doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2018.06.006

欢迎按以下格式引用:胡成春,陈迅,花拥军.中国房地产业与银行业动态相关性及风险溢出性——基于 GPD-Copula-CoVaR 模型的实证研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2018(6):61-70.

Citation Format: HU Chengchun,CHEN Xun,HUA Yongjun.The dynamic correlation and risk spillover effect of real estate and banking in China: An empirical study based on GPD-Copula-CoVaR mudel[J].Journal of Chongqing University(Social Science Edition),2018(6):61-70.

中国房地产业与银行业动态相关性及风险溢出性
——基于 GPD-Copula-CoVaR 模型的实证研究

胡成春,陈 迅,花拥军

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:文章通过构建 GPD-Copula-CoVaR 模型,考察了 2000 年 1 月至 2017 年 6 月中国房地产与银行业的动态相关性与风险溢出性,并通过 Monte Carlo 方法拟合 VaR,检验了模型样本外的预测能力。结果表明,房地产与银行的相关性与房地产市场的繁荣及政策调控密切相关,但严厉的政策调控只能暂时降低两个行业的相关性,并不是长效机制;样本外预测显示 GPD-BB1Copula 模型对实际风险损失的覆盖率更高,模型预测效果更好;此外,房地产与银行存在双向风险溢出效应,其中房地产对银行的风险溢出更强,约为 40%。研究对相关投资者和政策制定者具有较强的应用价值。

关键词:广义帕累托分布;Copula 函数;风险溢出;条件在险价值

中图分类号:F293;F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2018)06-0061-10

过去 20 年里,中国房地产市场经历了高速的发展。在 2003—2014 年间,平均每年新建 550 万套公寓[1],一线城市在 2006—2016 年间名义房价平均年增长率约为 35%①。由于中国房地产市场开发与个人住房消费都高度依赖银行贷款,房地产市场的风险很容易导致银行的信贷违约,威胁金

修回日期:2018-06-13

基金项目:国家社会科学基金项目"我国商业银行流动性与房地产价格极端关联波动的测度及防范研究"(14BJY188);中央高校基本科研业务费资助项目"商业银行系统性极端风险测度研究"(CQDXWL-2013-089)

作者简介:胡成春(1988—),女,重庆开州人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事金融风险研究,Email:huchengchun@cqu.edu.cn;陈迅(1950—),男,河南巩义人,重庆大学经济与工商管理学院教授,主要从事数量经济学研究;花拥军(1970—),男,河北人,重庆大学经济与工商管理学院副教授,主要从事金融风险研究。

①经中经网数据测算。

融市场的稳定性。事实上,随着中国经济进入新常态,房地产行业开始进入调整期,商业银行不良贷款余额与不良贷款率自 2014 年以来持续攀升,截至 2016 年年末,不良贷款率达到 1.74%②。在世界范围内,因房地产市场风险引发的危机并不罕见,例如日本房地产泡沫、亚洲金融危机及美国次贷危机等,都是源于房地产市场过度的繁荣和扩张,泡沫的破灭导致银行陷入危机甚至诱发全球经济危机[2]。虽然此类极端事件发生的概率较小,但其破坏性极强、影响深远,造成的损失也是灾难性的。而中国局部地区房价持续快速的上涨以及区域之间分化明显、冷热不均的现象,引发国内外广泛关注中国房地产市场的风险问题[3-4]。因此,在现阶段考察中国房地产与银行业的动态相关性与风险溢出性,对于投资者及政策制定者及时防范两个市场的潜在风险及风险的溢出具有较强的现实意义。

一、文献综述

房地产与银行间的风险关联主要源于房地产市场融资过度依赖于银行,而房地产市场的繁荣及监管的缺失容易刺激银行更多地信贷,大量研究认为房地产泡沫是金融危机发生的直接原因,且资产价格过度膨胀是爆发危机的一个标志。Bertrand 的研究表明,金融自由化和金融管制的放松,刺激了信贷的过度增长,是缩短房地产周期、加速房地产泡沫形成和破灭的重要原因之一[5]。Gerlach 和 Peng 的研究也得到了相似的结论,他们认为银行审慎的监管和严格的风控,能够有效地防范房地产价格波动对银行的冲击[6]。Herrring 和 Wachter 通过构造信贷市场模型,研究了房地产市场繁荣与银行危机的关系,他们认为正是银行低估了房地产市场的风险,将信贷过度集中于房市,从而酝酿危机[7]。方意基于中国货币政策与房地产价格冲击对银行风险承担的影响,也得出宽松的货币政策会刺激银行过度风险承担的结果[8]。但另有部分研究认为,高房价并不是导致风险的原因。例如,Koetter 和 Poghosyan 用人均 GDP 和人口增长率等指标来衡量房价是否偏离了其基本价值,他们的研究表明,房价自身水平及变动并不是导致银行危机的原因,而房价脱离基本价值才是导致银行不稳定性的原因[9]。Von Peter 认为资产价格下跌能否导致金融不稳定取决于银行的资产负债率[10]。Glaeser 等的研究认为中国房地产存在泡沫,但是泡沫破灭与否关键取决于中国政府政策,并且目前最重要的是确保中国金融体系的稳定,而不是仅仅关注城市住房成本过高的问题[11]。欧阳远芬等利用 Probit 银行危机预警系统实证研究发现,政府通过提高市场利率与银行系统流动性能够在一定程度上挤出房地产泡沫[12]。文凤华等通过构建指标衡量了中国房地产价格波动与金融脆弱性,其研究表明房地产价格本身并不是问题的关键,而房地产与银行相互影响的反馈机制才是引发危机的本质[13]。

在风险测度方面,肖斌卿等通过 VaR 和 CD 模型测度了银行业和房地产业的风险传染情况,结果表明金融危机后两个行业的传染性显著提高,并认为债务关联是风险传染的主要诱因[14]。王辉等通过公开的财务数据,利用扩展的矩阵模型,测度了房地产行业和银行业的风险传染性,其研究发现房地产行业与银行业组成的金融系统比单独的银行系统更加脆弱,风险传染速度明显加快[15]。此外,由于 Copula 函数可以通过单个变量的边缘分布灵活地构造多个变量的联合分布,能够较为准确地捕捉变量间非线性、非对称的相关性,因此,许多学者使用 Copula 函数研究风险关联性。例如,

②数据来源于中经网。

Aloui 等利用 Copula 函数测度了美国次贷危机对金砖四国的传染程度[16],刘琼芳和张宗益用 BB3 Copula 函数研究房地产与金融行业股票收益率的相关性[17],江红莉和何建敏等基于时变 Copula 研究了房地产业与银行业尾部的动态相关性,揭示两个行业之间具有较高的尾部相关性[18]。

综上所述,以上文献多从房地产与银行市场的相互影响机制探讨了两者的关联,但多是基于静态研究,对于两个市场相关性的动态变化及风险溢出性关注不够。本文在以上研究的基础上,进一步通过 Copula 函数结合 Adrian 和 Brunnermeier[19]提出的衡量金融机构间风险外溢的 CoVaR 方法,测度房地产与银行之间动态相关性以及发生危机时风险的溢出方向与强度,并通过 LR 失败率法检验了模型的样本外预测能力,以丰富相关研究文献,并为投资者和风险管理机构提供参考意见,具有较强的应用价值与现实意义。

二、模型设定

在模型设定时,首先根据数据的特征应用广义帕累托分布(GPD)对房地产业与银行业的边缘分布进行刻画;然后通过 Copula 函数将两个行业的边缘分布联合起来构造联合分布函数,以此测度两个行业的相关性;最后,通过条件风险值 CoVaR 测度两个行业的风险溢出方向与强度。

(一)房地产业与银行业的边缘分布刻画

由于本文利用股市数据代表房地产与银行行业,考虑到金融数据的厚尾性,而传统的经验分布对尾部极值的拟合较差,因此,本文利用在金融数据中广泛应用的超阈值模型(POT)对超越某一充分大阈值的所有观测值进行建模。根据 Pinkands 定理[20],给定一个充分大的阈值 u,超过 u 值部分的分布函数渐进地服从广义帕累托分布(GPD)。于是,应用广义帕累托分布刻画边缘分布中超过阈值的部分,中间部分则用经验分布拟合,可以将整个序列转化为[0,1]之间的均匀分布。具体公式如下,

$$F(x)=\begin{cases}1-\{1-\tilde{F}(u_U)\}\{1+\xi_U(x-u_U)/\sigma_U\}^{-1/\xi_U}, & x>u_U\\ \tilde{F}(x), & u_L\leqslant x\leqslant u_U\\ \tilde{F}(u_L)(1-\xi_L(x-u_L)/\sigma_L)^{-1/\xi_L}, & x<u_L\end{cases}\tag{1}$$

其中,σ_U(σ_L)代表上尾(下尾)尺度参数,ξ_U(ξ_L)代表上尾(下尾)形状参数,ξ 越大则尾部越厚,尾部分布收敛速度越缓慢。

(二)房地产业与银行业风险的相关性测度

相关性测度能够反映变量间同向或反向的运动方向,若运动方向一致,则不具备风险分散性。传统的相关系数无法测度非线性的相关关系,而 Kendall 秩相关系数 τ 能够度量非线性的情况,并且 τ 的值对于严格单调变换具有不变性,从而更具优势,因此本文用 Kendall 秩相关系数来测度房地产与银行的相关性。而 Schweizer 和 Wolff[21]证明了 τ 可由相应的 Copula 函数给出:

$$\tau=4\int_0^1\int_0^1 C(u,v)\,\mathrm{d}C(u,v)-1\tag{2}$$

$C(u,v)$ 即连接函数 Copula,它可以将单个边缘分布联合起来构造多元变量的联合分布。根据 Sklar's 定理[22],若 $F(x_1,x_2)$ 是具有边缘分布 $F_1(x_1)$、$F_2(x_2)$ 的二维联合分布函数,那么一定存在一个二元 Copula 函数 C,使得二维空间中的 x 满足:

$$F(x_1,x_2)=C(F_1(x_1),F_2(x_2)) \tag{3}$$

若 $F_1(x_1)$ 、$F_2(x_2)$ 连续,则 C 唯一确定。假设 $F(x_i)$ 是可微的, C 和 F 是 2 阶可微的,设 $u=F_1(x_1)$ 、$v=F_2(x_2)$,则由式(3)的两边可以派生得到二元分布函数 $F(x_1,x_2)$ 的密度函数:

$$f(x_1,x_2)=c(u,v)f(x_1)f(x_2) \tag{4}$$

其中, $c(u,v)=\dfrac{\partial^2 C(u,v)}{\partial u\partial v}$,为 Copula 函数的密度函数; $f_i(x_i)$ 是边缘分布 $F_i(x_i)$ 的密度函数。于是, $F(x_1,x_2)$ 的密度函数可以拆分成边缘密度函数 $f_i(x_i)$ 和 Copula 连接密度 $c(u,v)$ 两个部分。Copula 函数根据其生成原理可划分为 Elliptic Copula,Archimedean Copula 及 Archimax Copula 等[22],不同的 Copula 函数具有不同的性质,本文将根据实际收益率序列的特征以及相关检验来选择最优的 Copula 函数,并对模型的预测能力进行样本外检验。

(三)房地产业与银行业的风险溢出效应

Adrian 和 Brunnermeier 提出的条件风险值 $CoVaR$,可以测度若某一个行业或机构在遭遇困境时,其他行业或机构将遭受的最大损失,其定义为:

$$\Pr(X_i \leqslant CoVaR_q^{ij} \mid X_j=VaR_q^j)=q \tag{5}$$

$CoVaR_q^{ij}$ 表示当 j 处于极端不利情况时, i 所面临的风险水平,既包含了 i 所面临的无条件风险,也包含了溢出风险,可以衡量当房地产市场(银行)发生风险事件时对银行(房地产)的影响。为了更真实地反映序列间的风险溢出效应,定义溢出风险为:

$$\Delta CoVaR_q^{ij}=CoVaR_q^{ij}-VaR_q^i \tag{6}$$

$\Delta CoVaR_q^{ij}$ 经标准化处理后有:

$$\%CoVaR_q^{ij}=(\Delta CoVaR_q^{ij}/VaR_q^i)\cdot 100\% \tag{7}$$

根据定义可知,$CoVaR$ 是风险值 VaR 的条件概率分布,而分位数本质上是对变量的密度函数求变上限积分,因此若知道密度函数,便可求解 $CoVaR$。假设存在收益率序列 X_i 和 X_j ,其联合分布密度函数和边缘分布函数分别为 $f(x_i,x_j)$, $f_i(x_i)$, $f_j(x_j)$,则序列 X_i 的条件分布密度函数为:

$$f_{i|j}(x_i \mid x_j)=\frac{f(x_i,x_j)}{f_j(x_j)} \tag{8}$$

结合 Copula 函数的定义,根据式(4),可以推导如下公式

$$f_{i|j}(x_i \mid x_j)=c(F_i(x_i),F_j(x_j))f_i(x_i) \tag{9}$$

对上式求积分有:

$$F_{i|j}(x_i \mid x_j)=\int_{-\infty}^{x_i} c(F_i(x_i),F_j(x_j))f_i(x_i)\,\mathrm{d}x_i \tag{10}$$

其中 $F_{i|j}(x_i \mid x_j)$ 即为 x_i 在 x_j 既定的条件下的条件分布函数, $F_i(x_i)$ 和 $F_j(x_j)$ 为 Copula 的边缘分布函数, c 即 Copula 函数的密度函数。根据 $CoVaR_q^{ij}$ 的定义有:

$$CoVaR_q^{ij}=F_{i|j}^{-1}(q \mid VaR_q^i) \tag{11}$$

其中, $F_{i|j}^{-1}$ 为 $F_{i|j}$ 的反函数。在实践中,由于求解 F_i 的显示表达式比较困难,可以通过求解式(12),得到 x_i 的解即为 $CoVaR_q^{ij}$ 。

$$\int_{-\infty}^{x^i} c(F_i(x^i),F_j(VaR_q^i))f_i(x^i)\,\mathrm{d}x^i=q \tag{12}$$

三、实证分析

(一)数据的描述性统计与检验

本文选取 Wind 行业板块指数中银行指数与房地产指数的每日收益率数据,分别代表房地产与银行两个行业,样本考察期为 2000 年 1 月至 2017 年 6 月,共 4 223 组数据。为了检验模型的有效性,将样本数据分为估计与预测两部分,用样本序列的最后 300 天数据进行预测,测度其对实际损失的覆盖率。收益率序列的统计特征如表 1 所示。由表 1 可知,样本期内银行与房地产收益率序列的均值分别为 0.049 8、0.055 6,其中房地产收益率大于银行,说明房地产收益率更大;而两个行业标准差都较大,分别为 1.926 1、2.149 2,房地产收益率标准差大于银行,说明房地产收益率波动也更大;两个行业的峰度都大于 3,分别为 7.145 4、5.747 8,说明两个行业的分布都呈现高峰厚尾的特征。JB 检验拒绝了收益率序列服从正态分布的原假设,说明两个收益率序列均不服从正态分布;ADF 检验拒绝了序列存在单位根的原假设,表明两个收益率序列是平稳的;Ljung-Box 检验拒绝了序列不存在自相关的原假设,说明房地产与银行收益率序列均存在自相关性现象;ARCH 检验显示,两市收益率序列存在显著的 ARCH 效应,即两个市场的收益率序列均存在波动集聚的现象。为避免估计偏误,本文先用能较好刻画金融数据波动集聚现象的 GARCH 模型对收益率序列进行过滤③,提取标准化残差序列再次进行自相关与 ARCH 检验,结果如表 2 所示。由表 2 可知,Liung-Box 与 ARCH 检验都通过了原假设,说明经过 GARCH 模型过滤后的数据已不存在自相关和 ARCH 效应,适用于模型研究。

表 1　房地产与银行收益率序列的统计特征

行业	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	ADF 统计量	Ljung-Box	ARCH
银行	0.049 8	1.926 1	0.358 2	6.145 4	3 114.056 (0.000)	-14.511 (0.001)	38.865 (0.004)	122.852 (0.000)
房地产	0.055 6	2.149 2	-0.231 3	5.747 8	1 366.291 (0.000)	-15.314 (0.001)	47.729 (0.000)	158.568 (0.000)

注:括号内的数值表示相伴概率 P 值,其中 ADF 统计量、Ljung-Box 和 ARCH 效应是滞后 15 阶的检验结果

表 2　残差检验

行业	Ljung-Box	ARCH
银行	18.477(0.328)	10.122(0.605)
房地产	21.752(0.205)	7.458(0.826)

(二)边缘分布估计

在得到独立同分布的标准化残差后,需通过求解式(1)中的参数来拟合边缘分布。对于阈值的选取,本文根据 DuMouche 提出的 10%原则[24],定义 10%分位数为下尾阈值,90%分位数为上尾阈值,并运用极大似然 MLE 方法估计 GPD 分布函数的参数,估计结果如表 3 所示。为检查 GDP 对残差序列的拟合情况,本文以下尾为例,分别作房地产与银行的超出量估计图和尾部估计图(图 1—图 2)。从图 1、图 2 可以看出,其超出量分布图和尾部分布图的点基本在一条线上,说明拟合较好。于是,将估计出的参数 ξ 和 σ,带入公式(1)中,得到相应的边缘分布。

③感兴趣的读者可以向作者索要 GARCH 模型的估计结果。

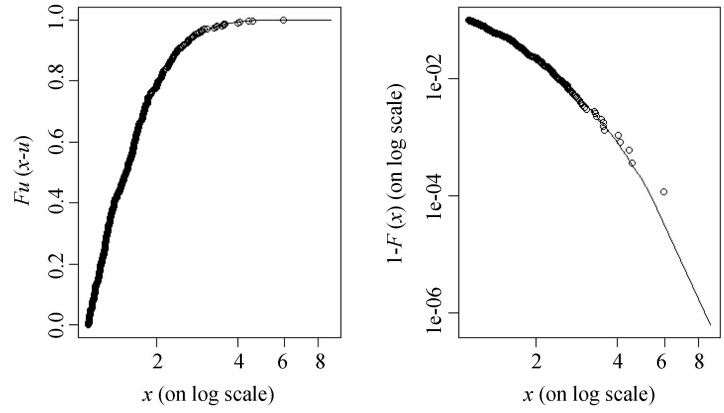

图 1 银行残差序列下尾的超限分布 GPD 拟合图与尾部估计图

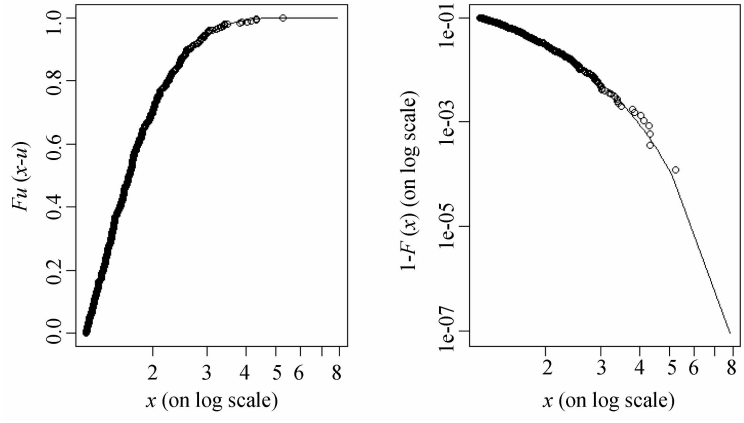

图 2 房地产残差序列下尾的超限分布 GPD 拟合图与尾部估计图

表 3 残差序列的阈值及参数估计

行业	尾部	u	ξ	σ
银行	上尾	1.188 7	0.106 1	0.649 1
	下尾	−1.113 9	0.022 9	0.565 6
房地产	上尾	1.177 5	0.017 1	0.564 9
	下尾	−1.222 1	−0.050 3	0.661 6

(三)Copula 函数参数估计

在得到边缘分布后,通过选取最优的 Copula 函数来测度房地产与银行业的相关性。为此,本文估计了包含 Elliptic Copula、Archimedean Copula 函数及双参数 Copula 函数在内的共 10 个 Copula 函数,通过比较 Carmer von Mises 统计量(CvM)和 *AIC* 信息准则等拟合优度进行判定。Copula 函数的参数估计及相关检验如表 4 所示,由表 4 可知,BB1 Copula 函数的 *AIC* 值最小,T-Copula 的 *AIC* 值与之相差甚微,且两个函数的参数都通过了相关检验。而 Gauss Copula 函数虽然了 CvM 通过检验,但 *AIC* 值比 T Copula 和 BB1 Copula 函数大,其他 Copula 函数则没有通过检验,说明 T Copula 与 BB1 Copula 模型都能较好地拟合房地产与银行的相关性。将 Copula 函数的估计参数转换为一致性 Kendall 秩相关进行比较,发现房地产与银行的秩相关在 0.46 左右,说明房地产与银行相关性较高。BB1 Copula 测度的上尾相关系数为 0.37,下尾相关系数为 0.44,说明房地产与银行的尾部相关性具

有非对称性,下尾相关系数大于上尾相关系数,即一个市场在发生危机时传染到另一个市场的概率较高④。

表 4　Copula 参数估计结果及检验

Copula 函数	参数 1（标准差）	参数 2（标准差）	秩相关	上尾相关系数	下尾相关系数	CvM 检验（*P* 值）	*AIC* 值
Gauss	0.662 3（0.007）		0.460 8	0	0	0.277 8（0.09）	-2 262.84
Student T	0.665 9（0.009）	5.923 1（0.561）	0.463 9	0.277 6	0.277 6	0.000 9（0.99）	-2 386.349
Clayton	1.269 1（0.034）		0.388 2	0	0.579 2	2.258 3（0.00）	-2 004.012
Gumbel	1.767 7（0.022）		0.434 3	0	0.519 9	2.858 6（0.00）	-2 084.522
Frank	5.170 2（0.117）		0.467 2	0	0	1.665 7（0.00）	-2 095.857
Joe	1.938 1（0.032）		0.341 1	0.570 1	0	37.158 1（1.00）	-1 412.051
BB1	0.587 8（0.036）	1.423 4（0.025）	0.457 0	0.372 6	0.436 7	0.058 4（0.45）	-2 387.604
BB6	1.001（0.187）	1.766 5（0.220）	0.434 2	0	0.520 1	2.864 2（0.00）	-2 081.998
BB7	1.541 6（0.035）	1.019 2（0.039）	0.432 2	0.506 5	0.432 2	0.380 8（0.00）	-2 348.102
BB8	6（0.531）	0.600 4（0.036）	0.446 9	0	0	3.114 6（0.00）	-2 013.711

注:由于 T-Copula 自由度非整数,对其参数采用 White 信息矩阵进行 GOF 检验

（四）房地产与银行动态相关性与风险溢出性

由于本文研究使用的数据历时长达 17 年有余,相关参数可能是随市场环境而动态变化的,因此我们进一步估计了 T-Copula 的时变相关系数,结果如图 3 所示。由图 3 可知,房地产与银行相关系数在 2002 年、2008 年和 2015 年分别出现高点,而在 2006 年、2012 年和 2016 年相关性降低到历史低点。纵观房地产市场的发展可以发现,房地产与银行相关性高企主要和房地产市场繁荣有关,而房地产与银行相关性降低则与逆房地产周期相机决策的调控政策有关。例如,为抑制房价的快速上涨,在 2005 年与 2006 年相继出台“国八条”“国六条”,央行 2 次提高基准利率,房地产与银行相关性迅速降低到 0.2 左右;而 2008 年为应对金融危机,房地产调控政策从严格调控转变为鼓励消费,全年共 4 次降准、5 次降息,房价走高,两个行业的相关性也随之创下新高,达到 0.8 左右;宽松的政策环境刺激了房地产市场的繁荣,为应对房价上涨过快问题,在 2011 年出台“国八条”后,47 个城市执行限购政策并收紧信贷,在严厉的政策打击下房地产市场出现量价齐跌,两个行业的相关性也随之下降并在 2012 年跌至谷底;2014—2015 年间为应对高库存压力央行共进行了 3 次降准、5 次降息,多数城市取消限购政策,房地产市场回暖,两个行业相关性再度高企;直到 2016 年“9.30”政策后,16 个城市密集出台限购政策,房地产政策开始收紧;2017 年“3.17”政策后,3 月至 5 月间全国共

④T Copula 无法拟合分布不对称的情况,而 BB1 更适合拟合尾部的相关性。

有 46 个城市出台限购政策及相应的配套政策,两个行业的相关性迅速降低。钟明等人的研究也表明,房地产与银行相关性的变化往往伴随两个行业重大政策的出台,具有强烈的政策效应[25]。但同时本文发现,针对房地产市场逆周期的相机决策的调控政策导致两个行业相关性降低的持续时间很短,一般在 1~2 个月左右市场就得以恢复;而一旦政策放松则房地产与银行相关性将再度攀升到较高的水平。因此本文的研究结论与江红莉等[18]提出的通过严厉的调控政策来降低两个市场的风险关联不同,本文认为严厉的政策调控并不是长效的调控机制。

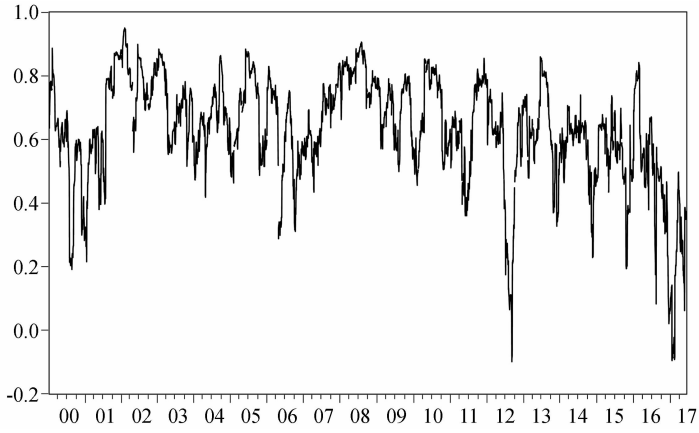

图 3 房地产与银行动态相关性

为了比较 GPD-T Copula 与 GPD-BB1 Copula 模型的样本外预测能力,本文使用 Kupiec 提出的失败率 LR 检验法对模型进行检验[26]。具体做法是:利用模型所估计的参数,采用 Monte Carlo 模拟房地产与银行等权重的 *VaR* 值,并利用滚动时间窗口法,滚动预测样本外 300 天的 *VaR* 损失值,比较其对房地产与银行等权重实际损失的覆盖率,结果如表 5 所示。由表 5 可知,GPD-BB1 Copula 模型预测的 *VaR* 损失值失败率更低,检验统计量 *LR* 值更小。因此,较 GPD-T Copula 而言,GPD-BB1 Copula 拟合风险损失更好。

表 5 模型预测效果检验($\alpha=0.05$)

模型	预测天数	失败天数	失败率	*LR* 值	*P* 值
GPD-BB1 Copula	300	8	2.67%	2.930 5	0.086 9
GPD-T Copula	300	12	4.00%	4.128 8*	0.042 5

注:*LR* 值越大表明模型预测效果越差,加 * 号 *LR* 值表示在显著性水平 0.05 下拒绝原假设

Copula 函数测度了房地产与银行间的相关性,并且显示两个市场间具有较高的下尾相关性,即一个市场的下跌引起另一个市场下跌的概率较高,说明两个市场存在风险溢出效应。为进一步考察两个市场在发生风险(极端下跌)时的溢出方向与强度,通过求解式(6)、(7)、(12),得到了相应的条件风险值 *CoVaR*、Δ*CoVaR* 及%*CoVaR* 值,结果如表 6 所示。由表 6 可知,两个行业的条件风险值 *CoVaR* 均大于无条件风险值 *VaR*,说明两个行业联动的风险大于单一行业风险,即两个行业具有风险溢出性,即当一个行业发生风险事件时容易引发另一个行业风险的爆发。从风险溢出的方向看,两个行业存在双向的溢出性,其中房地产对银行的风险溢出强度为 39.94%,银行对房地产的风险溢出强度较低,只有 21.89%,说明房地产行业的风险溢出性更强,因而更应该防范房地产市场对银行的风险传染。

表 6　房地产与银行业风险溢出效应($q=5\%$)

溢出方向	*VaR*	*CoVaR*	Δ*CoVaR*	%*CoVaR*
房地产→银行	2.779 6	3.889 5	1.110 2	39.94%
银行→房地产	3.418 2	4.166 6	0.748 0	21.89%

四、结束语

本文通过构建 GPD-Copula-CoVaR 模型测度了中国 2000 年 1 月至 2017 年 6 月间房地产业与银行业的动态相关性及风险溢出性。首先,用 GARCH 模型对数据进行过滤,并使用广义帕累托分布刻画边缘分布中超阈值的部分;然后,选取最优的 Copula 函数测度房地产与银行的动态相关性与尾部相关性,并通过 LR 失败率法检验了模型的样本外预测能力;最后,通过条件在险价值 *CoVaR* 衡量了房地产与银行间的风险的溢出效应。通过以上研究,本文得到以下主要结论:(1)房地产与银行业存在较高的相关性,Kandall 秩相关系数在 0.45 左右,且上下尾具有不对称性,下尾相关系数大于上尾,即一个市场大幅下跌导致另一个市场大幅下跌的概率更高。通过 Monte Carlo 模拟损失值 *VaR* 与实际损失对比发现,GPD-BB1 Copula 模型对尾部风险损失的拟合更佳,即 GPD-BB1 Copula 模型更适用于极端风险预测。(2)房地产业与银行业的相关性是时变的,相关性较高时期往往对应于房地产市场繁荣时期,且银行信贷政策的宽松也会刺激两个行业相关性的高企;而相关性的降低往往源于为防止房地产市场过热而出台的政策调控,但是政策效应持续的时间较短。(3)房地产与银行存在双向的风险溢出效应,即两个行业联动的风险要大于单一行业的风险,其中房地产行业对银行的风险溢出强度更强(40%左右),银行对房地产的风险溢出则相对较小(21%左右)。

参考文献:

[1]GLAESER E,HUANG W,MA Y R,et al.A real estate boom with Chinese characteristics[J].Journal of Economic Perspectives,2017,31(1):93-116.

[2]GREENSPAN A.The map and the territory:Risk,human nature and the future of forecasting[M].New York:Penguin Press,2013:67.

[3]CHEN K J,WEN Y.The great housing boom of China[J].American Economic Journal:Macroeconomics,2017,9(2):73-114.

[4]FANG H M,GU Q L,WEN X,et al.Demystifying the Chinese housing boom[R].NBER Macroeconomics Annual 2015,30.

[5]BERTRAND R.The 1985-1994 Global real estate cycle:Its causes and consequences[R].World Bank Policy Research Working Paper,1995,No.1452.

[6]GERLACH S,PENG W S.Bank lending and property prices in Hong Kong[J].Journal of Banking & Finance,2005,29(2):461-481.

[7]RICHARD H J,SUSAN W.Real estate booms and banking busts:An international perspective[R].The Wharton School Research Paper 1999,No.9927.

[8]方意.货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析[J].世界经济,2015(7):73-98.

[9]KOETTER M,POGHOSYAN T.Real estate prices and bank stability[J].Journal of Banking & Finance,2010,34(6):1129-1138.

[10]Von PETER G.Asset prices and banking distress:A macroeconomic approach[J].Journal of Financial Stability,2009,5(3):298-319.

[11]GLAESER E.Real estate Bubbles and urban development[R].National Bureau of Economic Research Working Paper,2016,No. 22997.

[12]欧阳远芬,李璐.逆房地产周期调控政策对抑制银行危机的有效性分析[J]. 国际金融研究,2014(9):52-60.

[13]文凤华,张阿兰,戴志锋,等.房地产价格波动与金融脆弱性——基于中国的实证研究[J].中国管理科学,2012

(2):1-10.
[14]肖斌卿,王栗旸,周小超,等.债务网络、投资者行为与传染性风险:来自中国银行业与房地产业的研究发现[J]. 管理科学学报,2014,17(11):139-150.
[15]王辉,李硕.基于内部视角的中国房地产业与银行业系统性风险传染测度研究[J].国际金融研究,2015(9):76-85.
[16]ALOUI R,AISSA M,NGUYEN D K.Global financial crisis,extreme interdependences,and contagion effects:The role of economic structure? [J].Journal of Bank & Finance,2011,35(1):130-141.
[17]刘琼芳,张宗益.基于 Copula 房地产与金融行业的股票相关性研究[J].管理工程学报,2011(1):165-169.
[18]江红莉,何建敏,庄亚明.基于时变 Copula 的房地产业与银行业尾部动态相关性研究[J].管理工程学报,2013(3):53-59.
[19]ADRIAN T,BRUNNERMEIER M K.CoVaR[J]. American Economic Review,2016,106(7):1705-1741.
[20]PICKANDS J.Statistical inference using extreme order statistics[J].The Annals of Statistics,1975,3(1):119-131.
[21]SCHWEIZER B,WOLFF E F.On nonparametric measures of dependence for random variables[J].The Annals of a Statistic,1981,9(4):879-885.
[22]NELSON R B.An introduction to Copulas[M].New York:Springer-Verlag,1999:24-32.
[23]JOE H.Multivariate models and dependence concepts[M].London:Chapman & Hall,1997:229.
[24]DUMOUCHEL W M.Estimating the stable index in order to measure tail thickness:A critique[J].Annals of Statistics,1983,11(4):1019-1031.
[25]钟明,郭文伟.基于 SJC Copula 模型的银行与房地产业动态相依性及其结构突变[J].系统工程,2014,32(8):32-43.
[26]KUPIEC P H.Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models[J].The Journal of Derivatives,1995,3(2):73-84.

The dynamic correlation and risk spillover effect of real estate and banking in China: An empirical study based on GPD-Copula-CoVaR model

HU Chengchun, CHEN Xun, HUA Yongjun
(*School of Economics and Business Administration*, *Chongqing University*, *Chongqing 400044*, *P. R. China*)

Abstract: Based on the GPD-Copula-CoVaR model, this paper investigates the dynamic correlation and risk spillover effect between real estate and banking, over the period 2000 M01 - 2017M06 in China. In addition, we examine the forecast effect through Monte Carlo method. The results show that the correlation between real estate and banking is highly related to the prosperity and political policies of the real estate market, and the correlation is higher when market in slump. The GPD-BB1 Copula model is suit for the risk situation. The out-of-sample forecast shows that GPD-BB1 Copula model coverage of the actual risk loss is higher, so the prediction ability is better. In addition, the two marks have bidirectional risk spillover effects in extreme situation, and real estate on the banking' s spillover is stronger, about 40%. This article provides an effective method for measuring the risks associated with banking and real estate in favor of authorities for risk management.

Key words: general Pareto distribution; copula; risk spillover; CoVaR

(责任编辑 傅旭东)