

平均相关系数与系统性风险： 来自中国市场的证据

郑振龙 王为宁 刘杨树*

摘 要 本文研究了平均相关系数与系统性风险的关系,拓展了 Pollet and Wilson (2010) 的模型,找到了资产预期收益率与股票、债券平均相关系数的关系,更好地解决了系统性风险的度量问题。实证中,我们首先发现股票与债券市场的平均相关系数反映了系统性风险,而股票市场的波动并不能反映系统性风险;其次,股票投资者是风险偏好,但债券市场的投资者是风险厌恶的;最后,股票与债券的市场间相关系数未被定价,二者还具有较大的独立性。

关键词 系统性风险, 平均相关系数, 罗尔批评

一、引 言

风险与预期收益率的关系是金融理论研究的一个重要内容,是建立资产定价理论模型的基础。现代许多资产定价模型均建立在投资者风险厌恶的假定之下,这意味着系统性风险与预期收益率之间存在一个正相关关系,即当投资者承担较大系统性风险时应得到较高的风险溢价。

系统性风险是指由于某种因素的影响和变化,导致市场上所有资产(包括股票、债券、人力资本等)价格系统运动的风险。由于系统性风险不可观测,在实证研究中,人们常用股票市场波动代替不可观测的系统性风险,结果发现股市波动与预期收益率之间并不总是存在正向的关系。French *et al.* (1987) 在 GARCH 模型的框架下,采用股票数据构建可观测资产组合,实证发现股市波动与预期收益率虽然有正向的关系,但回归系数是不显著的。不少学者甚至发现,股市波动与预期收益率存在的负向关系,如 Campbell

* 郑振龙,厦门大学经济学院金融系;王为宁,兴业银行零售银行总部;刘杨树,厦门大学管理学院。通信作者及地址:郑振龙,厦门大学经济学院金融系,361005;电话:13906038903;E-mail: zlzhen@xmu.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金项目:资产价格中隐含通货膨胀信息的提取、分析与应用(71371161)、国家自然科学基金青年项目:投资者风险偏好:度量与应用(71101121)、国家自然科学基金面上项目:不完全市场中相关性风险和最优组合选择研究(71073023)、国家自然科学基金地区项目:隐含波动率的信息反映功能及其在我国的应用研究(71261024)的资助,特此致谢。特别感谢厦门大学金融系陈蓉教授的修改意见。感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然文责自负。

(1987)、Bali *et al.* (2005)。

实际上,对于这些实证结果和理论上出现的差异,Roll (1977)就已经提出,如果市场组合中包括重要的非股票资产,则股票市场波动并不必然和系统性风险的变动保持高度一致。在这种情况下,即使系统性风险是驱动收益率变动的主要因素,股票市场波动也不必然对收益率产生显著的正向影响,这就是著名的Roll批判(Roll Critique)。因此,在之后的实证研究中,不少学者试图从市场风险之外寻找其他的系统性风险,比如,Fama and French (1993)、Cahart (1997)以及Amihud (2002)等。

在经典的研究中,学者们总是假设资产的相关系数本身是比较稳定的,并没有意识到相关系数的动态变动实际上是一个非常重要的系统性风险。Pollet and Wilson (2010)用模型证明了市场相关性所带来的系统风险是不可忽略的,其重要程度甚至超过了波动率。他们的模型表明即使系统性风险的完全信息是无法获得的,它也可以从市场上资产间的相关关系的变化呈现出来。在股票市场上,这就体现为股票市场的预期收益率如果与系统性风险正相关,则它与各种股票之间的平均相关系数正相关。沿着这样的逻辑,Pollet and Wilson (2010)从Campbell and Viceira (2002)的资产定价理论出发构建股票组合并进行实证检验。他们的实证结果表明,平均相关系数对未来的预期收益率有很强的预测能力,而平均方差对预期收益率则没有预测能力。这表明实际上平均相关系数才是系统性风险的真正代理变量,而我们平时常用的市场风险等并不是系统性风险的一个好代理变量。

但Pollet and Wilson (2010)的研究仍然存在一定的缺陷,最重要的一点在于他们忽略了日常投资中最常见也是全球交易量最大的证券,即债券。实际上,郑振龙(2009, 2012)¹指出不同资产其信息含量不同。股票与债券作为投资领域的两大基础产品,其收益特征截然不同,因此,收益率之间的信息含量有较大差异,比如Campebell (1987)和Avramov (2002)的研究都表明债券市场的期限结构和信用利差甚至能够预测股票市场未来的收益。因此,我们认为将债券市场和股票市场混同起来作为一般化的设定至少有三点遗漏:第一,仅利用股票市场的信息度量系统性风险很可能是不足的,这样的处理很容易抹杀债券市场中所蕴涵的更加详细的系统性风险信息;第二,在中国,股票市场和债券市场(尤其是银行间债券市场)的交易机制不同,比如是否能够卖空(债券市场的融券并不需要太大成本), $T+1$ (股票)和 $T+0$ (银行间债券)的交易机制的差异;第三,Pollet and Wilson (2010)模型中“等权重”的假设同样需要检验,由于现实中股票和债券的投资比例很难做到1:1,因此,1:1的模型设定需要在实证中进行检验。

¹ 郑振龙,“金融资产价格的信息含量:金融研究的新视角”,《经济学家》,2009年第11期,第69—78页;郑振龙,“资产价格隐含信息分析框架:目标、方法与应用”,《经济学动态》,2012年第3期,第33—40页。

基于以上不足，本文以 Pollet and Wilson (2010) 理论模型为基础，在可观测资产组合中引入债券资产，重新推导组合超额收益率的决定模型，从而为研究平均相关系数与系统性风险的关系提供了坚实的理论支撑。接着以此为基础，本文对平均相关系数与组合超额收益率的关系进行了实证分析，实证结果证明了本文模型改进的合理性和必要性，并发现了国内股票市场和银行间债券市场上一些有趣的现象。

本文的贡献主要体现在：第一，本文拓展了 Pollet and Wilson (2010) 理论模型，构建了资产预期收益率与股票平均相关系数、债券平均相关系数之间关系的理论模型，与原模型相比容纳了不同的市场特征以及不同市场之间的联系对于超额收益率的影响，是对系统风险信息为进一步细分。第二，实证发现，新模型中的债券的平均相关性以及债券和股票相关性对超额收益率的影响是稳定的，且其符号与股票的平均相关性相反，反映出国内市场具有明显的市场分割的情形，而这是将债券市场中的债券和股票市场中的股票看作一类资产的 Pollet 和 Wilson 模型所无法刻画的。第三，通过对实证结果的探讨，我们认为，在中国资本市场，只有债券市场的投资者是传统的风险规避者，而中国股票投资者是风险爱好者，这导致我们的实证结果同 Pollet and Wilson (2010) 的实证结果正好相反，因此，我们把它称为“中国股票投资者风险偏好之谜”。

二、理论模型设立

本部分中，我们将在 Pollet and Wilson (2010) 理论的基础上，通过引入债券资产，重新对组合超额收益率的理论模型进行推导，得出解析式，来弥补 Pollet and Wilson (2010) 模型的缺陷。

首先，根据 Campbell and Viceira (2002) 的资产定价理论，假设资产对数收益率服从条件正态分布，投资者依据期末总财富的幂效用函数进行最优投资组合决策，则有下式成立：

$$E_t[R_{i,t+1}] - R_{f,t+1} + \frac{1}{2}\sigma_{i,t}^2 \cong \gamma\sigma_{im,t}. \quad (1)$$

其中， $R_{i,t+1}$ 、 $R_{f,t+1}$ 分别是 $t+1$ 时刻资产 i 与无风险资产的对数收益率， $\sigma_{i,t}^2$ 是资产 i 对数收益率的条件方差， γ 是投资者的相对风险厌恶系数， $\sigma_{im,t}$ 是资产 i 和市场组合之间的协方差。在均衡状态中，资产 i 的超额收益率（经詹森不等式调整）与 $\sigma_{im,t}$ 呈正比例关系，即对数形式的 CAPM 成立。则可观测资产组合 p 的超额收益率 R_p 表达式如下所示：

$$E_t[R_{p,t+1}] - R_{f,t+1} + \frac{\sigma_{p,t}^2}{2} \cong \gamma(w_{p,t} \text{Var}_t(R_{p,t+1}) + (1 - w_{p,v}) \text{Cov}_t(R_{p,t+1}, R_{u,t+1})). \quad (2)$$

上式中, $w_{p,t}$ 为可观测资产组合 p 占市场组合的权重, $R_{u,t+1}$ 代表市场组合中不可观测资产组合的收益率。为分析系统性风险与平均相关系数之间的关系, 本文在 Pollet and Wilson (2010) 的基础上提出如下假设:

假设 1 组合构成。 可观测资产组合 p 包括股票组合 (N 只) 与债券组合 (M 只), 两组合均采用等权重的加权方式, 其占组合 p 的权重分别为 $w_{s,t}$ 与 $w_{b,t}$, $w_{s,t} + w_{b,t} = 1$ 。

则股票组合存在下述表达式:

$$R_{s,t+1} = \frac{\sum_i R_{i,t+1}}{N}, \beta_{s,t} = \frac{\text{Cov}_t(R_{i,t+1}, R_{m,t+1})}{\text{Var}_t(R_{m,t+1})}. \quad (3)$$

其中, $R_{s,t+1}$ 代表股票组合的收益率。可以证明, $\lim_{N \rightarrow \infty} \sigma_{s,t}^2 = \bar{\rho}_{s,t} \bar{\sigma}_{s,t}^2$, 其中, $\sigma_{s,t}^2$ 代表股票组合的方差, $\bar{\rho}_{s,t}$ 和 $\bar{\sigma}_{s,t}^2$ 分别代表股票组合的平均相关系数与平均方差。

同理, 债券组合存在下述表达式:

$$R_{b,t+1} = \frac{\sum_j R_{j,t+1}}{M}, \beta_{b,t} = \frac{\text{Cov}_t(R_{j,t+1}, R_{m,t+1})}{\text{Var}_t(R_{m,t+1})}. \quad (4)$$

其中, $R_{b,t+1}$ 代表债券组合的收益率。可以证明, $\lim_{M \rightarrow \infty} \sigma_{b,t}^2 = \bar{\rho}_{b,t} \bar{\sigma}_{b,t}^2$, 其中, $\sigma_{b,t}^2$ 代表债券组合的方差, $\bar{\rho}_{b,t}$ 和 $\bar{\sigma}_{b,t}^2$ 分别代表债券组合的平均相关系数与平均方差。

假设 2 风险结构的划分。 假定股票收益率受到三个独立冲击的影响²:

一是整体层面的冲击 $R_{m,t+1}$, 方差为 $\sigma_{m,t}^2$; 二是股票市场风险 $\bar{\epsilon}_{s,t+1}$, 方差为 $\theta_{s,t} \sigma_{s,t}^2$; 三是正交的特质风险 $\epsilon_{i,t+1}$, 方差为 $(1 - \theta_{s,t}) \sigma_{s,t}^2$ 。类似地, 假定债券收益率也受到三个独立冲击的影响: 一是整体层面的冲击 $R_{m,t+1}$, 方差为 $\sigma_{m,t}^2$; 二是债券市场风险 $\bar{\epsilon}_{b,t+1}$, 方差为 $\theta_{b,t} \sigma_{b,t}^2$; 三是正交的特质风险 $\epsilon_{j,t+1}$, 方差为 $(1 - \theta_{b,t}) \sigma_{b,t}^2$ 。在这种设定下, 股票市场和债券市场之间的关系取决于系统性共同因子 $R_{m,t+1}$ 的影响, 而股票市场上的具体股票 (债券市场上的具体债券) 之间的关系取决于 $R_{m,t+1}$ 和 $\bar{\epsilon}_{s,t+1}$ ($\bar{\epsilon}_{b,t+1}$) 的联合影响。除此之外, 证券价格本身还含有由公司特质、流动性、信用等因素导致的特质性风险, 由 $\epsilon_{i,t+1}$ 来表示。

在上述假设条件下, 个股和个别债券的收益率可表示为:

$$R_{si,t+1} = \beta_{s,t} R_{m,t+1} + \bar{\epsilon}_{s,t+1} + \epsilon_{i,t+1}. \quad (5)$$

$$R_{bj,t+1} = \beta_{b,t} R_{m,t+1} + \bar{\epsilon}_{b,t+1} + \epsilon_{j,t+1}. \quad (6)$$

当股票组合与债券组合间的股票和债券分别采用等权重的加权方式的, 其收益率表达式为³

² 这与 Pollet and Wilson(2010)的假设以及 Cochrane(2005)资产定价理论的经典假设一致。

$$R_{s,t+1} = \beta_{s,t} R_{m,t+1} + \bar{\varepsilon}_{sz,t+1}. \quad (7)$$

$$R_{b,t+1} = \beta_{b,t} R_{m,t+1} + \bar{\varepsilon}_{bz,t+1}. \quad (8)$$

此时，可求得股票组合与债券组合之间的协方差、可观测资产组合收益率与方差的表达式，为简化起见，收益率表达式中的 $\omega_{s,t}\beta_{s,t} + \omega_{b,t}\beta_{b,t}$ 记为 A_t ，如下所示：

$$\text{Cov}_t(R_{s,t+1}, R_{b,t+1}) = \beta_{s,t}\beta_{b,t}\sigma_{m,t}^2. \quad (9)$$

$$R_{p,t+1} = A_t R_{m,t+1} + \omega_{s,t} \bar{\varepsilon}_{sz,t+1} + \omega_{b,t} \bar{\varepsilon}_{bz,t+1}. \quad (10)$$

$$\sigma_{p,t}^2 = \omega_{s,t}^2 \sigma_{s,t}^2 + \omega_{b,t}^2 \sigma_{b,t}^2 + 2\omega_{s,t}\omega_{b,t}\beta_{s,t}\beta_{b,t}\sigma_{m,t}^2. \quad (11)$$

接下来推导公式 (2) 中的 $R_{p,t+1}$ 与 $R_{u,t+1}$ 协方差的表达式。由于市场组合的收益率可表示为 $R_{m,t+1} = \omega_{p,t} R_{p,t+1} + (1 - \omega_{p,t}) R_{u,t+1}$ ，对其进行变形，并结合公式 (10) 可得不可观测资产组合的收益率表达式：

$$R_{u,t+1} = \frac{1 - \omega_{p,t} A_t}{1 - \omega_{p,t}} R_{m,t+1} - \frac{\omega_{p,t} \omega_{s,t}}{1 - \omega_{p,t}} \bar{\varepsilon}_{sz,t+1} - \frac{\omega_{p,t} \omega_{b,t}}{1 - \omega_{p,t}} \bar{\varepsilon}_{bz,t+1}. \quad (12)$$

于是，根据 $r_{p,t+1}$ 与 $R_{u,t+1}$ 的表达式，得两者之间的协方差公式：

$$\text{Cov}_t(R_{p,t+1}, R_{u,t+1}) = \frac{(1 - \omega_{p,t} A_t)}{1 - \omega_{p,t}} \sigma_{m,t}^2 - \frac{\omega_{p,t} \omega_{s,t}^2 \theta_{s,t}}{1 - \omega_{p,t}} \sigma_{sz,t}^2 - \frac{\omega_{p,t} \omega_{b,t}^2 \theta_{b,t}}{1 - \omega_{p,t}} \sigma_{bz,t}^2. \quad (13)$$

至此，我们已经得出公式 (2) 中 $\text{Var}_t(R_{p,t+1})$ 与 $\text{Cov}_t(R_{p,t+1}, R_{u,t+1})$ 的表达式，如公式 (11) 与公式 (13) 所示。鉴于研究的需要，本文需要继续求解用平均相关系数与平均方差表示的 $\sigma_{sz,t}^2$ 、 $\sigma_{bz,t}^2$ 与 $\sigma_{m,t}^2$ ，为此本文利用了 Pollet and Wilson (2010) 如下的组合结论⁴：当组合内资产数量变得比较大时，任意单项资产之间的协方差将是组合的方差。

在股票组合中，有下列方程成立：

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}_{s,t}^2 &= \text{Var}_t(R_{si,t+1}) = \beta_{s,t}^2 \sigma_{m,t}^2 + \sigma_{sz,t}^2, \\ \bar{\sigma}_{s,t}^2 &\cong \bar{\rho}_{s,t} \bar{\sigma}_{s,t}^2 = \text{Cov}_t(R_{si,t+1}, R_{sj,t+1}) = \beta_{s,t}^2 \sigma_{m,t}^2 + \theta_{s,t} \sigma_{sz,t}^2. \end{aligned}$$

求解得：

$$\sigma_{sz,t}^2 = \left(\frac{1 - \bar{\rho}_{s,t}}{1 - \theta_{s,t}} \right) \bar{\sigma}_{s,t}^2, \sigma_{m,t}^2 = \left(\frac{\bar{\rho}_{s,t} - \theta_{s,t}}{1 - \theta_{s,t}} \right) \bar{\sigma}_{s,t}^2. \quad (14)$$

在债券组合中，有下列方程成立：

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}_{b,t}^2 &= \text{Var}_t(R_{bi,t+1}) = \beta_{b,t}^2 \sigma_{m,t}^2 + \sigma_{bz,t}^2, \\ \bar{\sigma}_{b,t}^2 &\cong \bar{\rho}_{b,t} \bar{\sigma}_{b,t}^2 = \text{Cov}_t(R_{bi,t+1}, R_{bj,t+1}) = \beta_{b,t}^2 \sigma_{m,t}^2 + \theta_{b,t} \sigma_{bz,t}^2. \end{aligned}$$

求解得：

$$\sigma_{bz,t}^2 = \left(\frac{1 - \bar{\rho}_{b,t}}{1 - \theta_{b,t}} \right) \bar{\sigma}_{b,t}^2, \sigma_{m,t}^2 = \left(\frac{\bar{\rho}_{b,t} - \theta_{b,t}}{1 - \theta_{b,t}} \right) \bar{\sigma}_{b,t}^2. \quad (15)$$

³ 此时由于对冲了个股风险，组合只受市场风险的影响。

⁴ Pollet and Wilson(2010)也使用这种求法，并且表明了它与市值加权所得到结论的区别不大。

将公式(14)与公式(15)代入公式(11)与公式(13),并结合公式(2),经过一系列的推导与化简,可得可观测资产组合超额收益率的表达式:

$$\begin{aligned} & E_t[R_{p,t+1}] - R_{f,t+1} \\ &= \left(\frac{w_{s,t}\gamma}{(1-\theta_{s,t})\beta_{s,t}} - \frac{w_{s,t}^2}{2} \right) \bar{\rho}_{s,t} \bar{\sigma}_{s,t}^2 + \left(\frac{w_{b,t}\gamma}{(1-\theta_{b,t})\beta_{b,t}} - \frac{w_{b,t}^2}{2} \right) \bar{\rho}_{b,t} \bar{\sigma}_{b,t}^2 \\ & \quad - \frac{w_{s,t}\gamma\theta_{s,t}}{(1-\theta_{s,t})\beta_{s,t}} \bar{\sigma}_{s,t}^2 - \frac{w_{b,t}\gamma\theta_{b,t}}{(1-\theta_{b,t})\beta_{b,t}} \bar{\sigma}_{b,t}^2 - w_{s,t}w_{b,t} \sqrt{\bar{\rho}_{s,t}\bar{\rho}_{b,t}} \bar{\sigma}_{s,t}\bar{\sigma}_{b,t}\rho_{\phi,t}. \end{aligned}$$

假设上式中不可观测的变量均是常数,即 $\beta_{s,t}=\beta_s$, $\beta_{b,t}=\beta_b$, $\theta_{s,t}=\theta_s$, $\theta_{b,t}=\theta_b$,且股票组合与债券组合的权重是外生给定的,即 $w_{s,t}=w_s$, $w_{b,t}=w_b$ 。在 $(E(\bar{\rho}_{s,t}), E(\bar{\sigma}_{s,t}^2), E(\bar{\rho}_{b,t}), E(\bar{\sigma}_{b,t}^2), E(\rho_{\phi,t}))$ 运用泰勒公式对上式进行一阶展开,可得简化的可观测资产组合超额收益率的表达式:

$$E_t[R_{p,t+1}] - R_{f,t+1} \cong \mu + \alpha \bar{\rho}_{s,t} + \beta \bar{\rho}_{b,t} + \gamma \bar{\sigma}_{s,t}^2 + \varphi \bar{\sigma}_{b,t}^2 + \theta \rho_{\phi,t}.$$

其中, μ 、 α 、 β 、 γ 、 φ 、 θ 均为代理符号。在本文的理论模型中,可观测资产组合超额收益率的影响因子不再仅仅包括股票组合的平均相关系数、平均方差,同时还有债券组合的平均相关系数、平均方差以及两个市场之间的相关系数。显然,经过改进的模型为本文深入研究股票市场与债券市场的平均相关系数与系统性风险的关系提供了更加合理的理论基础。其中,当 $w_{s,t}=1$ 、 $w_{b,t}=0$ 时,上述组合 p 的超额收益率模型可以退化成 Pollet and Wilson (2010) 单独考虑股票组合的情形。

从更广泛的意义上讲,本文的模型对于 Pollet and Wilson (2010) 模型的扩展表明:如果投资者所面临的整体市场包含不同特征的子市场(本文为股票市场和债券市场),则不同子市场内的平均相关系数和平均方差以及子市场之间的相关系数都可能作为系统性风险的代理变量。因此,在下文的实证中,本文的关注点主要集中在本文新加入的债券市场的平均相关系数、平均方差以及两个市场之间的平均相关系数上,如果这几个系数显著,那么说明本文的扩展在现实金融市场上是有意义的。

三、指标构建与实证方法

下面,本文将在上一部分的理论模型的基础上进行实证分析,我们的逻辑如下:第一,单独考虑可观测资产组合仅包括股票组合,验证在中国股票组合的平均相关系数作为系统性风险的代理变量与市场收益率之间的关系。第二,将债券资产纳入可观测资产组合,进一步验证债券资产的引入是否提供了除了股票市场以后系统性风险的额外信息,即债券组合的平均相关系数以及股票与债券市场之间的相关系数是否能够显著地影响超额收益率。若债券资产的加入能够对模型的解释力度有较大提高,则我们认为无论从理论上

还是从实际中看，我们的模型都确实地改善了 Pollet and Wilson (2010) 的模型。

(一) 样本选择

跟股票市场相比，我国的债券市场虽然始建于 1984 年，但自 2003 年才初具规模，而 2003 年之前债券不仅数量有限且数据存在众多缺失，出于数据完备性与研究结论可比性的考虑，本文选择相同区间的股票样本与债券样本，即 2003 年 3 月至 2010 年 11 月。

股票样本来自沪深两市的非 ST 的 A 股股票，考虑到当月上市和当月停复牌的股票会由于其异质的信息而产生异常波动，因此，在每个月去掉当月上市和当月有停牌的股票。

债券样本来自在银行间交易市场上交易的国债与金融债，并对其作以下处理：

(1) 考虑到月内发行、到期的债券价格存在一定的失真，因此，在每个月去掉该类债券；至于月内发行的债券，在接下来的月份，若满足其他样本筛选条件依然可以进入债券样本。

(2) 以月为单位对债券数据进行处理，筛选出月有效交易天数在 14 天以上的债券，由此得出的债券样本，其个数在每月可能是不同的。

(3) 此时的债券样本存在两个问题：一是债券月有效交易天数不尽相同；二是债券间的交易日期不匹配。为此，本文以中证全债指数的序列日期作为标准交易日期，将筛选出的债券全价数据填补到该日期中，空值均以前一交易日的收盘全价代替。

(二) 组合构建与变量定义

根据处理后的股票与债券样本，本文借鉴 Pollet and Wilson (2010) 的方法，同时依据本文前一部分的推导结果，采用等权重的加权方式构建股票组合与债券组合；然后，通过事先确定股票组合与债券组合各自所占的权重，对可观测资产组合进行构造，与理论模型一致，此权重在样本期内维持不变；最后，计算股票组合与债券组合的平均相关系数、平均方差以及市场间相关系数等指标。

1. 平均相关系数与平均方差⁵

首先，利用组合内股票的日收盘价计算其对数收益率，进而得到该只股票的月度方差；然后，计算股票间的协方差，得到月度相关系数；最后，采用等权重的加权方式计算股票组合的月度平均相关系数 SAC_t 与平均方差

⁵ 由于相关系数的值域为 $[-1, 1]$ ，平均方差的值域为 $[0, \infty]$ ，故需要将两者的值域均转化成 $[-\infty, +\infty]$ ，因而，本文分别对其进行 Fisher 转换与对数化处理。

SAV_t, 公式如下:

$$SAV_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \sigma_{i,t}^2,$$

$$SAC_t = \frac{1}{N_t(N_t-1)} \sum_{i=1}^{N_t} \sum_{j \neq i}^{N_t} \rho_{ij,t}.$$

其中, $\sigma_{i,t}^2$ 为组合内股票 i 在 t 月的方差, $\rho_{ij,t}$ 为组合内股票 i 与 j 在 t 月的相关系数, N_t 代表 t 月组合内的股票数量。类似地, 可以得到债券组合的平均相关系数 BAC_t 与平均方差 BAV_t , 在此不予赘述。

2. 组合对数收益率与两市场间的相关系数

为了计算组合对数收益率, 首先对股票指数与债券指数进行构造, 具体地, 对股票组合内股票收盘价采用等权重的加权方式进行加权, 即在每个交易日对股票收盘价进行算术平均, 进而得到股票指数, 类似可以得到债券指数。

(1) 股票组合对数收益率: 股票指数月末对数与月初对数之差, 记为 $R_{s,t}$ 。

(2) 债券组合对数收益率: 债券指数月末对数与月初对数之差, 记为 $R_{b,t}$ 。

(3) 可观测资产组合的对数收益率: $R_{p,t} = \omega_s R_{s,t} + (1 - \omega_s) R_{b,t}$, ω_s 为股票组合在可观测资产组合中的权重。在实证部分, 报告详细数据时, 我们将股票组合与债券组合的权重均选为 $1/2$ 。⁶

(4) 股票市场与债券市场的相关系数: 根据股票指数与债券指数的日对数收益率, 可以得到债券市场与股票市场的月度相关系数, 记为 SBC_t 。

3. 控制变量

为使研究结果更具有说服力, 本文在实证分析中引入在学术研究中被广泛采纳的其他衡量系统性风险因子作为控制变量。

(1) 工业增加值同比增长率: Vassalou (2003) 研究发现 GDP 预期增长率作为风险因子, 对未来收益率有一定的预测功能。由于在中国 GDP 数据只有季度的数据, 而本文需要以月度为基础进行分析, 因此, 本文选择工业增加值同比增长率来代替 GDP 预期增长率作为一个宏观风险因子, 记为 GNI_t 。

(2) 未预期到的通货膨胀率: Chen et al. (1986) 与 Brennan et al. (2004) 将此变量定义为: $UI_t = I_t - EI_t$ 。其中, I_t 、 EI_t 为 t 期已实现的通货膨胀率与预期通胀率。 I_t 采用 CPI 同比增长率, EI_t 为 I_t 的 AR(2) 拟合值,

⁶ 在稳健性检验中, 我们使用了其他权重, 但发现效果并无太大差异。

记为 $UCPI_t$ 。

(3) 期限溢酬：期限溢酬用银行间国债 10 年期与 1 年期月末到期收益率之差表示。Harvey (1989) 指出股票和债券市场能够对经济增长起到预测作用，期限溢酬对经济增长的解释能力超过 30%，而股票市场对经济增长的解释能力大约只有 5%。类似地研究文献有 Fama and French (1989)、Harvey (1991) 等，记为 $QXYC_t$ 。

4. 无风险利率

沿用国内研究的一贯做法，采用一年期银行定期存款利率作为无风险利率，并相应的对其进行月度化处理，记为 $R_{f,t}$ 。

(三) 计量模型设立

首先，考虑可观测资产组合仅包括股票组合的情形，验证股票组合的平均相关系数在中国是否依然是系统性风险的代理变量，建立如下回归模型，其中 X_t 代表文中所选的三个控制变量。

$$R_{s,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 SAC_T + \varepsilon_t,$$

$$R_{s,t+1} - R_{f,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SAV_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{s,t+1} - R_{f,t+1} = \omega_0 + \omega_1 SAC_t + \omega_2 SAV_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{s,t+1} - R_{f,t+1} = \mu_0 + \mu_1 SAC_t + \mu_2 SAV_t + \mu_3 X_t + \varepsilon_t.$$

其次，将债券资产纳入可观测资产组合，检验债券组合的平均相关系数、股票与债券市场的相关系数的加入是否提供了关于系统性风险的额外信息。

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 SAC_t + \alpha_2 SAV_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \beta_0 + \beta_1 BAC_t + \beta_2 BAV_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \omega_0 + \omega_1 SAC_t + \omega_2 SAV_t + \omega_3 BAC_t + \omega_4 BAV_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 SAC_t + \gamma_2 SAV_t + \gamma_3 BAC_t + \gamma_4 BAV_t + \gamma_5 SBC_t + \varepsilon_t,$$

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \mu_0 + \mu_1 SAC_t + \mu_2 SAV_t + \mu_3 BAC_t + \mu_4 BAV_t + \mu_5 SBC_t.$$

$$+ \mu_6 X_t + \varepsilon_t.$$

依据本文之前的理论推导，以上的回归中，我们着重关注每一次新加入参数的显著性以及其经济含义，尤其是债券市场的平均相关系数、平均方差以及它和股票市场的相关性对于可观测资产超额收益率的解释。一般而言，当系统性风险较高时，投资者所要求的超额收益率也将较高，因此，只有在实证中的系数显著为正的风险因子才是中国金融市场上真正的系统性风险因子。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

时间序列存在平稳性的问题,在实证分析之前有必要采用 ADF 方法对其进行检验。结果表明⁷,在 1% 的显著性水平下,各变量均可以拒绝“存在单位根”的原假设,表明其均是平稳序列。

变量的描述性统计如表 1 与表 2 所示。观察可得如下结论:(1) 股票组合的平均相关系数与平均方差均值明显的高于债券组合的。(2) 平均方差与平均相关系数的变化能够较好地捕捉到组合方差的变动,且平均方差是影响组合方差的重要因素。(3) 股票组合的平均相关系数与超额收益率之间的相关关系为负,而平均方差与其之间的相关关系为正,且此种关系存在于两因子与可观测资产组合收益率之间;与股票组合不同,债券组合的平均相关系数与超额收益率之间的相关系数为正,平均方差与其之间的相关关系为负;值得注意的是,无论是债券组合的平均相关系数还是股票组合的平均相关系数,它们与宏观变量的相关程度都较低,在一定程度上表明,平均相关系数不仅仅是宏观周期的一个代理变量。

表 1 股票组合检验涉及变量的描述性统计

	描述性统计						
	Rs	SAC	SAV	SV	UCPI	GNI	QXYC
均值	0.001	0.450	(7.07)	(7.84)	(0.03)	0.153	1.403
中位数	(0.01)	0.427	(7.14)	(7.89)	(0.16)	0.161	1.380
最大值	0.405	0.885	(5.76)	(6.05)	2.814	0.232	2.334
最小值	(0.27)	0.174	(8.61)	(9.81)	(2.20)	0.054	0.27
标准差	0.113	0.161	0.620	0.844	0.826	0.034	0.494
自相关系数	(0.06)	0.470	0.760	0.613	0.204	0.540	0.779
相关系数矩阵							
Rs	1.000	(0.12)	0.073	0.020	(0.07)	(0.04)	0.08
SAC		1.000	0.550	0.695	0.216	(0.21)	(0.05)
SAV			1.000	0.913	0.148	(0.23)	(0.05)
SV				1.000	0.205	(0.20)	(0.06)
UCPI					1.000	(0.36)	(0.02)
GNI						1.000	(0.11)
QXYC							1.000

⁷ 限于篇幅,检验结果未列示。

表2 可观测组合检验涉及变量的描述性统计

	描述性统计							
	Rp	SAC	SAV	SV	BAC	BAV	BV	SBC
均值	0.00	0.45	(7.07)	(7.84)	0.02	(9.35)	(12.0)	(0.04)
中位数	0.00	0.43	(7.14)	(7.89)	0.01	(9.44)	(12.1)	(0.03)
最大值	0.20	0.89	(5.76)	(6.05)	0.23	(6.63)	(8.77)	0.39
最小值	(0.14)	0.17	(8.61)	(9.81)	(0.12)	(12.0)	(14.3)	(0.53)
标准差	0.06	0.16	0.62	0.84	0.05	1.10	1.33	0.18
自相关系数	(0.06)	0.47	0.76	0.61	(0.01)	0.57	0.60	0.12
相关系数矩阵								
Rp	1.00	(0.12)	0.07	0.02	0.26	(0.01)	(0.01)	(0.04)
SAC		1.00	0.55	0.69	0.02	(0.05)	(0.13)	0.06
SAV			1.00	0.91	0.24	(0.00)	(0.11)	(0.05)
SVAR				1.00	0.22	(0.03)	(0.11)	(0.08)
BAC					1.00	0.11	0.19	(0.21)
BAV						1.00	0.78	(0.12)

注：限于篇幅，UCPI、GNI与QXYC变量的描述性统计未给出。

分析发现，本文的研究变量存在着两个明显的问题：（1）除债券组合的平均相关系数外，股票组合与债券组合的方差、平均方差以及股票组合的平均相关系数序列有显著的自相关现象。（2）股票组合的平均相关系数与平均方差之间的相关系数比较高，若直接将其作为解释因子进行多元回归，往往会产生高度多重共线性问题。因此，在具体的实证分析之前，本文将着手对上述两个潜在问题予以处理，以尽可能地提高实证研究的规范性与研究结论的可靠性。

（二）变量的自相关检验与修正

针对自相关现象，本文主要从以下三个方面展开对其的检验以及修正工作。首先，采用Ljung-Box Q统计量来判断变量是否存在序列相关现象；其次，若序列存在自相关问题，对其构建AR(p)模型，以剔除滞后值的影响；最后，用变量AR(p)模型的残差替代该变量，由于此时的残差不存在序列相关问题，因而可以将其用于后续的实证分析。

Q统计量检验⁸显示，各变量均存在序列相关问题；因此，需要对各个变量构建AR(p)模型⁹，具体建模过程在此不再赘述；最后，用变量相应的AR(p)模型残差代替变量进行实证分析¹⁰。

⁸ 限于篇幅，检验结果未列示。

⁹ 各变量AR(p)建模情况：股票市场与债券市场之间的相关系数SBC建立AR(2)模型、债券组合的平均方差序列(BAV)建立AR(2)模型，其余变量可通过建立AR(1)模型消除自相关现象。

¹⁰ 在符号表示上，原变量符号分别前缀R，作为新变量的符号。

(三) 高度共线性问题的修正

针对潜在的多重共线性问题, 本文采用股票组合的平均相关系数对平均方差进行回归的方法予以处理, 并取残差作为前者的代理变量, 回归模型如下:

$$RSAC_t = \alpha_0 + \alpha_1 R SAV_t + \epsilon_t$$

其中, $RSAC_t$ 和 $RSAV_t$ 分别表示平均相关系数和平均方差 AR 模型残差。经检验发现, 残差序列既不存在平稳性问题又不存在序列相关问题。因而在下文的实证分析中, 本文将用此作为平均相关系数的代理变量, 记为 $LSAC_t$ 。

(四) 实证结果分析

多元回归残差容易出现异方差与自相关问题, 因而, 本文在实证分析中采用 ARCH 与 LM 方法对其进行检验, 并采取了如下的处理办法: 若存在异方差, 则对系数标准误进行 White 调整; 若同时存在异方差与自相关问题, 则采用 Newey-West 对系数标准误予以调整。

1. 股票组合检验

表 3 给出了股票组合的检验结果。在超额收益率对股票组合平均相关系数的单变量回归中, 如模型 1 所示, 平均相关系数的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 且其变动能够解释因变量在时间序列上 6.5% 的变化。这个结论表明, 股票市场平均相关系数的确是预测超额收益率变动的重要因子。但是奇怪的是, 与 Pollet and Wilson (2010) 的实证结果相反, 中国股票市场平均相关系数越大, 预期收益率率反而越低, 这说明中国股票市场投资者并不是风险厌恶者, 而是风险爱好者! 我们把这一发现称为“中国股票投资者风险偏好之谜”!

表 3 股票组合回归检验结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	0.001 [0.052]	0.000 [0.028]	0.000 [0.029]	0.001 [0.065]
LSAC	-0.267*** [-2.719]		-0.267*** [-2.721]	-0.275*** [-2.68]
RSAV		0.031 [1.02]	0.031 [1.05]	0.031 [1.03]
RUCPI				0.000 [-0.02]

(续表)				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
RGNI				0.001 [0.34]
RQXYC				0.041 [1.05]
Adj-R ²	6.500	0.035	6.607	4.717

注：表格中的数值为变量的回归系数，括号内的数值为对应的 t 统计量；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

而在超额收益率对股票组合平均方差的双变量回归中，如模型 2 所示，平均方差越大，相应的超额收益率就越大，但此种关系却是不显著的。

在模型 1 中再引入平均方差，如模型 3 所示，结果发现平均相关系数的回归系数显著为负，平均方差的回归系数依然不显著；控制住其他系统性风险因子，如模型 4 所示，较模型 3，平均相关系数与平均方差的回归系数，无论是其符号还是显著性程度均未发生实质性的变化，表明平均相关系数对组合超额收益率具有稳定的预测能力，其本身蕴涵着系统性风险信息，而此能力并不是对其他系统性风险因子进行了简单的复制，负的回归系数表示平均相关系数具有负的风险价格。另外，三个宏观因子对于市场超额收益率的解释能力都较小，这也许是因为市场反映信息的速度可能快于宏观因素，更多地表现出对未来个方面的预期。

2. 股票加债券组合的检验

表 4 给出了股票与债券资产组合的检验结果。在超额收益率对股票组合平均相关系数与平均方差的双变量回归中，如模型 1 所示，股票组合的平均相关系数的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为负，且其变化能够解释超额收益率在时间序列上将近 6.2% 的变动；平均方差的回归系数依然不显著。其结果与表 3 类似，这表明，股票组合的平均相关系数确实是预测组合超额收益率变动的重要因子，并且，其符号以及显著性并不因为加入债券的相关因子而减弱，这从一个侧面反映出了股票市场中的价格信息所蕴涵的信息含量与债券市场的价格信息所蕴涵的信息性质有所不同，这为我们加入债券因子的做法提供了很好的依据。

表 4 可观测资产组合回归检验结果

因变量：可观测资产组合超额收益率($T+1$ 时刻)					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
C	0.000 [-0.04]	-0.005 [-0.93]	-0.005 [-0.80]	-0.005 [-0.79]	-0.005 [-0.86]

(续表)

	因变量:可观测资产组合超额收益率($T+1$ 时刻)				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
LSAC	-0.129*** [-2.64]		-0.111** [-2.30]	-0.111** [-2.29]	-0.117** [-2.34]
RSAV	0.015 [1.06]		0.005 [0.33]	0.005 [0.32]	0.002 [0.17]
RBAC		0.354*** [3.02]	0.292** [2.40]	0.291** [2.33]	0.340** [2.62]
RBAV		-0.017** [-2.44]	-0.017** [-2.45]	-0.017** [-2.43]	-0.017** [-2.44]
RSBC				-0.001 [-0.03]	0.011 [0.33]
RUCPI					0.001 [0.12]
RGNI					0.000 [0.04]
RQXYC					0.032* [1.64]
Adj-R ²	6.2	10.3	12.3	12.6	12.4

注:表格中的数值为变量的回归系数,括号内的数值为对应的 t 统计量;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

在模型2中,考虑了债券组合的平均相关系数与平均方差对超额收益率的预测能力,结果发现,平均相关系数的回归系数显著为正,平均方差的回归系数显著为负;而从拟合优度上来看,超额收益率10.3%的变动可以由其变化来解释,且显著高于股票组合两因子对超额收益率的预测能力,其拟合优度为6.2%,表明较股票市场而言,债券市场蕴含着较多的系统性风险信息。另外,我们发现债券市场上的平均相关系数的符号为正,和股票市场的符号相比,这表明了一个有趣的结论:在股票市场上的投资者喜欢赌博,是风险偏好者;但是,在银行间债券市场上的投资者却重视系统性风险,是风险厌恶者。在国内,这是比较容易理解的,我国股票市场的主要投资者是散户,其行为较为不理性,对风险收益缺乏足够的认识;而在银行间债券市场,所有的投资者都是专业的银行和机构,它们对风险有着更深刻的认识,对于风险的掌控较好,因此,其投资行为也更趋近于传统理论中的理性人。

在模型2中再加入股票组合的平均相关系数与平均方差,如模型3所示,结果发现,较模型1与模型2,股票组合与债券组合的两个风险因子的回归系

数，无论是其符号还是显著性程度，均未发生实质性的变化；从拟合优度上来看，两组合风险因子的变动能够解释组合超额收益率在时间序列上 12.3% 的变化，预测能力进一步加强。

在模型 3 中加入市场间的相关系数，检验该因子对超额收益率的预测能力，结果发现，控制住股票组合与债券组合的平均相关系数与平均方差，市场间的相关系数的回归系数不显著；两组合的平均相关系数与平均方差对组合超额收益率的影响，较模型 3，无论是其符号还是显著性程度同样未发生实质性的变化；在控制住其他系统性风险因子的情形下，上述该结论依然保持成立。再者，结合模型 4 和模型 5，我们发现回归的结构显著性基本没有太大的变化，这表明，这里我们所得出的结论是较为可靠的。

（五）稳健性检验

鉴于实证部分仅仅考虑了一种组合权重，为保证研究结论不依赖权重的选择，有必要再选择其他的权重进行分析。考虑到中国资本市场的构成，即股票资产在其中的份额往往超过了债券资产的，因此，本文从小到大选择了四种超过 0.5 的股票权重，虽然不能涵盖所有可能的权重情形，但能对不同程度的可观测资产组合构成予以考虑。

$$\begin{aligned}w_s = 0.6, w_b = 0.4; w_s = 0.7, w_b = 0.3, \\w_s = 0.8, w_b = 0.2; w_s = 0.9, w_b = 0.1.\end{aligned}$$

根据上述权重构建可观测资产组合，重新执行计量模型。比较实证检验结果，在四种权重下¹¹，两组合的平均相关系数、平均方差以及市场间的相关系数对超额收益率的影响，无论是其系数符号还是其显著性程度均未发生实质性的变化，表明本文的研究结论不依赖权重的选择，具有一定的稳健性。

五、研究结论

本文首先拓展了 Pollet and Wilson (2010) 理论模型，构建了资产预期收益率与股票平均相关系数、债券平均相关系数之间的关系的理论模型，从而更好地解决了不可观测的系统性风险的度量问题。

接着，本文采用中国资本市场的数据进行了实证研究，研究结果表明：

(1) 股票市场的平均相关系数与债券市场的平均相关系数的确反映了系统性风险的信息，而股票市场的波动并不能作为系统性风险的代表。

(2) 与理论上系统性风险的方向以及 Pollet and Wilson (2010) 的实证研

¹¹ 限于篇幅，检验结果未列示。

究的结果刚好相反,在股票市场上,中国股市的平均相关系数越大,预期收益率反而越低,这说明中国股票市场投资者并不是风险厌恶的,而是风险爱好者!我们把这一现象称为“中国股票投资者风险偏好之谜”!

(3) 债券市场波动可以提供额外的系统性风险信息。

(4) 债券市场平均相关系数越大,预期收益率越高,这符合高系统性风险高预期收益的理论关系,说明中国债券市场投资者是风险厌恶者。

(5) 股票市场与债券市场的风险厌恶态度截然相反,这反映了我国的股票市场和银行间债券市场的投资者性质有本质的差异。

(6) 最后,股票与债券市场间的相关系数未被显著定价,以及表明中国资本市场尚处于分割状态,两市场之间较为独立,一体化的局面尚未形成。

综上,尽管从理论上而言系统性风险无法直接观测,但其变化可以通过资产间平均相关系数的变动呈现出来。本文为研究风险与收益的关系提供了新的视角,同时发现了中国股票投资者风险偏好之谜,以及股票市场与银行间市场的市场分割的情况。

参 考 文 献

- [1] Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects”, *Journal of Financial Market*, 2002, 5, 31—56.
- [2] Avramov, D., “Stock Return Predictability and Model Uncertainty”, *Journal of Financial Economics*, 2002, 64, 423—458.
- [3] Bali, T., Cakici, N., X. Yan, et al., “Does Idiosyncratic Risk Really Matter”, *Journal of Finance*, 2005, 60, 905—929.
- [4] Brennan, M., A. Wang, and Y. Xia., “Estimation and Test of A Simple Model of Intertemporal Capital Asset Pricing”, *The Journal of Finance*, 2004, 59, 1743—1775.
- [5] Campbell, J., “Stock Returns and the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 1987, 18, 373—399.
- [6] Campbell, J., Viceira, L., *Strategic Asset Allocation*. Oxford University Press, 2002.
- [7] Carhart, M., “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Financial*, 1997, 52, 57—82.
- [8] Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross., “Economic Forces and the Stock Market”, *Journal of Business*, 1986, 59, 383—396.
- [9] Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam., “Market Liquidity and Trading Activity”, *The Journal of Finance*, 2001, 56, 501—530.
- [10] Ferson, and Harvey, C. R., “The Variation of Economic Risk premiums”, *The Journal of Political Economy*, 1991, 4, 385—415.
- [11] Fama, E. F., and K. R. French., “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 1989, 25, 23—49.
- [12] Fama, E. F., and K. R. French., “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, 3—56.

- [13] French, K. , and Schwert, G. , “Stambaugh, R. Expected Stock Returns and Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 1987, 19, 3—29.
- [14] Glosten, L. , Jagannathan, R. , and Runkle, D. , “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *Journal of Finance* , 1993, 48, 1779—1801.
- [15] Harvey, C. , “The Specification of Conditional Expectation”, *Journal of Empirical Finance* , 2001, 8, 573—638.
- [16] Harvey, C. R. , and A. , “Siddique. Autoregressive Conditional Skewness”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1999, 34, 465—487.
- [17] Kallberg, J. , and P. Pasquariello. , “Time-Series and Cross-Sectional Excess Comovement in Stock Indexes”, *Journal of Empirical Finance*, 2008, 15, 481—502.
- [18] Merton, R. , “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, 1973, 41, 867—887.
- [19] Pindyck, R. S. , and J. J. Rotemberg. , “The Comovement of Stock Prices”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, 1073—1104.
- [20] Pastor, L. , and R. F. Stambaugh. , “Liquidity Risk and Expected Stock Returns”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111, 642—685.
- [21] Pollet, J. , and M. Wilson, “Average Correlation and Stock Market Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 96, 364—380.
- [22] Roll, R. , “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests; Part I”, *Journal of Financial Economics*, 1997, 4, 129—176.
- [23] Vassalou, M. , “News Related to Future GDP Growth as ARisk Factor in Equity Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2003, 68, 47—73.
- [24] Zheng Z. , “Information Content of Financial Asset Prices: A New Perspect on Financial Study”, *Economists*, 2009, 11, 69—78. (in Chinese)
- [25] Zheng Z. , “The Implied Information of Financial Assets Prices: Goals, Approaches and Applications”, *Economics Infomation*, 2012, 3, 33—40. (in Chinese)

Average Correlation and Systematic Risk: Evidence from Chinese Market

ZHENGLONG ZHENG* YANGSHU LIU

(Xiamen University)

WEINING WANG

(Industrial Bank CO. LTD.)

Abstract This article extends the job in Pollet and Wilson (2010). By elaborating their model, we derive deep insight into relationship between risk premium and average correlation

* Corresponding Author: Department of Finance, Xiamen University, Xiamen, 361005, China; Tel: 86-13906038903; E-mail: zzheng@xmu.edu.cn.

of different sub-markets. In empirical study, we find that in China, the average correlation of both stock market and bond market contain useful information representing systematic risk, while the variation of the stock market does not. The correlation between stocks and bonds, however, is not priced significantly. Another surprising finding is that the investors in Chinese stock market are risk seeking, while those on the Chinese bond market are risk aversion.

JEL Classification G12, G11, G14