

基于 DCC-GARCH-SVAR 模型对我国绿色债券市场和绿色股票市场间时变联动性的研究

黄冉 周彤 刘颖

江苏大学, 中国·江苏 镇江 212013

【摘要】中国在改革开放后的高速发展模式下伴随着严重的资源掠夺和不断恶化的自然环境,为了解决这一问题,本文通过研究绿色股债市场的联动性和风险溢出效应,为了促进我国绿色金融业的发展,提出一些政策建议。

【关键词】绿色金融; 绿色债券; DCC-GARCH 模型; 风险溢出效应; SVAR

【项目名称】江苏大学第 20 批大学生科研课题立项资助项目。

1 理论机制

1.1 相关性内在原理分析

基于有效市场假设,在半强势有效市场和弱式有效市场中,部分信息会反映在市场价格中,则我国的绿色股债市场可能存在关联效应。

基于现代投资组合理论,资产配置比例与市场之间的关联效应有关。当资金在绿色股债市场之间流动时,会影响绿色金融市场的收益率,此时便会产生跨市场的关联效应。

基于行为金融理论,从传统金融市场与绿色金融市场相比较的角度来看,绿色股票与绿色债券之间是存在关联效应的,并且这种效应具有一致性和协同效应。

基于宏观环境理论,如果绿色市场中投资者是风险规避者,当一个市场的价格发生剧烈波动时,投资者会重新配置资产转移至另一市场,使得两个市场之间呈现负向关联效应。

1.2 联动性关系影响因素

利率。利率的变动一定程度上影响投资者的风险偏好,进而影响资金流向。当利率上升时,投资者更愿意将资金投入金融市场,促使金融产品价格上涨。第二,货币供应量。货币政策宽松,会使投资者分散资金到金融市场以合理配置资产,进一步影响我国的绿色股债市场。第三,汇率。在直接标价法下,当汇率上升时,国内可流通货币增多,经济走向繁荣,从而影响绿色股票市场和绿色债券市场^[1]。

2 模型介绍

2.1 GARCH 模型

众多学者研究表明,GARCH 模型分析金融序列的波动从聚性效果更好。

GARCH(p, q), p 指 σ_t^2 的自回归阶数, q 指 ε_t^2 的滞后阶数。其中 y_t 是因变量, x_t 是解释变量, β 是未知参数, μ 是常数项。记随机干扰项 ε_t 的条件方差为 $\sigma_t^2 = \text{Var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \dots)$ σ_t^2 的下标 t 表示条件方差可以随时间而变动。 ε_{t-1}^2 称为“ARCH 项”,

称为“GARCH 项”。波动率通常用条件方差表示,条件方差越大,风险越大。

$$y_t = \mu + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-q}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \sigma_{t-1}^2$$

GARCH(1, 1) 模型:

$$y_t = \mu + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2$$

若满足 $a_0 > 0, a_1 \geq 0, \gamma_1 \geq 0, a_1 + \gamma_1 < 1$, 则可以说明

GARCH 模型是平稳的。

在前人的研究中,在 GARCH 中, p 与 q 均为 1 时, GARCH (1, 1) 模型对于市场的波动性的拟合更精确。

2.2 DCC-GARCH 模型

DCC-GARCH 模型前提条件是两个时间序列的相关关系是会随着时间变化的。

假设收益率服从如下分布:

$$r_t \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}$$

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \sqrt{h_{33,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}})$$

R_t 是资产收益率, Ω_{t-1} 是 t 时刻的信息表, R_t 是动态相关系数矩阵, D_t 是条件标准差 $\sqrt{h_{11,t}}$ 组成的对角矩阵,而条件方差 $h_{11,t}$ 是由单个金融变量的 GARCH 拟合而成。 H_t 为条件协方差矩阵。

$$Q_t = (1 - \omega - \phi) \bar{Q} + \eta Q_{t-m} + \omega \delta_{i,t-n} \delta_{j,t-n}$$

$$R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1}$$

Q_t 是协方差矩阵, $\bar{Q}$ 是残差标准化后的无条件协方差, ω 是滞后 n 阶的标准化残差系数, ϕ 是滞后 m 阶的条件方差系数,满足 $\omega + \phi < 1$ 。

DCC-GARCH(1, 1) 模型下的两个金融变量之间的动态条件相关系数定义为:

$$\rho_{ijt} = \frac{(1 - \omega - \phi) \bar{q}_{ij} + \eta q_{ij,t-1} + \omega \delta_{i,t-1} \delta_{j,t-1}}{[(1 - \omega - \phi) q_{ii} + \eta q_{ii,t-1} + \omega \delta_{i,t-1}^2]^{1/2} [(1 - \omega - \phi) q_{jj} + \eta q_{jj,t-1} + \omega \delta_{j,t-1}^2]^{1/2}}$$

2.3 SVAR 模型

SVAR 模型的表达式为:

$$Y_t = C_0^{-1} \phi_1 Y_{t-1} + C_0^{-1} \phi_2 Y_{t-2} + \dots + C_0^{-1} \phi_p Y_{t-p} + C_0^{-1} \varepsilon_t$$

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \mu_t$$

其中

$$a_i = C_0^{-1} \phi_i, \mu_t = C_0^{-1} \varepsilon_t, \psi_\mu = E(\mu_t, \mu_t) = C_0^{-1} \psi_\varepsilon (C_0^{-1})$$

$$C(L) Y_t = \varepsilon_t$$

滞后算子的形式为:

$$E(\mu_t, \mu_t') = I_i$$

其中, $C(L) = C_0 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p, C(L) \neq I_i$,

C(L)为滞后算子L的 $n \times n$ 维参数矩阵。对于 n 元 p 阶的SVAR模型,对结构式施加 $n \times (n-1)/2$ 个约束条件,才能识别出结构冲击^[2]。

2.4 脉冲响应分析

脉冲响应分析通常用来分析一个误差项的冲击对整个模型产生的一段时间的影响,当随机干扰项受到冲击时,我们需要研究被观测数据的变化。

$$M_t = a_{1,1}M_{t-1} + a_{1,2}N_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$N_t = a_{2,1}N_{t-1} + a_{2,1}M_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

当 $\varepsilon_{i,t}$ 产生变化时,会立即引起 M_t 的变化,接下来 M_t 的变化又会通过迭代循环影响到 M_{t+1} 和 N_{t+1} 。将时间维度拉开,某一个变量的所带来的冲击不仅仅影响到了它本身,还通过VAR模型传导给了其他所有内生变量。

2.5 方差分解

在进行方差分解分析时,依据模型当中的每一个内生变量的波动,将每个波动的成因进行分解,分析外界的不同冲击对观测值的影响,也是在脉冲响应分析的基础之上研究冲击对内生变量所造成的影响。

表 4-3 绿色债券市场和绿色股票市场收益率序列描述性统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B检验	P值
RGB	-0.004056	0.002596	1.65059	-1.685203	0.138765	-1.08957	56.28150	143723.7	0.000000
RGS	-0.001587	0.085903	4.729528	-9.119915	1.492625	-1.127746	7.798988	1421.107	0.000000

2.6 数据说明

本文选用的数据为中债-中国绿色债券指数(GB)和上证环保产业指数(GS),由于交易日的不完全匹配,剔除不同交易日的日期,时间跨度为2016.01.04-2020.12.31一共是5年的数据进行实证分析。RGB与RGS分别代表日收益率序列,通过研究这两者之间的关系来研究我国绿色债券市场与绿色股票市场之间的关系。中债-中国绿色债券指数来源于中国债券信息网,上证环保产业指数来源于上海证券交易所官网。

为研究影响两市场联动关系的影响因素,本文选取了前文中通过DCC-GARCH模型求得的动态相关系数,同时选取Shibor、CNY和M2三个指标,样本空间为2016.01.04-2020.12.31。研究这三者对联动关系的影响。

被解释变量,从DCC-GARCH模型的估计结果中求得的绿色股债市场波动的动态条件相关系数序列,用 rel 表示。使用Fisher转换对求得的相关系数序列的系数从 $(-1, 1)$ 的范围转换为 $(-\infty, +\infty)$,公式为:

$$Frel = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+rel}{1-rel}\right)$$

解释变量,利率、汇率及货币供应量的变动均会对股债市场产生影响,因此我们对Shibor、CNY和M2取对数差分,产生新的时间序列。由于CNY只有月度数据,因此,我们需要对Frel利率的对数差分序列、汇率的对数差分序列转换为月度数据。对Frel我们求每月的均值作为新的变量,对于汇率和Shibor,取对数差分后得到新的数据后求按月求和,最后得到了RShibor, RCNY, RM2最后得到了48组数据。

实证分析

3 平稳性检验与描述性统计

为了防止伪回归的产生,本文先对中债-中国绿色债券指数和上证环保产业指数进行ADF单位根检验。

从表4-1中可知,GB与GS均不平稳,对于非平稳的时间序列,采取一阶差分的方法,然后再进行平稳性检验。如果

一阶差分后数据仍不平稳,将继续做差分,直到平稳的时间序列,才可以进行建模。因此我们对样本数据进行取对数再差分后得到RGB和RGS。

表 4-1 GB与GS平稳性检验

变量	t-Statistic	Prob.*	结论
GB	-1.925129	0.3208	不平稳
GS	-1.896697	0.3341	不平稳

计算公式如下:

$$r_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-1})$$

分别对RGB和RGS进行ADF单位根检验。结果如表4-2所示,两组收益率序列均平稳。

表 4-2 RGB与RGS的平稳性检验

变量	t-Statistic	Prob.*	结论
RGB	-14.56328	0.0000	平稳
RGS	-36.49892	0.0000	平稳

从表4-3中可以看出,样本期内绿色股债市场的收益率均为负数。RGS的最值的差值大于RGB;绿色股市的波动性比绿色债市的波动性大;两市场偏度均小于零,表现为左偏。两市场指数收益率的峰度均高于3,因此,可以断定两市均呈现尖峰厚尾的特点。J-B检验结果p值均远小于0.01,拒绝正态分布的原假设。同时我们对数据进行了ADF单位根检验,结果表明两市场的收益率序列在1%的水平上拒绝了存在单位根的原假设,证明了数据的平稳性。

3.1 联动性实证分析

3.1.1 DCC-GARCH模型估计

DCC-GARCH模型是GARCH模型的扩展形式,与其余模型相比,DCC-GARCH模型的估计更为简洁,同时,模型假定两时间序列间相关关系随着时间的变化而变化,这个前提假定有很强的现实意义。考虑到两市场联动关系的动态时变特征,本文选取了DCC-GARCH模型进行估计。

为了验证数据是否适用于DCC-GARCH模型,首先对数据进行异方差检验以及平稳性检验。满足的前提是:存在ARCH效应、数据是平稳的。经检验数据是平稳的,进行异方差检验。

ARCH效应检验

时间序列能够用ARCH或GARCH模型进行描述的前提条件:是否存在自回归条件异方差。之后,我们对均值方程的误差项中是否存在自回归条件异方差进行LM检验。从表4-4中可以看出RGB和RGS的P值远小于0.01,拒绝原假设,即存在ARCH效应,绿色股债市场的日收益率变动都存在条件方差。

表 4-4 收益率异方差检验结果

变量	F-statistic	Prob.	Obs*R-squared	Prob.
RGB	6.57679	0.0000	26.04901	0.0000
RGS	278.6527		226.9024	

单变量GARCH(1,1)模型估计

在进行与波动性有关的研究中,通过对两市场的收益率时间序列建立GARCH(1,1)模型,借此估计波动率。通过AIC以及SC最小原则,检验所拟合GARCH模型,如果通过系数检验模型

是平稳的,则可以认为模型是有效的。

因此,首先建立GARCH(1,1)模型来估计各单变量的GARCH模型,若该模型对于两市场的拟合度太低,继续选择GARCH族的其余模型,直到找到拟合度最好的模型。

表 4-5 收益率 GARCH(1,1)模型估计结果

变量	常数项	α	β	$\alpha + \beta$	Prob	是否平稳
RGB	0.008755	0.70525	-0.065268	0.639982	0	平稳
RGS	0.082306	0.068881	0.890903	0.959713	0	平稳

在表 5 中, α 就是 ARCH 项, β 就是 GARCH 项。当用 GARCH(1,1) 对上述时间序列建模时,各模型的方差方程的系数 $\alpha + \beta$ 小于 1, 所以, GARCH(1,1) 模型对于绿色债券市场和绿色股票市场的收益率时间序列都是平稳的, 说明该模型可以用于波动性的描述与预测。

α 反映了外部冲击对收益率波动的影响, β 反映了市场自身的前期波动对后期收益率波动的影响。 $\alpha + \beta$ 指收益率波动的维持性, 越接近 1, 波动性趋势在未来维持的时间越长。

从表 4-5 中可以看出, RGS 对应的 $\alpha + \beta$ 的值大于 RGB 对应的 $\alpha + \beta$ 的值, 所以绿色股票市场收益率的波动性趋势维持的时间比绿色债券市场长。

表 4-7 各变量描述性统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B检验	P值
Frel	-0.101753	-0.10354	-0.02202	-0.130079	0.012352	4.380789	30.53684	2087.608	0.000000
RShibor	-0.06941	0.79949	29.31487	-35.30125	9.591539	-0.555893	6.463255	32.52425	0.000000
RCNY	-0.006806	-0.093819	3.103618	-3.113376	1.28181	0.343653	3.310431	1.421894	0.491179
RM2	0.724725	0.657609	2.436696	-0.665975	0.730674	0.30884	2.420243	1.764216	0.413909

(3) DCC-GARCH(1,1) 模型检验

表 4-6 收益率 DCC-GARCH(1,1)模型稳定性检验

	相关系数	标准差	z统计值	Prob.
theta(1)	-0.006602	0.000848	-7.789116	0.0000
theta(2)	0.722372	0.614327	1.175875	0.0000

表 4-6 为 DCC-GARCH 模型的稳定性检验结果, 用来衡量相关关系的强弱, 用来衡量动态相关关系的连续性特征强弱, 的估计值越接近于 1, 表明不同市场间动态相关系数变动的持续性较强, 即波动越大, α 的值越接近于 1, 其动态相关性就越明显。

(4) DCC-GARCH(1,1) 模型动态相关系数统计

从表 7 中可以看到, 均值为负数, 为 -0.101474, 最值差异很大, 但标准差仅为 0.025094, 且从图中也可以看出, 最小值的存在仅仅是个异常情形, 波动范围基本限定在 -0.2 至 0 的幅度范围内, 且数总体小于 0, 除有两处显著的异常值外, 波动幅度总体限定在比较小的范围, 说明两市场间的收益率总体呈现一个负相关。

表 4-7 DCC-GARCH(1,1)模型动态相关系数统计结果

均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	检验	P值
-0.101474	-0.102614	0.442267	-0.478547	0.025094	8.250613	254.3529	3206898	0.000000

3.2 联动性影响因素实证分析

3.2.1 描述性统计

从表 4-7 中可以看出, Shibor 的标准差最大, 说明其波动性最大; 只有利率偏度为负数, 表现为左偏。其余的 rel、CNY

和 M2 的对数差分序列的偏度均大于 0, 表现为右偏。变量 Frel 和 RShibor 的 J-B 检验的 P 值远小于 0.01, 说明数据不服从正态分布, 而 RCNY 和 RM2 的 J-B 检验的 P 值大于 0.1, 其服从正态分布。为验证各变量的平稳性, 对其进行 ADF 单位根检验, 从表 4-8 中可以看到, 四个变量的 t 统计值的 p 值均远小于 0.01, 在 1% 的水平上拒绝了存在单位根的原假设, 数据是平稳的。

RHO_12_04

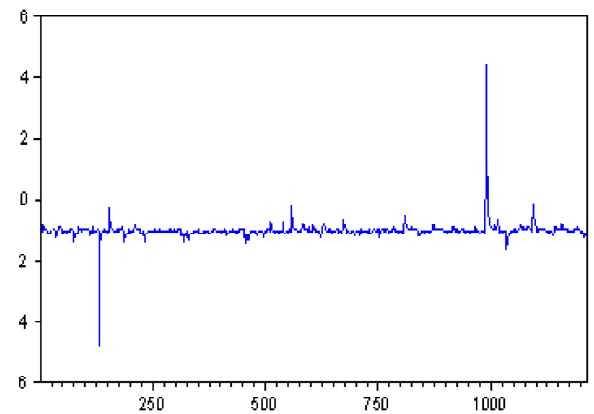


图 4-1 DCC-GARCH 模型动态相关系数时序图

表 4-8 各变量平稳性检验

变量	t-Statistic	Prob.*	结论
Frel	-7.543389	0.0000	平稳
RShibor	-5.758544	0.0000	平稳
RCNY	-5.118811	0.0001	平稳
RM2	-9.971065	0.0000	平稳

3.2.2 SVAR 模型

VAR 模型估计

在前文中, 经平稳性检验发现所有的变量均无单位根, 都是平稳的, 满足构成 VAR 模型的前提。然后根据 AIC 和 SC 最小准则, 确定建立的 VAR 模型的最优滞后阶数为 5。如图 4-2 所示, 模型所有根模均在单位圆内, 倒数均小于 1, VAR(5) 的全部特征根都在单位圆内, 则该 VAR 模型是稳定的。因此, 该 VAR 模型满足平稳性条件, 该模型是平稳的。

SVAR 模型的估计

对于 n 元 P 阶的 SVAR 模型, 我们需要对结构式施加个约束条件, 约束条件被施加之后, 结构冲击才可以被识别出来。本次的模型之中包含了 4 个内生变量, 所以将对建立的 SVAR 模型施加 6 个约束条件, 识别结构冲击。

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

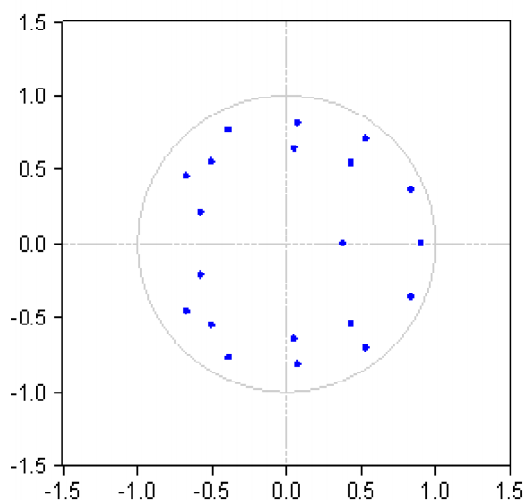


图 4-2 VAR 全部特征根的倒数位置

3.2.3 脉冲响应分析

从图4-3中可以发现两市场的联动性动态条件相关系数对自身的冲击立即做出了响应, 在很短的时间内做出了一个负向的反应, 随后慢慢下降, 不过一直保持正向, 在第6期之后, 该影响慢慢变小到最后接近于零。

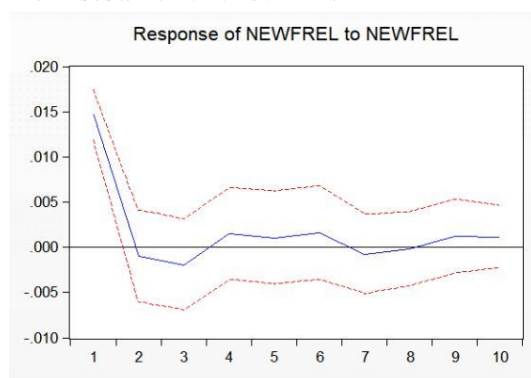


图 4-3 Frel 自身的冲击的脉冲响应

从图 4-4 中可以看到利率变动的冲击对于联动性的影响, 两市场间的联动性动态条件相关系数在利率变动发生之后, 并没有马上做出响应。一开始响应为 0, 而后剧烈变动, 在第 2 期达到一个负向的最大值, 而后在第 5 期后逐渐趋于 0, 在整个过程中, 这个影响大体上是负向的, 这说明利率的变动越大, 对两市场间的联动性影响越小。

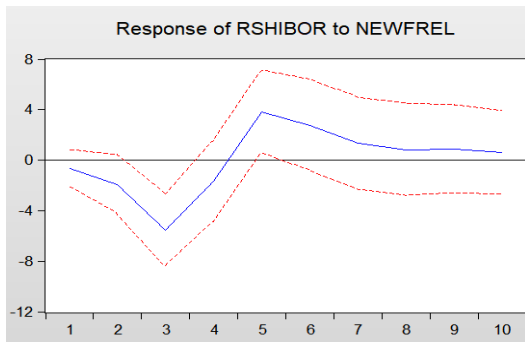


图 4-4 RShibor 冲击引起 Frel 的脉冲响应

从图 4-5 中可以看到汇率变动的冲击对于联动性的影响, 两市场间的联动性动态条件相关系数在第一期就做出了正向的响应, 第二期和第三期有一点微弱正向响应, 之后影响逐渐下降, 最后趋于 0, 在整个过程中, 影响大部分是正向的, 这说明汇率的变动越大, 对于两市场的联动性越大。

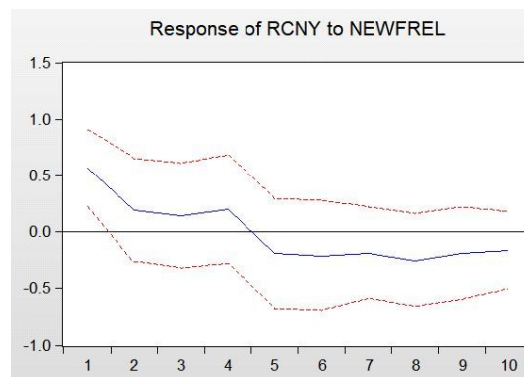


图 4-5 RCNY 冲击引起 Frel 的脉冲响应

从图 4-6 中可以看出货币供应量的环比变化对联动性的影响, 我们可以看到, 货币供应量变动的冲击在前两期产生一个正向的影响, 并且在这个过程当中, 影响逐渐增大, 冲击在第 2 期达到了一个最大值。之后, 影响开始下降, 一直到第 6 期, 此时冲击造成了一个负向的最大值。在此之后, 冲击造成的响应逐渐趋近于零。

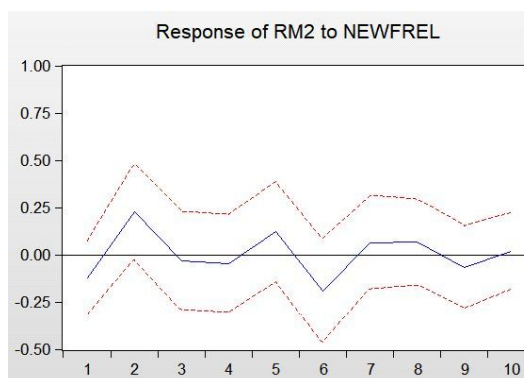


图 4-6 RM2 冲击引起 Frel 的脉冲响应

3.2.4 方差分解

如表 4-9 所示, 绿色股债市场间的联动性受自身前期联动性的影响最大, 随着滞后阶数的增加, 其自身的影响逐渐降低, 但一直占据主导作用, 且在第二期和第三期就有巨大的下降, 而后下降较缓, 到第 10 期降低到 86.22%。

4 结论与建议

4.1 研究结论

本文主要从收益率的时变相关性研究绿色股债市场的联动效应, 实证部分采取 2016-2020 年间上证环保产业指数和中债-中国绿色债券指数。构建 DCC-GARCH 模型, 进一步研究股债市场的联动性。同时构建 SVAR 模型研究两市场联动性关系的影响因素, 选取利率、汇率和货币供应量三个宏观经济指标。

研究结论如下:

第一, 外部冲击下, 绿色股票市场的收益率波动小于绿色债券市场, 绿色股票市场前期的收益率波动对后期的影响要大

于绿色债券市场。且绿色股票市场收益率波动性趋势维持的时间比绿色债券市场更长。

第二, 由DCC-GARCH(1, 1)模型可以推断动态相关系数的波动幅度限定在比较小的范围内, 两市场的收益率呈现负相关关系。从图中可以明显看出市场的异常波动对绿色股债市场相关性影响较大, 但我国具有较强的经济实力很快调整回来, 两市场间的相关性逐渐增强, 联系日益密切。

第三, 在研究两市场的联动关系的影响因素中, 发现两市场间的联动性均是受自身的前期的联动性的影响最大。利率、汇率和M2均对两市场间的联动性有影响, 其中汇率变动的最大, 利率和M2的变动的的影响相对较小, 且汇率对联动性的影响水平约等于利率和M2两者对联动性所共同产生的影响。

表 4-9 动态相关系数 Frel 的方差分解结果

Period	S. E.	NEWFREL	RSHIBOR	RCNY	RM2
1	0.014680	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.014911	97.35942	0.530299	0.717654	1.392630
3	0.015294	94.18092	0.642328	2.269872	2.906882
4	0.015436	93.40671	1.282970	2.449360	2.860960
5	0.015901	88.46151	1.353196	2.398092	7.787204
6	0.016049	87.81767	1.445253	3.038631	7.698444
7	0.016109	87.40459	1.739875	3.165562	7.689971
8	0.016153	86.93424	1.733923	3.663751	7.668086
9	0.016257	86.38092	1.715721	4.321721	7.581643
10	0.016320	86.21817	1.827814	4.290368	7.663651

4.2 政策建议

(1) 加大政府支持力度, 构建绿色金融体系

首先, 构建绿色金融标准体系, 不断进行绿色金融创新, 促进绿色金融市场协同发展。其次, 政府应当放松对市场主体

和资金的控制, 制定优惠的财税政策, 减轻企业融资压力, 激发投资者的投资热情, 引导更多资金流入市场。

(2) 培育绿色投资者, 鼓励长期机构投资者投资绿色证券产品

一是通过呼吁投资者关注绿色产业情况, 提高整个社会对绿色金融的关注程度。二是鼓励机构投资者将绿色环境因素作为评价标准之一, 承担起金融机构的环境责任。

(3) 加强监管, 推进政府落实相关经济政策。

为了两市场的进一步发展, 政府应尽快将绿色标准与国际标准对标, 使得我国绿色债券获得更广泛的国际认同。中央应当建立风险预警机制和干预政策, 地方政府强化监管职责, 共同从源头上改善金融市场监管环境。

参考文献:

[1] 家俊辉. 央行金融消费者权益保护局副局长尹优平: 推进普惠金融与绿色金融、科创金融、供应链金融等深度融合[N]. 21世纪经济报道, 2021-11-12 (009).

[2] 王璐, 庞皓. 中国股市和债市波动的溢出效应: 基于交易所和银行间市场的实证研究[J]. 金融论坛, 2008 (4): 9-13.

作者简介:

黄冉 (2002.2-) 女, 汉族, 江苏省淮安人, 江苏大学本科在读, 金融学专业

周彤 (2001.12-) 女, 汉族, 江苏省淮安人, 江苏大学本科在读, 金融学专业

刘颖 (2001.11-) 女, 汉族, 江苏省盐城人, 江苏大学本科在读, 金融学专业