币供给量只在长期对内需结构有影响; 而贷款无论是长期还是短期都有较大影响。基于以上结论, 本文从政府、央行和财政货币政策协调配合角度提出相关政策建议。

关键词: 财政货币政策; 内需结构; DAG

1 引言

自 2010 以年, 我国经济增长持续下滑, 季度同比增长率从 2010 年一季度的 11.9% 下降到 2014 年一季度的 7.4%, 在 2016 年一季度同比增长率仅仅 6.7%。究其原因, 在于我国经济结构不合理, 尤其在于内需结构的严重失衡, 经济对于投资的依赖性明显高于其他经济主体。根据 2013 年国家统计局的数据, 我国投资率为 46%, 消费率为 51%。国际上一般发达国家投资率 25%, 消费率为 60%, 其中美国投资率为 20%, 消费率为 68%。从以上数据可以看出, 我国投资率远高于国际发达国家水平, 而消费率明显低于国际平均水平。在这样的背景下, 结合我国经济条件研究财政货币政策对内需结构的影响, 并探讨政策工具的传导途径及其效应具有重要的现实意义, 还可为我国宏观调整政策的合理选择提供一定的理论参考依据。

本文主要分为五部分: 第一部分是引言; 第二部分是理论基础与文献回顾; 第三部分是描述了本文的实证模型与样本数据; 第四部分是本文的实证结果与分析; 第五部分是结论与政策建议。

2 理论基础与文献回顾

目前, 关于财政政策与货币政策对内需结构调整的文献基本上可以分为三类。第一类视角, 强调财政政策对内需的影响。其中, 张斌(2012)和熊必琳、陈蕊(2007)从税收角度调整内需结构; 赵志耘、吕冰洋(2005)和何晓英(2009)从提高投资效率、控制投资规模角度提出政策建议。第二类视角, 强调货币政策对内需的调整。其中, 周英章、蒋振声(2002)和蒋瑛琨、刘艳武、赵振全(2005)认为货币政策通过信贷渠道的作用更大; 而陈飞、高铁梅等人(2002)认为货币政策货币渠道发挥主要作用。第三类视角, 强调财政货币政策对内需结构的影响。其中, 邓子基(2006)和刘伟、苏剑(2014)认为应合理运用财政货币政策的协调配合调整经济结构; 而曾康霖(2001)则认为财政货币政策的效应会相互抵消。

综上所述, 对如何运用财政政策与货币政策改善内需结构的问题上, 众学者比较认同的是, 财政

政策对内需结构的影响占主导地位,但绝对不能忽视货币政策的作用,由于货币政策会影响财政政策的效果(刘贵生等,2013),因此应通过财政货币政策的协调配合来解决我国内需结构的失衡。现有文献大多采用VAR模型研究财政货币政策效果,并没有考虑其同期因果关系,并且检验结果比较依赖滞后阶数的选择(杨子晖,2008)。

3 计量方法和数据

3.1 有向无环图分析方法和SVAR

DAG最早由Spirtes et al.(2000)等人提出,是一种基于数据的分析方法,通过对变量扰动项之间的相关系数和偏相关系数进行分析以识别变量间的同期因果关系。该方法用图形的方式来表示变量间同期因果关系的依赖性和指向性,这些图形是由代表变量的节点和连接这些节点所刻画的变量同期因果关系的“有向边”组成。¹DAG形成的图形不会出现有向循环,即从某个变量出发,“有向边”最后回不到初始变量。此外,当我们研究一个变量对另一个变量的单向影响时,要避免双向关系的存在,此时我们应该对变量采取扩大样本、施加约束条件或改变算法。

本文采用SVAR模型充分考虑了变量间误差项的同期相关关系,克服了传统VAR的缺陷。一个具有k个变量p阶滞后的SVAR模型可以表示为:

$$Ay_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

其中A为(k×k)维同期结构系数矩阵; y_t 为t期(k×1)维向量; A_i 为(k×k)维滞后i期结构系数矩阵; μ_t 为结构式的残差项,是一个(k×1)维白噪声向量; A_0 为常数项。

对(1)两边同时乘以 A^{-1} ,上式可简化为:

$$y_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 B_0 为常数项; $B_i = A^{-1} \times A_i$ 是(k×k)维系数矩阵; ε_t (k×1)维随机扰动向量,是一种复合冲击,且 $\mu_t = A \times \varepsilon_t$ 。

在进行实证分析时,运用SVAR的关键在于对矩阵A施加约束。对一个具有k个变量滞后p阶的SVAR模型而言,识别结构冲击需要对矩阵A施加 $k \times (k-1)/2$ 个约束条件。

3.2 变量选择及数据来源

本文的样本区间为2001年至2015年,各变量均为季度数据,数据来源于中经网以及各期《中国统计年鉴》;各名义数据均由居民消费价格指数CPI转化为实际数据。由于CPI数据存在缺失,本文参照吕介民(2012)的方法利用我国公布的居民消费价格的同比和环比数据将数据补齐。同时,考虑到季度数据可能存在强烈的季度因素,各序列均通过X12的方法进行季节调整,并对某些变量进行对数变换。

综合国内外学者关于内需结构的研究,本文以社会零售消费总额XF作为消费代表变量,以固定资产投资完成额TZ作为投资代表变量,同时将两者之间比值作为衡量内需结构NXJG的代表变量;以M1作为货币供给代表变量,以金融机构各项贷款余额DK作为货币政策传导的“信贷路径”的代表变

¹胡援成,张朝洋.美元贬值对中国通货膨胀的影响:传导途径及其效应[J].经济研究,2012,04:101-112+123

量;本文选用财政支出总额 CZZC 作为财政政策“支出路径”代表变量,并以消费税 XFS、增值税 ZZS、个人所得税 GRS、企业所得税 QYS 以及城镇居民可支配收入 JMSR 作为财政政策“税收路径”代表变量。

4 实证结果与分析

4.1 单位根检验

在进行 SVAR 模型估计前,需要考虑各变量的平稳性及单整阶数,因此本文运用 ADF 对各变量进行了单位根检验。根据表 1 的结果显示,除了 NXJG 外所有变量的水平值的检验结果不能拒绝原假设;而对各个变量作一阶差分后,检验结果则显著拒绝原假设,即各变量一阶差分后的序列式平稳的。因此,我们可断定各变量为一阶单整平稳。

表 1 单位根检验

| 变量 | ADF 检验统计量 | 对应的 P 值 | 5%显著水平下临界值 |
|----------|-----------|---------|------------|
| NXJG*** | -3.598 | 0.009 | -2.912 |
| DNXJG*** | -11.202 | 0.000 | -2.911 |
| M1 | -1.089 | 0.714 | -2.916 |
| DM1* | -2.896 | 0.052 | -2.916 |
| DK | -0.198 | 0.933 | -2.911 |
| DDK** | -3.193 | 0.026 | -2.916 |
| CZZC | -0.840 | 0.800 | -2.913 |
| DCZZC** | -10.646 | 0.000 | -2.912 |
| XFS | 0.607 | 0.989 | -2.911 |
| DXFS*** | -7.343 | 0.000 | -2.912 |
| ZZS | 0.319 | 0.977 | -2.912 |
| DZZS*** | -10.36 | 0.000 | -2.911 |
| GRS | 1.186 | 0.998 | -2.911 |
| DGRS*** | -8.763 | 0.000 | -2.912 |
| QYS | 2.627 | 1.000 | -2.914 |
| DQYS*** | -7.785 | 0.000 | -2.914 |
| JMSR | 3.724 | 1.000 | -2.912 |
| DJMSR*** | -9.392 | 0.000 | -2.912 |

注:1.变量前加 D 表示对变量做一阶差分。

2.检验形式值包括了常数项。

4.2 协整检验

对在各变量进行单位根检验后,本文还需要进行 Johansen 协整检验以考察各非平稳变量之间是否存在协整关系。由表 2 的结果显示,在 5%的置信水平下,各变量间存在协整关系。基于此,本文可以构建 SVAR 模型。

表2 Johansen 协整检验

| 协整 向量数目 | 特征值 | 迹检验 统计量 | 对应 P 值 | 最大特征值 统计量 | 对应 P 值 |
|------------|-------|------------|-----------|--------------|-----------|
| 0 | 0.806 | 381.48 | 0.000 | 95.18 | 0.000 |
| 最多 1 个 | 0.769 | 286.30 | 0.000 | 85.05 | 0.000 |
| 最多 2 个 | 0.698 | 201.25 | 0.000 | 69.52 | 0.000 |
| 最多 3 个 | 0.530 | 131.73 | 0.000 | 43.84 | 0.018 |
| 最多 4 个 | 0.500 | 87.88 | 0.001 | 40.26 | 0.008 |
| 最多 5 个 | 0.328 | 47.62 | 0.053 | 23.05 | 0.172 |
| 最多 6 个 | 0.206 | 24.58 | 0.177 | 13.40 | 0.416 |
| | 0.165 | 11.18 | 0.201 | 10.49 | 0.182 |
| 最多 7 个 | | | | | |

注：1.检验形式是原序列存在线性趋势且协整方程带有截距项。

2.最优滞后阶数的选择基于 SC 信息准则。

4.3 DAG 和 SVAR 分析

4.3.1 货币政策对内需结构的影响研究

通过各变量进行 VAR 模型，我们可以得到各变量间“扰动项相关系数矩阵”：

$$A = \begin{vmatrix} a_{21} & 1 & a_{23} \end{vmatrix}$$

然后以系数矩阵 A 为出发点，对变量间同期因果关系进行 DAG 分析。本文借助软件 TetradII 直接使用 Spirtes et al. (2000)提出的 PC 算法得到最终的 DAG 分析图。图 1 为货币政策对内需结构影响的 DAG 图。

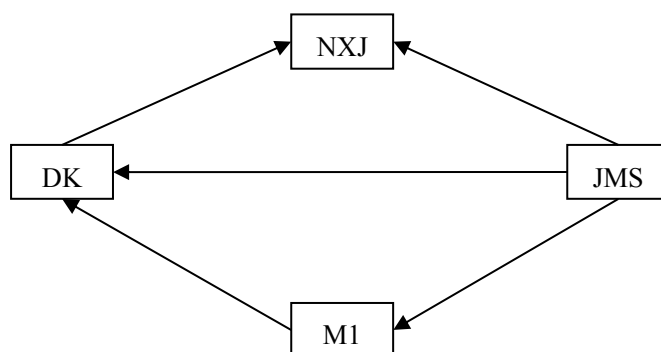


图1 货币政策的 DAG 分析

从图 1 结果看，M1、JMSR、DK 和 NXJG 四者的因果关系为：JMSR→M1→DK→NXJG，即存在着居民收入到货币供应量、贷款及内需结构的因果关系。基于 DAG 的分析结果，本文建立 SVAR 模型并展开方差分解，从而进一步分析 M1、JMSR、DK 及 NXJG 之间的关系。预测的方差分解的结果如

下表所示：

表 3 基于 DAG 的预测方差分解

| 预测期 (季度) | NXJG | DK | M1 | JMSR | 预测期 (季度) | NXJG | DK | M1 | JMSR |
|-------------|-----------|-------|-------|------|-------------|--------------|-------|-------|-------|
| | 内需结构的方差分解 | | | | | 贷款的方差分解 | | | |
| 1 | 95.54 | 4.40 | 0.06 | 0 | 1 | 0 | 100 | 0 | 0 |
| 4 | 81.70 | 15.48 | 1.37 | 1.45 | 4 | 0.09 | 68.76 | 27.36 | 3.79 |
| 8 | 68.99 | 21.70 | 7.34 | 1.98 | 8 | 0.95 | 55.21 | 38.08 | 5.76 |
| 12 | 61.60 | 23.81 | 12.38 | 2.21 | 12 | 1.82 | 49.77 | 42.48 | 5.93 |
| 20 | 53.90 | 25.41 | 18.32 | 2.36 | 20 | 2.70 | 44.98 | 46.57 | 5.75 |
| | M1 的方差分解 | | | | | 居民可支配收入的方差分解 | | | |
| 1 | 0 | 2.39 | 97.61 | 0 | 1 | 0.27 | 0.54 | 2.7 | 96.50 |
| 4 | 1.77 | 32.29 | 64.25 | 1.69 | 4 | 3.64 | 1.25 | 3.79 | 91.33 |
| 8 | 1.31 | 34.35 | 63.24 | 1.08 | 8 | 6.80 | 2.88 | 2.75 | 87.57 |
| 12 | 1.23 | 35.24 | 62.68 | 0.85 | 12 | 8.45 | 6.34 | 4.54 | 80.66 |
| 20 | 1.23 | 36.06 | 62.10 | 0.61 | 20 | 9.15 | 15.11 | 13.79 | 61.95 |

从内需结构方差分解的结果看，从第四季度开始，内需结构的波动有 15.48%可由金融机构各项贷款的冲击解释，而货币供应量的解释力度仅为 1.37%，这表明在短期货币政策主要是通过信贷渠道影响内需结构。随着时间推移，二者的解释力度都逐渐增大，最终金融机构各项贷款对内需结构的解释力度稳定在 25%左右，虽然货币供应量的解释力度也在增大但始终低于金融机构各项贷款，即长期信贷渠道在货币政策传导过程中仍占主导地位。因此，无论在长期还是在短期，货币政策主要传导途径仍然为信贷机制，这与蒋瑛琨等（2005）和杨子晖（2008）等人的研究结果一致。此外，居民可支配收入无论是在短期还是在长期对内需机构波动的解释程度都不高。

根据刘贵生、高士成(2013)的研究，货币政策变量和价格因素会影响财政政策的宏观调控效果。由于本文对名义变量已经过物价指数修正，因此在研究财政政策对内需结构的影响是只需将货币政策代表变量 M1 考虑进来即可。首先对各变量进行 DAG 分析，结果如下图所示：

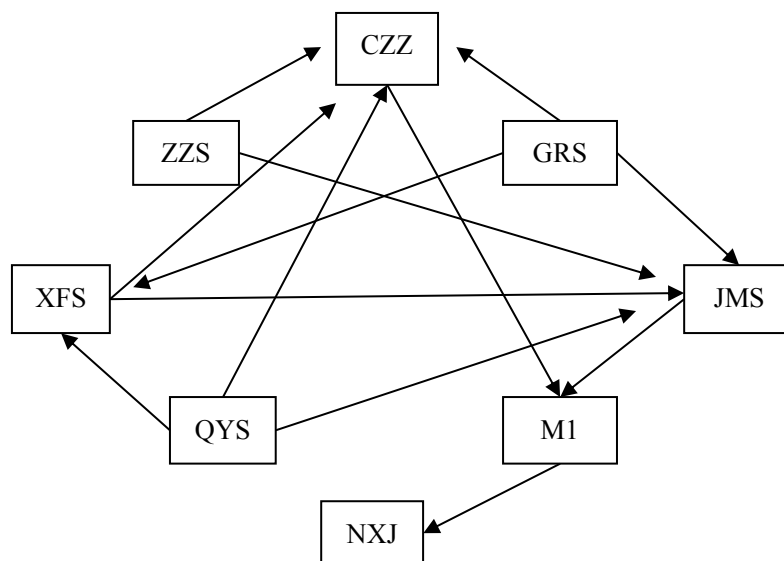


图2 财政政策的 DAG 分析

从图2的结果看,各变量间的因果关系为: XFS、ZZS、QYS、GRS→CZZC→M1→NXJG, XFS、ZZS、QYS、GRS→JMSR→M1→NXJG,即存在着由税收到财政支出、货币供应量及内需结构和由税收到居民收入、货币供应量及内需结构的同期因果关系。从财政政策角度看,财政政策对内需结构的影响途径包括两条,一条是通过财政支出影响货币供应量进而影响内需机构,另一条是通过税收收入影响居民可支配收入进而影响内需结构,这与我们之前讨论的财政政策传导路径一致。在得出各变量同期因果关系,本文建立SVAR模型并展开方差分解,进一步分析各变量之间的关系,方差分解结果如下表所示:

表4 基于 DAG 的预测方差分解

| 预测期 (季度) | NXJG | CZZC | M1 | XFS | ZZS | GRS | QYS | JMSR |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|------|-------|------|------|
| 内需结构 NXJG 的方差分解 | | | | | | | | |
| 1 | 82.22 | 1.58 | 7.17 | 2.18 | 4.32 | 0.20 | 2.33 | 0.00 |
| 4 | 52.21 | 1.38 | 18.60 | 13.69 | 4.52 | 1.60 | 7.09 | 0.92 |
| 8 | 37.17 | 3.96 | 21.44 | 14.75 | 5.52 | 7.04 | 8.99 | 1.14 |
| 12 | 32.14 | 4.30 | 22.38 | 13.68 | 4.81 | 12.04 | 9.45 | 1.19 |
| 20 | 26.52 | 3.88 | 23.35 | 11.67 | 3.99 | 19.13 | 9.27 | 2.20 |
| 财政支出 CZZC 的方差分解 | | | | | | | | |
| 1 | 0 | 100 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 4 | 4.13 | 76.38 | 4.20 | 2.12 | 4.99 | 2.11 | 3.20 | 2.78 |
| 8 | 6.44 | 62.92 | 15.33 | 1.40 | 5.85 | 3.67 | 2.75 | 1.63 |
| 12 | 5.55 | 55.50 | 22.20 | 1.05 | 3.61 | 8.34 | 2.73 | 1.02 |
| 20 | 4.24 | 41.68 | 27.78 | 0.66 | 1.88 | 19.75 | 3.21 | 0.80 |

注: 由于篇幅有限, 本文只取了实证中需要的变量的方差分解结果。

从内需结构方差分解的结果看,从第四季度开始,内需结构波动的18.6%和13.69%可由货币供应量和消费税进行解释,与此同时个人所得税和企业所得税的解释力度较小,其大小分别为1.60%、7.09%。随着时间的推移,货币供应量对内需结构的解释力度稳步增大,最终稳定于23.5%左右,其对内需结构的波动的解释力度最大,说明与财政政策相比,货币政策对内需机构的影响更大。消费税对内需结构的解释力度,最初为2.18在第二年达到最大为14.75%,之后逐渐变小,最终稳定至11.67%,说明消费税对内需结构的影响存在滞后效应,且其滞后期为2年,且无论是在短期还是长期对内需结构都有较大的影响。企业所得税对内需结构的解释度较为稳定,在短期和长期都有一定的影响。个人所得税对内需结构的解释力度增长较快,由第一年的1.6%增长至第二、三年的7.045%、12.04%,并且还在不断增长,在第5年高达19.13%,结果说明个人所得税短期内对内需结构的影响较小,而在长期其对内需结构波动的解释力度较大。至于居民可支配收入和增值税无论在长期还是在短期对内需结构波动的解释力度都较小。

5 结论与政策建议

本文运用DAG方法和SVAR模型研究了财政货币政策对内需结构的影响机制及其效应,研究结果表明,我国货币政策的传导机制主要通过“信贷”机制影响内需结构,且无论在短期还是长期都能够较好地解释内需结构的波动;我国财政政策对内需结构的影响途径主要为“税收机制”中的消费税和个人所得税,但短期对内需结构的影响较小而长期能够较好地解释内需结构的波动。此外,我们还发现无论是财政政策渠道还是货币政策渠道,居民可支配收入都是影响内需结构的关键因素。

基于以上结论,本文的政策建议是:第一,政府要着重于灵活运用税收政策以提高居民可支配收入。具体政策措施为:政府应完善收入分配制度,从财政政策角度看,可以降低个人所得税或提高政府支出中的转移支付以直接提高居民可支配收入;也可降低消费税、企业所得税及增值税间接提高居民可支配收入;第二,中央银行要着重于扩大商业银行信贷规模以发挥好货币政策“信贷机制”传导作用。具体政策措施为:中央银行可适度增加货币供应量以扩大信贷规模,从而增加商业银行贷款规模,商业银行扩大居民贷款限额,从而促进居民贷款消费,进而完善内需结构。第三,政府在长期要重视财政政策,同时加强与人民银行的沟通交流,从而有效发挥财政货币政策的协调配合效应。

参考文献

- [1]周英章,蒋振声. 货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国1993—2001年的实证分析和政策含义[J]. 金融研究,2002,09:34—43.
- [2]赵丽芬,李玉山. 我国财政货币政策作用关系实证研究——基于VAR模型的检验分析[J]. 财经研究,2006,02:42—53.
- [3]杨子晖. 财政政策与货币政策对私人投资的影响研究——基于有向无环图的应用分析[J]. 经济研究,2008,05:81—93.
- [4]方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据[J]. 中国社会科学,2009,02:68—82+205—206.
- [5]李永友. 需求结构失衡的财政因素:一个分析框架[J]. 财贸经济,2010,11:63—70.
- [6]胡援成,张朝洋. 美元贬值对中国通货膨胀的影响:传导途径及其效应[J]. 经济研究,2012,04:101—112+123.
- [7]杨子晖,周天芸,黄新飞. 我国财政赤字是否具有通货膨胀效应——来自有向无环图研究的新证

据[J]. 金融研究,2014,12:55-70.

[8] Beetsma, R. and A. L. Bovenberg, Monetary union without fiscal coordination may discipline policymakers[J]. Journal of International Economics, 1998,45(2): 239-258

[9] Benassy, Jean-Pascal, Fiscal policy and optimal monetary rules in a non-Ricardian economy[J]. Review of Economic Dynamics, 2003(9): 498-512

[10] Johansen, S.2002, “ A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model” , Econometrica 70,1929— 1961.

[11] Spirtes, P., Glymour, C. and Scheines, R., 2000, Causation, Prediction, and Search, MIT Press, Cambridge, MA.

[12] Yang, Jian, Guo, Hui and Wang, Zijun., 2006, “ International Transmission of Inflation among G-7 Countries: A Data-determined VAR Analysis” , Journal of Banking & Finance 30, 2681— 2700.

法 律

略论农产品地理标志的保护

张璐

摘要:随着商品经济的迅速发展,农产品的地理标志保护工作,越来越受到人们的关注。有针对性地适用地理标志制度,运用地理标志保护特色农产品,可以发挥优势农产品在提升农产品附加值和国际市场上的比较优势的重要作用。做好地理标志保护工作不仅可以将地理标志资源优势转化为品牌优势和市场竞争优势,还可以挖掘出更多的地理标志资源,防止造成资源流失。从我国目前对农产品地理标志的保护现状来看,存在着地理标志总量较少,市场知名度偏低,品牌效应重视程度不够,重注册轻使用,地理标志作用有待提升,以及品质管理力度弱,成效不彰等问题。为此,有必要进一步研究对农产品地理标志使用、管理和保护中存在的各种问题,以营造一个对地理标志保护和发展有利社会环境。

关键词: 商标; 地理标志; 农产品保护; 法律对策

农产品地理标志,是指标示农产品来源于特定地域,产品品质和相关特征主要取决于自然生态环境和历史人文因素,并以地域名称冠名的特有农产品标志。从我国目前对农产品地理标志的保护现状来看,存在着地理标志总量较少,市场知名度偏低,品牌效应重视程度不够,重注册轻使用,地理标志作用有待提升,以及品质管理力度弱,成效不彰等问题。为了更好地加强对农产品地理标志的保护,我们认为,应该加强以下几个方面的工作。

1 重构农产品地理标志的管理机制,完善农产品地理标志一体化保护体制

目前,我国对农产品地理标志的进行管理部门,主要有商标总局、质检总局和农业部。这种“三驾马车”,多头管理的现状,一方面使农产品地理标志与商标权发生权利冲突,另一方面也使生产者在面临三种不同有保护方式时,有一种无所适从的尴尬。所以,我们应尽快明确地理标志保护和管理的主管部门,统一归口,理顺关系,分清职责,减少不必要的同质与重复监管环节。

由于现行地理标志商标法律保护体系已有较好的立法基础,因此要在整合与完善现有的商标法体系基础上实现对地理标志的专门保护。对农产品地理标志的保护,主要涉及的法律法规除了《商标法》以外,还有农业部的《农产品地理标志管理办法》和质检部门的《地理标志产品保护规定》。从法律地位上看,《农产品地理标志管理办法》和《地理标志产品保护规定》的位阶,处在《商标法》之下,属于行政规章。但从这两个部门规章规定的内容来看,笔者认为,在对农产品地理标志保护的问题上,应统一立法,将《农产品地理标志管理办法》和《地理标志产品保护规定》中规定的内容,以专门章节的形式,统一地规定在《商标法》的相关内容中。这样,既可以节省立法成本,又可以避免不同法律、法规之间的冲突问题。

2 强化政府和行业组织在农产品地理标志使用管理中的作用

一个完善的农产品地理标志保护体系,不仅要有一部好的法律制度,还要有一套能解决农产品地理标志在使用、管理和发展过程中出现的问题的管理机制,以最大潜力地挖掘地理标志资源,充分发挥每个地理标志的独特优势,最大限度地提升资源和品牌的附加值,提升产业竞争力。为此,科学有效的管理,是解决农产品地理标志产业内部问题的重要手段。

2.1 加强政府对农产品地理标志使用管理的组织引导

现行的农产品地理标志保护机制,具有浓重的公权力色彩。由于农产品地理标志保护受益对象的集体性,决定了农产品地理标志的保护,对特色优势产业的培育,具有重要的意义。所以,政府应对农产品地理标志保护工作,进行适当的组织引导、统筹协调工作,具有一定的必要性。具体来说,包括以下几个方面:

其一,加大对地理标志的宣传力度,扩大农产品地理标志的影响力。提高对农产品地理标志的保护意识,是地方政府扶持当地农业品牌化发展所需采取的基本举措。因此,要综合运用多种手段,发挥各类媒体的宣传及引导作用,充分宣传保护农产品地理标志的重要性,以提高人们的法律意识。具体手段可以包括:一是通过电视、广播、报纸、网站,突出地理标志产品的品牌形象,以强化宣传效果;二是及时向公众发布已获得地理标志保护农产品的相关信息,如农产品的地域范围、获益情况、经济价值等,从而有效调动企业及农户开发、利用农产品地理标志资源的积极性。三是通过弘扬农产品地理标志中蕴涵的传统文化元素,探寻地理标志农产品背后的历史文化内涵,以扩大地理标志农产品的市场影响力。

其二,加大各级政府对地理标志农产品的财政扶持力度。我国目前农产品地理标志保护存在诸多问题中,其中很重要的一个原因,就是缺乏一定的资金。鉴于农产品地理标志的准公共产品属性,各级地方政府有理由也有必要将农产品地理标志保护经费纳入当地农业和农村经济发展规划,安排专项资金宣传和维护农产品的地理标志,以提高对农产品地理标志使用、保护意识和保护水平。

其三,创建有利于农产品地理标志品牌发展的政策环境。各级地方政府部门,应为本地区的农产品地理标志保护,创造一定有利于农产品地理标志产品保护可持续发展的政策环境。截止到目前为止,已有一些地区在这方面作了积极的努力,要求“大力发展中国地理标志,建立地理标志资源储备库,”支持“传统农副土特产品、传统手工艺品、传统品牌产品集中产区的专业管理组织申报地理标志证明商标、集体商标。充分发挥中国地理标志在引领农业结构调整、促进农村特色经济发展、加快农民增收致富方面的重要作用,提升中国地理标志产品品质和品牌价值,鼓励建设通过地理标志认证的农产品生产基地,进一步做大做强农业特色产业。”¹鼓励具有地方特色的农产品申请注册地理标志证明商标或地理标志集体商标,将地理标志商标注册情况设置为对市州领导班子进行考核的指标。²目前,已有内蒙古自治区、新疆维吾尔自治区、河南省、湖北省四个省份(自治区)明确将地理标志商标作为考核指标鼓励申请地理标志商标注册和保护。2012年,江西省出台了《进一步实施商标发展战略的意见》,鼓励和支持农产品地理标志的商标注册。根据《关于进一步实施商标发展战略的意见》的规定,政府应“强化农业品牌意识,推动商标工作向农村延伸,深入发掘地理标志资源,引导农户和农村经济合作组织注册农产品商标、地理标志证明商标或集体商标,发挥农产品和地理标志商标在促进现代农业发展中的重要作用。全力推动一批我省的地理标志、中国驰名商标优质农产品走向国际市”,并规定“以

¹ 参见:河南省人民政府2013年8月29日发布《关于实施商标战略的意见》。

² 参见:湖北省人民政府2013年11月19日发布《关于推进品牌强省建设的若干意见》。

经济作物、特色农产品为重点,在地理标志商标注册上取得大发展,做大做强特色产业品牌。大力推进无公害农产品、绿色食品、有机食品商标注册,推行“公司+商标(地理标志)+农户”产业化经营模式,培育发展一批具有地域特色种植业品牌基地。”“鼓励和支持地理标志商标注册。行业组织、协会申请注册地理标志商标获准注册,由注册人所在地县(市、区)政府给予10万元奖励。”“鼓励和支持商标国际注册。积极引导和支持中小企业进行商标马德里国际注册”。³

2.2 注重发挥行业组织的作用

相较于工业产品而言,农副产品具有生产分散、质量检测 and 衡量指标模糊、生产者的质量和品牌意识淡薄、质量监管困难的特点。因此,从长远发展来看,必须以建设地理标志社会化服务体系为导向,培育具有独立性的农产品行业协会,并充分发挥其管理、保护和监督作用。具体可以表现为:(1)发挥行业组织在制定和完善农产品地理标志产品质量标准方面的作用。如果没有地理标志产品的优良品质作为保障,就无法形成有效的特色农产品的市场需求,也不可能带来较高的和持续的经济效益。⁴落实严格的产品生产标准体系,才能有效控制产品质量,保持地理标志产品的特征和信誉。行业协会要在各职能部门支持下,及时了解相关地理标志保护产品的国内外技术规范标准、质量分析和有关风险预警信息。要支持行业协会健全完善严格的地理标志农产品内部生产和质量控制标准,用行业标准进行规范化管理,建立地理标志服务监督体系,加强行业自律。如江西“靖安白茶”的靖安县白茶协会明确规定,凡是入社茶农必须遵照当地协会制定的严格的栽培、制作规范。该标准涉及一亩该种多少棵茶树、施肥深度以及如何防虫、杜绝使用农药等各环节的生产规范和质量控制等。(2)建立职能部门和行业协会各有侧重、相互配合的监管机制,特别是要引导地理标志使用者有效配合职能部门对地理标志侵权行为的查处,加强对地理标志农产品的质量监督,按照行业质量标准对产品采取不定期抽检,对抽检结果进行公示。质量检测不符合生产标准的,采取措施限制其对地理标志的使用。(3)建立地理标志产品生产全过程的监督管理,使存在质量问题的产品可及时进行源头追溯,及时纠正和解决问题。对不遵守地理标志农产品生产标准的企业和农户,应及时发出警告,并责令改正,必要时可做出禁止其继续使用地理标志的处理决定。各类地理标志行业协会还应当建立定期报告工作制度,实施使用地理标志产品种类和标准公示制度等。全国性的地理标志行业协会可统一由工商总局对其进行宏观指导,以及进行不定期的监督检查。

3 营造农产品地理标志保护和发展的有利环境

首先,农产品地理标志的保护和发展,离不开一个公平、有序、规范的市场环境。政府应当通过推进跨部门行政执法协作机制,对地理标志的使用、管理进行有效的监督,促进生产经营者等各方之间的合作协调,以维护行业整体利益和地理标志的信誉;通过行政保护和司法保护协作机制,加强对于农产品地理标志的保护力度和效果。

其次,着眼于农产品地理标志产地的环境保护。地理标志农产品的竞争优势,很大程度上依赖于特定区域的自然环境和历史人文因素,因此,保护农产品地理标志产品赖以生存的产地环境和人文历史因素,采取严格规范的产地环境监控,保持和提升地理标志农产品的独有品质和特性,是贯彻运用农产品地理标志服务“三农”发展战略的内在要求。

第三,夯实地理标志品牌化、产业化发展的基础环境。政府是产业发展的决策者和产业政策的制定者,对地理标志产业集群的形成和发展具有重要的组织协调和扶持推动作用。政府只有推进地理标

³ 参见:江西省人民政府2012年9月6日发布《关于进一步实施商标发展战略的意见》。

⁴ 杨锐征:《地理标志产品经济价值评价》,《中国农学通报》2011年第4期,第432-435页。

志品牌化、产业化,才能体现出地理标志保护的价值,才能在取得效益的基础上,取得对地理标志保护的支撑。同时,政府也应该是地理标志品牌发展的规划者,应将地理标志品牌培育作为区域竞争的重要平台,营造品牌发展的生态环境,健全地理标志品牌推介、保护和激励提升等机制。如福建省平和县为更好地保护“平和琯溪蜜柚”地理标志产品,召开蜜柚地理标志商标品牌保护专题会议,县领导向各乡镇、县直有关单位下发蜜柚地理标志商标品牌保护责任书,从政府层面推动保护工作,在全县上下营造地理标志保护和发展环境的做法就非常值得我们借鉴和参考。

4 结语

农产品地理标志的保护问题,是竞争政策的重要内容,它既是经济问题、法律问题,同时又是政治问题。农产品地理标志保护的立法目的,是为了保护农产品产区内生产经营者的利益,打击区域外仿冒者的各类侵权行为,同时也规范地理标志权利人和使用者的行为,保障地理标志产品消费者的利益。由此,笔者针对目前存在的地理标志保护宣传普及不够,政出多门,交叉执法,企业保护不力等诸多问题,提出了基于《商标法》对地理标志的保护,在《商标法》中增设地理标志专门的章节,从而形成统一、健全、高效的地理标志法律保护体系,以强化地理标志的保护力度,使我国的农产品地理标志在国内外取得的实际成效和法律地位。

参考文献

- [1]参见:《农产品地理标志管理办法》第2条第2款之规定。
- [2]参见:河南省人民政府2013年8月29日发布《关于实施商标战略的意见》。
- [3]参见:湖北省人民政府2013年11月19日发布《关于推进品牌强省建设的若干意见》。
- [4]参见:江西省人民政府2012年9月6日发布《关于进一步实施商标发展战略的意见》。
- [5]杨锐征:《地理标志产品经济价值评价》,《中国农学通报》2011年第4期,第432-435页。
- [6]黄桂林:《地理标志的国际保护及中国现状》,人民法院出版社2005年版。

文 史 哲

从动画片《狮子王》看电影音乐在影片中的作用

韩静炫

摘要:随着电影市场的兴旺,人们开始关注起了电影音乐。电影音乐是电影的重要组成部分,同时也具有构建电影文化背景的能力。在影片的整体构思中,电影音乐要与画面相结合,达到一定的目的。《狮子王》是迪士尼公司重金打造的经典动画,电影音乐近乎占了全片90%的时间。通过音乐的渲染作用,与镜头画面实现了完美的融合。本文以经典动画《狮子王》为例,通过该电影的音乐以及相关资料,探讨电影音乐在影片中所起到的作用。

关键词:电影音乐;作用;《狮子王》

1 电影音乐的概述

在《电影艺术辞典》中,电影音乐的解释是:“专为影片创作、编配的音乐。属于电影综合艺术中重要的一部分。是一种新的音乐艺术体裁。”并且通过对辞典中电影音乐特性阐述的梳理,可以得出以下结论:电影音乐是专门为电影制作的,服务于电影,并与影片同时放映而展示的音乐;它具有音乐本身固有的属性,也具有比一般音乐更卓越的艺术功能,对电影起着不可或缺的作用。

2 动画片《狮子王》的简介

动画电影《狮子王》是迪士尼公司重磅推出的第32部经典动画长片,于1994年6月15日在美国首映。迪士尼为了使《狮子王》在众多动画片中脱颖而出,运用了当时最先进的2D动画技术,还配上雄伟的交响乐,并且融合了非洲原始部落音乐。《狮子王》凭借其出色的表现,勇夺第66届奥斯卡金像奖中的最佳原著音乐和最佳电影主题曲两项大奖,成为动画电影的里程碑作品之一。随后,动画片《狮子王》红遍世界各地。此片一共配置了27种语言,在47个国家和地区放映,无不受到观众热烈的喜爱。当时,欧洲、拉美和非洲20多个国家最受欢迎的英语影片就是《狮子王》。到2016年,《狮子王》总票房收入已达到7.766亿美元,是近年来票房最高的动画电影。

《狮子王》的主人公是狮子辛巴。辛巴是狮子王国的小王子,在威严的父亲木法沙与慈爱的母亲沙拉碧的宠爱中长大,并且是狮子王国第一继承人。叔叔刀疤想要夺取国王宝座,所以每每利用各种借口引诱辛巴外出,伺机杀害辛巴。幸运的是,每次都被国王木法沙及时所救。在刀疤反复算计与谋划下,国王木法沙最终还是惨死了。在父亲的惨死以及刀疤别有用心地劝导后,辛巴远走他乡。在逃亡路上,辛巴遇到了机智聪明的丁满和纯真温厚的彭彭。他们陪伴辛巴一路成长。在辛巴成长为一只雄壮的大狮子后,丁满和彭彭便鼓励他回去森林复国。经过与叔叔刀疤的斗智斗勇,辛巴最终成为了真正的狮子王。

3 动画片《狮子王》的音乐

3.1 动画片《狮子王》的音乐内容

在《狮子王》影片中,电影音乐在全片中的出现率达到90%之多。可以说,只要有画面的地方,就充盈着与之十分匹配的音乐。该部影片音乐由知名摇滚艺术家艾尔顿·约翰和著名的配乐大师汉斯·季默合作创作完成,因而配乐兼具摇滚的流行气质和交响乐的恢弘气势。本片一共配有四首朗朗上口的歌曲和13段具有浓厚世界风的流行古典配乐。主题曲《生生不息》并没有使用大型乐队录制,而是全部采用数码技术制作。在数码技术的支持下,该曲具有庞大的和声效果,让观众感受到了自然与生命的神奇力量。

除了主题歌曲之外,由汉斯·季默创作的《荣耀大地》也同样给我们带来了震撼与惊喜。在影片中,汉斯·季默利用不同的乐器,不同的曲风和不同的演奏形式,创作出不同风格的背景音乐,或激烈、或焦灼、或欢快、或悲伤。让观众在为影片感动的同时,也为作曲家非凡不俗的作曲风格和大胆的尝试而惊叹。汉斯·季默根据影片剧情和画面的实际需要,以主题音乐为主线,配合着使用了弦乐、管弦合奏、长笛独奏、摇滚乐队等一系列的演奏形式。通过每一次的奇幻变奏,都使背景音乐与画面配合得天衣无缝,恰到好处。

3.2 动画片《狮子王》的音乐风格

动画片《狮子王》不论在艺术领域还是商业领域中,都取得了傲人的成绩。当然,这是和其音乐创作息息相关的。该片的音乐制作班底是当时史无前例的强大。音乐制作班底包括著名的摇滚艺术家艾尔顿·约翰、南非著名的作曲家雷博·马克曼·奇纳,以及朱迪·里芙金、艾利·秦默等众多杰出作曲家。他们强强联手,共同创作出《生生不息》、《荣耀大地》、《哈库拉·马塔塔》、《等我长大当来当王》、《大地王国》、《快准备》、《今夜是否能感觉到爱情》、《死亡一战》、《星光下》等风格不一、气势恢宏的精良之作。在配乐方面,迪士尼公司同样也是不遗余力,予以最好的设备和人才。在配乐师们炉火纯青的技术下,壮阔的画面被烘托得更加大气磅礴,加上背景音乐中非洲土著的和声,观众宛如进入了辽阔的非洲原始森林。在动画片《狮子王》中,一共配有17部背景音乐,无一不是贴近影片画面的内容,或是表达超越自我、生生不息的情感色彩。在众作曲家的努力下,给予了观众一场无与伦比的音乐盛宴。影片的所有音乐都采用了西方交响乐风格的流行音乐,加上完美融合进去的非洲独特音乐元素,实在令人惊叹。

3.3 电影《狮子王》的音乐成就

电影《狮子王》自推出以来,便受到了全世界观众的追捧与喜爱,被誉为历史上最受欢迎的英语影片,同时成为当时唯一一部进入票房前十位的动画电影。在1994年,更是夺得了奥斯卡最佳电影配乐与最佳电影原作歌曲两项大奖,得到了广大的肯定。直到2016年,《狮子王》仍然是动画电影票房的第一位,12年来屹立不倒。影片中经典的歌曲《生生不息》、《荣耀大地》、《今晚是否能感受到我的爱情》、《哈库拉·马塔塔》等至今仍然广为传唱。

4 电影音乐在影片《狮子王》中的作用

4.1 情感表现

音乐可以用来表现人的情感。电影音乐则是致力于揭示人物的思想感情、表现人物的精神面貌,使人物形象更加丰满。在电影《狮子王》中有一个片段:国王木法沙救了儿子辛巴后用力一跃,企图跳到岩石上,却因为筋疲力尽而失败,只能用爪子攀着岩壁。在这紧急关头,木法沙向弟弟刀疤求救,

刀疤却无情地把木法沙推了下去。为了刻画刀疤的阴险狡诈,这里使用了管弦乐,管弦乐急速的音乐节奏充分表现出了刀疤一直以来对木法沙和辛巴的嫉妒和憎恨。还有一个片段是:一个夜晚,长大后的辛巴悠闲地躺在草地上凝望天空。突然,他想起了与父亲相处的点点滴滴,同样是繁星夜,父亲与他亲密地在聊天玩耍。此时,辛巴很是痛苦,便苦闷地走到壁沿上叹息。这里使用的是《荣耀大地》的一部分,音乐大体上是悲伤而凄苦的,用于表现辛巴沉痛的内心。辛巴站在崖边上所播放的音乐尤为明显,迂缓而又低沉,显示出辛巴极度悲伤的心理。影片中,《星光下》的配乐也充分展现着角色内心变化。辛巴决定向刀疤挑战的一幕中,辛巴的心理变化必定是非常起伏的。辛巴在好朋友的鼓励下,从情绪低落、不知所措到逐渐增强了自信并决定回国复仇。配乐充分了体现这一变化,在辛巴情绪低落和下定决心时采用了截然不同的音乐,帮助观众理解人物内心情感。辛巴失意时使用了小提琴为主的弦乐和管乐演奏,旋律平稳,节奏缓慢,而且略带哀伤的情绪;之后随着辛巴的心理转变,配乐变得高昂起来,节奏加速,旋律提高,最后转入大调来表现出辛巴决心已定的坚强意志。

4.2 烘托气氛

一部成功的电影必然能带动观众的情绪,而要达到这目的,则需要电影音乐的辅助。随着音乐《生生不息》的响起,电影《狮子王》开始了。首先是虫子开始鸣叫,而后原生态人声的演唱加入其中,歌声奔放又高昂,由低沉渐渐上升,配合着太阳从地平线上缓缓升起的画面,感觉整个非洲大草原苏醒了。慢慢地,音乐节奏变得欢快,烘托出大草原上生机盎然的景象:碧蓝的天空漂着朵朵白云,碧蓝的大草原上奔驰着兴奋的动物,勾画出了一幅祥和壮美的图画。这段电影音乐融合到画面中,显得在国王木法沙的统治下,整个动物世界朝气蓬勃、一片祥和。此时音乐又加入了管弦乐,管弦乐宽广的音域以及强烈的音响效果,增强了画面的立体感。随后,管弦乐的演奏又加上了人声的演唱,使观众仿佛来到了非洲大草原,一下子打开了胸怀。还有一个片段,丁满和蓬蓬为了帮助辛巴恢复活力,唱起了欢快诙谐的歌曲《哈库拉·玛塔塔》,他们的表演借用美国歌舞的表现形式,汇聚了大量的乡村音乐和爵士音乐,将这一场景表现得更加幽默活泼。

4.3 推动情节

经典电影音乐除了烘托影片气氛,还具有推动情节发展的作用。在《狮子王》中,有数段画面均能表现出电影音乐推动着剧情的发展。其一,国王木法沙与反派刀疤进行了不愉快对话后,与沙祖向荣耀石走去。这时镜头一转,草原上屹立着一棵高耸繁盛的大树,《荣耀大地》的音乐伴之响起。首先是长笛柔美的旋律,接着雷声滚滚传入耳际,阴沉的天空下起了大雨。闪电像利剑划破天空,合唱队的声音也加入来,预示着刀疤是一个定时炸弹,随时又可能影响主人公的命运。其二,刀疤检阅土狼方阵时,合唱队在摇滚乐的节奏下唱起了进行曲。音乐有力地推动了情节的发展,这一段进行曲意味着邪恶大军已经成形。其三,刀疤的阴谋终于得逞,救子心切的木法沙虽挽救了辛巴,自己却被角马群困在山谷中。最后,抓住岩石向上攀爬的木法沙被阴险的刀疤推下了山谷。这里先是一段表现山谷肃杀气氛的电子合成音乐,随着辛巴稚嫩的狮吼声,角马群由山顶潮水般涌向辛巴,这时交响乐、电声乐交织在一起,把紧张的气氛推向顶点。其四,刀疤宣布要继承王位,统领动物世界。这时的音乐骤然转换成诡异急促的音调,预示着一个黑暗时代即将来临,也让观众开始期待辛巴的回归。

4.4 深化主题

成功的电影不仅能使观众能到一流的视觉与听觉享受,能重要的是能带动观众思考,使观众有正确的价值观。电影音乐除了带给观众听觉享受,还能通过歌曲来引起观众与影片产生情感上的共鸣,从而进一步地深化主题。首先是木法沙在大象墓地救下辛巴后,对辛巴谆谆教导的画面。这一段的主

题是亲情。木法沙的一句“我今天就害怕了，我害怕失去你”，把父亲对儿子的爱表现得淋漓尽致。这一段响起的是贯穿全片的《荣耀大地》，音乐低沉部分表现了父亲对儿子的爱及担忧。随着辛巴和木法沙的嬉戏，音乐突然变得明亮，但很快又归于平缓，木法沙深情地对辛巴说：“你看那些星星……每当你无措、孤独的时候，要记住那些君王永远在那里指引着你，还有我也是。”这里的音乐诠释的也是父子的深情，同时音乐的剧烈起伏也预示着辛巴的命运。其次是成年辛巴和娜娜相遇的片段，这一部分的主题是爱情。娜娜眼看就要捕杀彭彭，千钧一发之际，辛巴跳出来与娜娜争斗在一起。打斗中，辛巴认出对方是儿时的玩伴娜娜，二人由此相认。在他们两个柔情蜜意的时候，丁满幽默地演唱了《今夜爱无限》的序曲，这是一段爱情叹调，使观众不禁为这对小情侣微微一笑。随着辛巴和娜娜下到瀑布下的水潭边，女生独唱响起，而合唱队在低音区合声，接着男生对唱进入，到高潮处是全体的合唱。这段音乐在乐器配置上用摇滚乐队与交响乐队相配合，恢宏气势中带着欢乐喜悦，深化了影片中爱情的主题。最后是友情的主题。在《今夜爱无限》歌曲的结尾处，丁满巧妙地改动了歌词，深情地对彭彭唱起了：“从今以后剩我们俩，请你不要哭”，彭彭则回应道：“在我心底里你是我朋友”，随之，两人合唱：“从今直到永远”。这个片段通过幽默的歌词，欢快的旋律歌唱了友情主题。

5 结语

要在竞争激烈的电影市场中获胜，精心制作的电影音乐可以说是重要的筹码。正如动画片《狮子王》，其出色的电影音乐使人物形象与故事情节更加丰满，带给了观众前所未有的画面空间感，并且取得商业和艺术上的成功。因此，在影片的整体构思时，应注重考虑到电影音乐与画面的融合，使之发挥出烘托气氛、推动情节等作用。

参考文献

- [1]编辑委员会.电影艺术辞典[M].北京：中国电影出版社，1986.
- [2]沈亚圆.电影音乐的审美效能简析[J].戏剧之家（上半月），2012,(01):51-52.
- [3]程兴旺.早期中国动画电影音乐及其历史地位[J].中央音乐学院学报，2010,(02):53-61.
- [4]赵芮.汉斯·季默电影音乐的研究[D].东北师范大学出版社，2011.
- [5]李南.影视声音艺术[M].北京:中国广播电视出版社.2001.
- [6]狄其安.电影中的音乐[M].上海:上海音乐出版社.2008.

理 工 农

基于最大偏差法与 TOPSIS 的 ERP 系统选择方法

胡思诗

摘要: 文章通过对我国企业实施 ERP 系统的实际情况出发,建立了由四个一级指标和相应的十八个二级指标构成的 ERP 系统的绩效评价的指标体系。运用最大偏差法建立优化模型求解评价指标的最优权重向量,结合 TOPSIS 方法建立综合评价模型,得到项目的优劣排序。对于系统选择涉及到多个评价指标来说,本文将构建一个适合我国企业实施 ERP 系统的模糊综合评判模型,为我国企业选择 ERP 模型提供了新思路。

关键词: ERP 系统;评价指标;最大偏差法;TOPSIS 方法

1 引言

美国加特纳公司最早提出了企业资源计划(ERP)这一概念,ERP 系统实际包括了企业供应链管理和客户关系管理等内容^[1]。据统计,我国企业使用 MRPII/ERP 系统已经历了二十多年的时间,我国最早使用这一管理软件的是沈阳第一机床厂在 1981 年从德国工程协会处引进的 MRPII 管理软件。ERP 系统选型的核心思想是:信息化为管理现代化和管理变革服务,为提高企业竞争力服务^[2-4]。

目前,学者们对项目进行评价的工具研究也较为全面,如 AHP 与 DEA 相结合^[5]、灰色理论^[6]、模糊评价^[7]以及模糊聚类^[8]等。在对某个项目评价指标体系中的指标进行赋权时,多采用专家依据自己所掌握的知识对其进行赋权,这样具有较强的主观性,缺乏严密的科学性。针对评价指标的权重信息完全未知或权重信息部分已知的情况,本文运用王^[13]提出的最大偏差法建立模型来求解评价指标的最优权重,这样更具客观性和科学性。在进行综合评价时,由 Hwang^[14]提出的 TOPSIS 方法作为一种有效的灵活的多属性决策方法,能够对多指标多目标的问题给出科学合理的排序。因此,基于最大偏差法得到指标权重之后,运用 TOPSIS 方法对多个方案进行综合评价,能够使得方案的评估更为科学合理。

2 ERP 系统评价指标体系

根据我国企业实施 ERP 系统的普遍情况讨论,企业在实施 ERP 系统最后的成果无外乎是以下三种情况:有 10%~20%的企业可以成功的实施系统且给企业带来相关的利益;有 30%~40%的企业实施 ERP 系统有一定效果但没有实现系统集成;有 50%的企业实施 ERP 系统没有达到预期的效果,甚至可以说是失败的^[1]。鉴于我国企业实施 ERP 系统具有的不确定性以及带来效益的失败,本文将会更具从系统的进度控制、成本管理、供应商服务以及企业自身的情况为依据,构建企业选择 ERP 系统进行实施应用的相关指标评价体系^[9-12]。

2.1 进度管理

在企业选择 ERP 系统进行使用的过程中,时间是最为重要的约束条件和指标条件之一。如果企业在安装 ERP 系统的实施项目在进度上不达标,也就是说未能在规定的时间内完成项目,意味着将要花费更多不必要的精力与成本。因此,进度问题应该受到重视以及它是最能反映矛盾的一类指标。

(1) 预期工期

预期工期是指项目完成的总的时间范围,即从项目的预期开始时间到项目的预期完成时间的时间长度。

(2) 控制进度费用

控制进度费用是指在进度管理活动中,实施规划、协调、控制等活动所带来的费用。

(3) 突发事件次数

突发事件次数是指在进度管理中未能预期到并且未做准备的紧急事件以及灾害事故发生的次数。

(4) 提前工期

提前工期指的是企业预先计划的工期与实际完成时的工期之间的差值。

(5) 进度控制收益

进度控制收益是指通过实施项目管理中的进度管理控制活动给企业所带来的收益的多少。

(6) 突发事件损失

突发事件损失是指由于企业在实施该管理软件过程中发生未知的、不可控的事件,从而给企业带来的损失。

2.2 成本管理

成本管理的一个主要目的就是进行成本的控制,将实际的运行成本控制在预算范围内或者是可接受的范围内。

(1) 目标成本

目标成本是指企业完成安装 ERP 系统预计应需的人力、材料、设备等费用值。

(2) 实际成本

实际成本是指完成后实际使用的各项人力、材料、设备等的费用值。

(3) 购置费用

购置费用是指企业购买 ERP 系统所花费的价格。

(4) 培训费用

企业为了在购买 ERP 系统后,企业需要对相关系统实施维护人员进行相应知识的培训所需的费用值。

(5) 维护费用

企业在实施 ERP 系统的过程中遇到的相关问题所要花费的维修的相关费用值。

2.3 供应商的服务

企业实施 ERP 系统成功与否的关键因素之一就是 ERP 系统的供应商对企业提供服务质量的优劣。供应商若可以提供优质的售前和售后服务能够有效的提高企业应用 ERP 系统的效果;反之,一个在售后服务上不具有优势的供应商在对企业成功的使用 ERP 系统上几乎毫无帮助。

(1) 服务价格

服务价格是指为了供应商在对企业进行安装、调试以及培训相关人员上的收费情况。

(2) 培训工作

培训工作的情况是指在供应商安装系统之后,对安装企业的相关人员进行ERP系统后期操作培训的工作。

(3) 信誉和实力

供应商的信誉和实力往往和他的服务的质量以及产品的品质成正比。

(4) 交叉团队的协同度

交叉团队的协同度指的是供应商的工作人员与实施企业的相关人员在系统的安装、调试以及后续工作的协同度之间的关联。

2.4 企业自身相关因素

企业实施ERP系统成功与否的关键因素之一就是企业自身相关因素。ERP系统的实施最终是在自身企业内部进行的,那么企业自身具备的条件是否符合系统实施的要求就起到一个至关重要的因素。

(1) 企业管理技术水平

企业的管理技术水平的高低是影响企业实施ERP系统效果的首要因素。

(2) 员工对系统的支持度

员工对系统的支持度越高,那么企业将会更加顺畅的使用ERP系统进行相关工作;否则,企业对于实施ERP系统将会受到许多挫折。

(3) 企业的经济实力

企业的经济实力是企业能够有效的实施ERP系统在财力、人力以及物力等方面的保障。

通过以上对影响企业实施ERP系统实施的各个方面的分析,本文基于上述建立了企业实施ERP系统相关的四个一级指标及其扩展的十八个二级指标的指标评价体系如表1所示。

表1 ERP系统评价指标体系

| ERP系统评价指标体系 | 一级指标 | 二级指标 |
|-------------|--------|----------|
| | 进度管理 | 预期工期 |
| | | 进度控制费用 |
| | | 突发事件次数 |
| | | 提前工期 |
| | | 进度控制收益 |
| | | 突发事件损失 |
| | 成本管理 | 目标成本 |
| | | 实际成本 |
| | | 购置费用 |
| | | 培训费用 |
| | | 维护费用 |
| | 供应商的服务 | 服务价格 |
| | | 培训工作 |
| | | 信誉和实力 |
| | | 交叉团队的协同度 |

| | | |
|--|----------|-----------|
| | 企业自身相关因素 | 企业管理技术水平 |
| | | 员工对系统的支持度 |
| | | 企业的经济实力 |

3 模型分析

在上面的内容详细的介绍了对企业选择 ERP 实施系统所建立的指标评价体系,但对于上述的指标评价体系的内容并不都是满足指标设计的原则。基于这个因素的考虑,我们首先要对初步选出的指标做出进一步的检验与选取。因此在的模型分析中,将会选取十三项定量分析指标进行 ERP 系统选择的模型设计分析。该十三项定量分析指标体系如表 2 所示。

表 2 ERP 系统评价定量指标体系

| ERP 系统评价定量 指标体系 | 一级指标 | 二级指标 |
|--------------------|----------|-----------|
| | 进度管理 | 预期工期 |
| | | 进度控制费用 |
| | | 突发事件次数 |
| | | 提前工期 |
| | 成本管理 | 目标成本 |
| | | 实际成本 |
| | | 购置费用 |
| | | 培训费用 |
| | | 维护费用 |
| | 供应商的服务 | 服务价格 |
| | | 交叉团队的协同度 |
| | 企业自身相关因素 | 员工对系统的支持度 |
| | | 企业的经济实力 |

3.1 基于最大偏差法确定指标权重

若现在有 $A_j = \{A_1, A_2, \dots, A_m\}$ 的 m 个 ERP 系统可供选择,有 $C_i = \{C_1, C_2, \dots, C_n\}$ n 个评价指标,针对某个 ERP 系统的选择方案,在某个属性下对不同的 ERP 选择的方案给出不同的决策数据,可以依据这些数据构造出决策矩阵 D 如下:

$$D = (A_{ij})_{m \times n} = \begin{pmatrix} A_{11} & A_{12} & \cdots & A_{1n} \\ A_{21} & A_{22} & \cdots & A_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ A_{m1} & A_{m2} & \cdots & A_{mn} \end{pmatrix} \quad (1)$$

其中对于 (1) 式中的 A_{ij} 表示的是专家团队对第 i 个 ERP 系统项目在第 j 个指标下给出的综合评价价值。

多属性决策问题中属性权重信息完全未知或者属性权重信息部分已知的情况可以依据文献[13]所提出的最大偏差法来求解处属性的权重值。最大偏差法的核心思想是:若每个方案在该属性下的评价

值差异不明显,那就意味着该属性在整个决策过程中扮演的角色并不是至关重要的,因此该属性应被赋予较小的权重值;反之,如果他们的值相差越大则该属性就应该赋予越大的权重值。我们就是基于这种思想来解决未知权重的问题。

由于在不同的评价指标下所给出的评价值具有不同的实际代表含义,因此在对指标评价体系求权重时因对其进行标准化。使其标准化的决策矩阵记为 \bar{D} , 含义表示如下:

$$\bar{D} = (\bar{A}_{ij})_{m \times n} = \begin{pmatrix} \bar{A}_{11} & \bar{A}_{12} & \cdots & \bar{A}_{1n} \\ \bar{A}_{21} & \bar{A}_{22} & \cdots & \bar{A}_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \bar{A}_{m1} & \bar{A}_{m2} & \cdots & \bar{A}_{mn} \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中对于(2)式中的 \bar{A}_{ij} 表示的是 $\bar{A}_{ij} = \frac{A_{ij}}{\max_{i=1}^m \{A_{ij}\}}$ 。

对在第 j 个属性下的第 i 个方案 X_i 与其他所有方案的偏差可以定义为:

$$\bar{D}_{ij} = \sum_{k=1}^n d(\bar{A}_{ij}, \bar{A}_{kj}) \omega_j, \quad i=1,2,\dots,m, \quad j=1,2,\dots,n$$

对在第 j 个属性的每个方案 X_i 与其他所有方案的偏差可以定义为:

$$\bar{D}_j(\omega) = \sum_{i=1}^m \bar{D}_{ij}(\omega) = \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^n d(\bar{A}_{ij}, \bar{A}_{kj}) \omega_j,$$

对于权重信息完全未知的情况,我们可以建立一个线性规划模型去求解权重向量 ω 。

$$\begin{aligned} \max \quad & \bar{D}(\omega) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m d(\bar{A}_{ij}, \bar{A}_{kj}) \omega_j \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} \sum_{j=1}^n (\omega_j)^2 = 1 \\ \omega_j \geq 0 \\ j=1,2,\dots,n \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

对于权重信息部分已知情况,我们也可以建立一个线性规划模型去求解权重向量 ω 。

$$\begin{aligned} \max \quad & \bar{D}(\omega) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m d(\bar{A}_{ij}, \bar{A}_{kj}) \omega_j \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} \sum_{j=1}^n (\omega_j)^2 = 1 \\ \omega_j \in \Delta \\ \omega_j \geq 0 \\ j=1,2,\dots,n \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

最后通过规范化得到各指标体系 c_i 的权重向量:

$$w = (w_1, w_2, \dots, w_n)^T \quad (5)$$

3.2 TOPSIS 方法进行综合评价

首先通过最大偏差法求得相应属性的权重值，再通过 TOPSIS 方法对多个备选方案进行综合排序，进而得到最优方案。TOPSIS 方法的核心思想是通过求出多目标决策问题的“正理想解”和“负理想解”，进而通过属性的权重向量值来进行相关的集结，最后计算相对贴近度系数进行排序来确定最优方案。

在评价信息中，确定“正理想解 A^+ ”和“负理想解 A^- ”。

若指标为效益型指标则：

$$A^+ = \{\max_{j \in N} (\bar{A}_{ij}) | j \in N\} = \{\bar{A}_{i1}^+, \bar{A}_{i2}^+, \dots, \bar{A}_{in}^+\} \quad (6)$$

$$A^- = \{\max_{j \in N} (\bar{A}_{ij}) | j \in N\} = \{\bar{A}_{i1}^-, \bar{A}_{i2}^-, \dots, \bar{A}_{in}^-\} \quad (7)$$

若指标为成本型指标则：

$$A^+ = \{\max_{j \in N} (\bar{A}_{ij}) | j \in N\} = \{\bar{A}_{i1}^-, \bar{A}_{i2}^-, \dots, \bar{A}_{in}^-\} \quad (8)$$

$$A^- = \{\max_{j \in N} (\bar{A}_{ij}) | j \in N\} = \{\bar{A}_{i1}^+, \bar{A}_{i2}^+, \dots, \bar{A}_{in}^+\} \quad (9)$$

计算每个方案在各指标下的评价与“正理想解”和“负理想解”之间的差值。

$$d_i^+ = \sum_{j=1}^n d(\bar{A}_{ij}, A^+) \omega_j \quad (10)$$

$$d_i^- = \sum_{j=1}^n d(\bar{A}_{ij}, A^-) \omega_j \quad (11)$$

计算每个方案的相对贴近度系数 α_i 。

$$\alpha_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-} \quad (12)$$

最后，可以根据每个方案的相对贴近度系数的值进行排序。

下面将详细的给出基于最大偏差法和 TOPSIS 方法的多属性决策的决策步骤：

步骤 1：假设有 m 个不同的 ERP 系统方案可供选择，拥有 n 个评价指标，并将根据专家团队给出的相关数据来构成决策矩阵 D ；

步骤 2：通过式子 (2) 将决策矩阵 D 标准化成决策矩阵 \bar{D} ；

步骤 3：依据决策者给出的权重的信息是完全未知还是部分已知的情况下，分别通过式子 (3) 或式子 (4) 求出指标权重向量 $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)^T$ ，再由式子 (5) 对权重向量进行规范化得到 $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)^T$ ；

步骤 4：通过确定评价指标是效益型还是成本型，依据式子 (6)、式子 (7) 和式子 (8)、式子 (9) 识别正理想解和负理想解；

步骤 5: 通过式子 (10) 和式子 (11) 计算加权正分离测度和加权正分离测度;

步骤 6: 通过式子 (12) 计算方案相对于理想方案的相对贴近度系数;

步骤 7: 根据相对贴近度系数来排列备选方案;

4 算例分析

根据上述的分析, 以 A 公司的对 ERP 系统的选择为例进行分析验证。A 公司将对五个备选的 ERP 系统在十五个评价指标上进行选择。将由决策团队中的决策者依据实际调查的信息分别在指标评价上对每个备选方案给出相应的值, 并通过上述决策模型的步骤进行计算给出优劣排序, 评价指标为筛选后的十三个二级指标。

有上述指标体系可知, 效益型指标有: 提前工期、交叉团队的协同度、员工对系统的支持度、企业的经济实力; 成本型指标有: 预期工期、进度控制费用、突发事件次数、目标成本、实际成本、购置费用、培训费用、维护费用、服务价格。相关统计数据如表 3 所示。

表 3 相关统计数据

| 评价指标 | | 系统 1 | 系统 2 | 系统 3 | 系统 4 | 系统 5 |
|-----------|---------------|------|------|------|------|------|
| 进度指标 | 预期工期 (月) | 8 | 9 | 7 | 10 | 6 |
| | 进度控制费用 (万元) | 95 | 90 | 80 | 100 | 80 |
| | 突发事件次数 (次) | 2 | 1 | 0 | 1 | 3 |
| | 提前工期 (月) | 1 | 0 | 0.5 | 0 | 0.5 |
| 成本指标 | 目标成本 (万元) | 130 | 200 | 160 | 170 | 210 |
| | 实际成本 (万元) | 160 | 190 | 160 | 180 | 190 |
| | 购置费用 (万元) | 90 | 85 | 80 | 100 | 80 |
| | 培训费用 (万元) | 8 | 10 | 7 | 8 | 9 |
| | 维护费用 (万元) | 20 | 25 | 15 | 10 | 25 |
| 供应商的服务 | 服务价格 (万元) | 100 | 150 | 90 | 140 | 80 |
| | 交叉团队的协同度 (%) | 90 | 100 | 85 | 95 | 85 |
| 企业自身的相关因素 | 员工对系统的支持度 (%) | 95 | 90 | 85 | 90 | 80 |
| | 企业的经济实力 (万元) | 3000 | 3000 | 3000 | 3000 | 3000 |

步骤 1:由表 2 数据得到决策矩阵 D 如下:

$$D = \begin{bmatrix} 8 & 95 & 2 & 1 & 130 & 160 & 90 & 8 & 20 & 100 & 90 & 95 & 3000 \\ 9 & 90 & 1 & 0 & 200 & 190 & 85 & 10 & 25 & 150 & 100 & 90 & 3000 \\ 7 & 80 & 0 & 0.5 & 160 & 160 & 80 & 7 & 15 & 90 & 85 & 85 & 3000 \\ 10 & 100 & 1 & 0 & 170 & 180 & 100 & 8 & 10 & 140 & 95 & 90 & 3000 \\ 6 & 80 & 3 & 0.5 & 210 & 190 & 80 & 9 & 25 & 80 & 85 & 80 & 3000 \end{bmatrix}$$

步骤 2: 对矩阵 D 标准化后得到矩阵 \bar{D} 如下:

$$\bar{D} = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.95 & 2/3 & 1 & 13/21 & 16/19 & 0.9 & 0.8 & 0.8 & 2/3 & 0.9 & 1 & 1 \\ 0.9 & 0.9 & 1/3 & 0 & 20/21 & 1 & 0.85 & 1 & 1 & 1 & 1 & 18/19 & 1 \\ 0.7 & 0.8 & 0 & 1/2 & 16/21 & 16/19 & 0.8 & 0.7 & 0.6 & 0.6 & 0.85 & 17/19 & 1 \\ 1 & 1 & 1/3 & 0 & 17/21 & 18/19 & 1 & 0.8 & 0.4 & 14/15 & 0.95 & 18/19 & 1 \\ 0.6 & 0.8 & 1 & 1/2 & 1 & 1 & 0.9 & 0.9 & 1 & 8/15 & 0.85 & 16/19 & 1 \end{bmatrix}$$

步骤 3: 由最大偏差方法及优化模型式子 (3) 求解得到指标权重向量为:

$$\omega = \{0.173, 0.127, 0.537, 0.576, 0.219, 0.112, 0.104, 0.161, 0.369, 0.292, 0.092, 0.082, 0\}$$

由式子 (5) 进行规范化得到规范化的权重向量为:

$$w = \{0.06, 0.045, 0.188, 0.203, 0.077, 0.039, 0.037, 0.057, 0.13, 0.103, 0.032, 0.029, 0\}$$

步骤 4: 在评价信息中, 确定“正理想解 A^+ ”和“负理想解 A^- ”。

$$A^+ = \{0.6, 0.8, 1, 0, 13/21, 16/19, 0.85, 0.7, 0.4, 8/15, 1, 1, 1\}$$

$$A^- = \{1, 1, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0.85, 16/19, 1\}$$

步骤 5: 计算每个方案在各指标下的评价值与“正理想解”和“负理想解”之间的差值。

$$d_1^+ = 0.3609, \quad d_2^+ = 0.3243, \quad d_3^+ = 0.3491, \quad d_4^+ = 0.2441, \quad d_5^+ = 0.2376;$$

$$d_1^- = 0.2567, \quad d_2^- = 0.2917, \quad d_3^- = 0.2649, \quad d_4^- = 0.3834, \quad d_5^- = 0.356。$$

步骤 6: 计算每个方案的相对贴近度系数 α_i 。

$$\alpha_1 = 0.4156, \quad \alpha_2 = 0.4735, \quad \alpha_3 = 0.4314, \quad \alpha_4 = 0.611, \quad \alpha_5 = 0.6。$$

步骤 7:由上述所计算出的相对贴近度系数值, 可以对其数值进行排序 $\alpha_1 < \alpha_3 < \alpha_2 < \alpha_5 < \alpha_4$ 。

经过以上的计算分析, 我们由相对贴近度系数的排序大小可以得知备选 ERP 系统的优劣排序为: $X_1 < X_3 < X_2 < X_5 < X_4$ 。因此, A 公司应该选择第 4 个备选的 ERP 系统进行安装和操作。

5 结论

本文在将从系统的进度控制、成本管理、供应商服务以及企业自身的情况作为评价指标的基础上, 分别阐述分析了上述四个一级指标下对应的十八个二级指标的评价属性, 从而构建了一个企业实施 ERP 系统的绩效评价体系, 根据其综合评价的得分给出他们的优劣排序。首先通过最大偏差法来对指标的权重进行求解, 然后运用多属性决策方法——TOPSIS 方法对多个方案进行综合评价, 得到反感的排序。通过对 A 公司选择 ERP 系统这一事件进行案例分析, 验证了这一评价模型的有效性及其可靠性。

但本文在评价指标体系的构建方面较为简单,今后可以结合企业在实施ERP项目中遇到的问题,建立更为完善的评价指标体系,而且,可以运用更加合理及有效的评价方法。

参考文献

- [1]朱水春.ERP实施成本分析[J].中外管理导报,2002(1):54-55.
- [2]陈启申.ERP致胜八字方针[J].企业管理,2005(9):98-99.
- [3]侯炳辉,郝宏志.企业信息管理师[M].北京:机械工业出版社,2004.
- [4]张景涛.基于多智能体的过程企业ERP体系结构研究[J].数量经济研究所,2003(4):113-116.
- [5]王祖和,孙秀明.基于AHP和DEA相结合的多项目管理绩效评价[J].华东经济管理,2008:154-158.
- [6]李龙,赵金先,李帆.基于熵法与灰色理论的地铁工程项目管理绩效评价[J].青岛理工大学学报,2014,(3):50-55.
- [7]周晓宙.基于模糊评价方法的项目管理绩效评价研究[J].山西建筑,2013:237-238.
- [8]赖芟宇,郑建国.模糊聚类在项目管理绩效评价中的应用研究[J].基建优化,2006,(6): 11-14.
- [9]甘信华,庄长远.ERP软件选型的AHP决策模型的研究[J].信息技术,2003,05:72-75.
- [10]郭宏湘,邓敏. ERP绩效指标体系的建立及模糊评价[J].工业工程, 2003,05:29-32.
- [11]周晓光,吕波,朱蓉.基于改进的BOCK和FANP模型的ERP系统选择方案[J].计算机应用研究,2012,01:63-66+122.
- [12]Paelinck J. Qualiflex. A flexible multiple-criteria method[J]. General Information, 1978:193-197.
- [13]Y.M.Wang, Using the method of maximizing deviations to make decision for multi-indices, System Engineering Sciences 177(1988)248-263.
- [14]Hwang C L, Yoon K. Multiple attributes decision making methods and applications[M]. Berlin: Springer, 1981.