

金融工程

证券研究报告

2017 年 12 月 05 日

海外文献推荐 第 24 期

股票流动性和股价暴跌风险

我们发现股票流动性增加了股价暴跌的风险。为了识别这其中的因果关系，我们使用股票交易的十进制化（例如用 0.25 表示 1/4）作为流动性的外部冲击。短线的投资者和非大股东对企业所有权的影响越来越大。流动性公司有更高的在未来发布不良收益新闻的可能性，而这可能伴随着短线投资者的抛售，但大股东并不会受其影响。我们的研究表明，流动性会导致管理者隐瞒坏消息，担心其披露将导致短线投资者出售。最终，累积的坏消息一下子全部释放，造成一场空难。

考虑寿命风险的多变量战略资产配置模型

人口预期寿命的增加是总体风险的来源。与寿命挂钩的证券是重新分配风险的天然工具。本文通过将寿命相关证券的投资纳入标准 Campbell-Viceira(2005)战略资产配置模型，对模型进行了扩展。根据美国保险公司提供的标准化年金的价格，模型估算显示，对生存概率的总冲击是寿命相关证券长期回报的预测因子，并揭示了一种意料之外的可预测性模式。对寿命风险溢价的估值证实了寿命相关的证券可为资产管理公司提供廉价的融资机会。

风险提示：本报告不构成投资建议。

作者

吴先兴 分析师
SAC 执业证书编号：S1110516120001
wuxianxing@tfzq.com
18616029821

阚文超 联系人
kanwenchao@tfzq.com
18717948990

相关报告

- 1 《金融工程：金融工程-市场情绪一览 2017-12-04》 2017-12-04
- 2 《金融工程：金融工程-衍生品周报-2017-12-01》 2017-12-04
- 3 《金融工程：金融工程-量化择时周报》 2017-12-03



内容目录

股票流动性和股价暴跌风险.....	3
1. 简介	3
2. 初步分析和统计结果.....	3
3. 主要研究结果.....	5
4. 股票流动性和暴跌风险：哪个更重要？	7
5. 结论	9
考虑寿命风险的多变量战略资产配置模型.....	9
1. 简介	10
2. 年金估值简化模型	10
3. 随机死亡模型及其美国数据表现.....	11
4. ALS 收益率的 VAR 动态化简模型.....	11
5. 新旧模型比较.....	11
6. 寿命相关证券对最优资产配置的影响	13
7. 寿命证券化和总寿命风险的跨期对冲	15
8. 寿命风险定价.....	16
9. 结论	17

图表目录

图 1：股票流动性对碰撞风险的预测.....	4
图 2：每年的一些关键变量	5
图 3：统计摘要和协方差矩阵	5
图 4：股票流动性下降的风险度量方法	6
图 5：股票流动性和崩盘风险：主要结果	7
图 6：股票流动性与崩溃风险：机构投资者的角色.....	8
图 7：围绕暴跌周的机构抛售情况	9
图 8：样本描述性统计	12
图 9：新旧模型回归结果.....	12
图 10：对比 q_{kt} 的两个组分——总冲击和群体特有冲击的贡献	13
图 11：对比年金对数价格的历史真实变化和用 VAR 模型计算的变化	13
图 12：对比 ALS 和传统金融证券标准差的期限结构.....	14
图 13：不同金融证券与 ALS 在不同持有期下的相关性系数曲线.....	14
图 14：不同持有期下的 GMV 组合权重	15
图 15：对比在新拓展模型下 GMV 组合和原模型下 GMV 组合的期限结构	15
图 16：在不同资产集合限制条件下的对冲组合结果	16

股票流动性和股价暴跌风险

文献来源: Chang, X., Chen, Y., and Zolotoy, L. (2017). Stock liquidity and stock price crash risk. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*.

推荐原因: 近年来, 证券价格崩溃的风险已经引起了来自包括学者, 从业者和立法者在内的广泛的关注。近来备受瞩目的企业丑闻(例如世通, 安然, 施乐)引发了一系列迅速增长的研究, 探讨股价崩溃的机制。这些研究将坏消息的积累(“坏消息囤积”)视为股价暴跌形成的关键因素。报酬契约和职业问题等激励措施诱使企业管理层隐瞒市场坏消息, 以保持高涨的股价(Ball (2009), Kothari, Shu, and Wysocki (2009))。随着不利信息的积累和最终达到上限, 坏消息将立即显现, 导致股价大幅下跌。我们的研究结果表明, 股票流动性可以增加管理者抑制坏消息和削弱金融市场稳定性的动机, 进一步强调监管机构需要根据其各种收益和成本之间的权衡来确定最佳的流动性水平。

1. 简介

我们考察股票流动性与股价暴跌风险之间的关系。股票流动性通常被定义为在短时间以低成本交易大量公司股票的能力(Holden, Jacobsen 和 Subrahmanyam (2014))。之前的研究对股票流动性对崩溃风险的影响提出了不同的观点。治理理论认为, 较高的股票流动性可能导致较低的交易风险, 因为它有利于大股东对企业管理的监控(例如, Maug (1998), Edmans (2009))。大股东进行更有效的监控可以降低由于投资决策效率低下而导致的坏消息形成的可能性, 从而降低崩溃风险。此外, 较高的股票流动性增强了信息生产和知情交易(Holmstrom 和 Tirole (1993), Holden, Jacobsen 和 Subrahmanyam (2014))。随着股票价格对公司经济基本面的信息更加丰富, 管理者在相当长一段时间内不应该积累坏消息, 反过来也应该降低崩盘风险。

然而, 一个相反的观点是, 股票流动性越高, 碰撞风险就越高。先前的研究已经提出了两个可能的机制来达到这个效果首先, 短期主义理论认为, 由于交易成本较低, 流动性较高可以吸引更多的短期投资视野的短期机构投资者, 过度关注公司的短期业绩(Porter (1992), Fang, Tian and Tice 2014))。为了避免这些投资者股价下行的压力, 管理者可能会瞒住坏消息来夸大短期收益。这种影响会随着时间的推移而导致坏消息的积累。最终, 累积的坏消息一下子全部释放, 引发了短暂的投资者的“切割跑”卖空, 并造成了崩盘。其次, 治理理论也表明, 当坏消息被公开时, 较高的股票流动性可以促进大股东退出(例如, Edmans (2009))。大股东的大量抛售压力可能会扩大市场对企业负面信息的反应, 导致股价暴跌。

我们的文章以几种方式对现有文献作出贡献。首先, 我们为研究股价暴跌风险的决定因素的研究做出了贡献。学者和立法者越来越担心股票流动性会导致资本市场的不稳定(例如, O'Hara (2004))。我们的研究结果提供了企业层面的证据表明这些担忧是有意义的。在这种情况下, 我们的调查结果应该与监管机构相关, 因为股票流动性可以通过金融市场规定和证券法律来改变(例如 O'Hara (2004), Chordia, Roll 和 Subrahmanyam (2008))。此外, 识别股票流动性作为极端回报结果的一个重要预测因子, 可能在关注尾部事件和期权定价的风险管理应用中(例如 Berkowitz 和 O'Brien (2002), Cohen 等 (2014))。

其次, 我们的研究扩展了先前研究股票流动性对短期主义影响的研究。Fang, Tian 和 Tice (2014) 等研究主要关注流动性诱导的短期压力如何扭曲投资决策。我们从坏消息囤积活动的角度提供新的证据。这样的活动避免及时披露坏消息, 从而避免短期内机构投资者短暂失望。但是最终会导致坏消息的“堆积”, 从而使企业长期面临更高的风险。

第三, 我们的研究结果对市场微观结构文献有助于研究股票流动性和股价下跌之间的联系(例如, Bernardo 和 Welch (2003), Brunnermeier 和 Pedersen (2009))。这些研究表明, 股价大幅下跌可能导致流动性下降。我们的发现意味着, 因果关系也可能从股票流动性到股票价格崩溃的方向相反。

2. 初步分析和统计结果

如果股票流动性至少影响到以下三项中的一项, 那么冲击风险就会受到影响: 坏消息形成的可能性, 管理坏消息囤积的程度以及市场对坏消息发布的反应强度。基于对股票流动性的研究, 本文考虑股票流动性对冲击风险影响的两个相关理论, 即治理理论和短期主义理论。治理理论预测, 较高的股票流动性会鼓励投资者的信息生产和知情交易, 增强大股东对企业的监督激励和能力。短期主义理论认为, 股票流动性吸引了短暂的投资者, 诱使管理者进行短期行为。表中列出了有关股票流动性对三种碰撞风险项目影响的两种理论的预测。“增加”(“减少”)表示较高的股票流动性增加(减少)碰撞风险项目的范围。

“N.A.”表示没有明确的预测。最后一栏总结了每种理论的股票流动性对暴跌风险的净效

应。

图 1：股票流动性对碰撞风险的预测

	Bad news formation	Bad news hoarding	Market response to bad news releases	Net effect on crash risk
(1) Governance theory	Decrease	Decrease	Ambiguous	Ambiguous
(2) Short-termism theory	N.A.	Increase	Increase	Increase

资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

我们从多个来源获得我们的数据。构建股票流动性指标的数据来自交易和报价数据库（TAQ）。股票价格和收益来自证券研究中心（CRSP）。我们从合并的 Compustat / CRSP 数据库，Thomson Reuters Institutional Holdings（13f）的机构持仓数据，Brian Bushee 网站的机构投资者分类数据 9 以及机构经纪评估系统（IBES）的收益预测和指导数据中获得稳健的财务信息）。

为了构建我们的倒跌风险度量，我们基于 Jin 和 Myers（2006）的研究，他们将股票价格崩溃定义为公司剩余股票回报中的一个偏远的负值异常值。因此，我们计算剩余股票收益率，并使用两个常用指标来衡量暴跌风险：暴跌测试和负偏度。具体而言，我们首先根据以下扩展指数模型，并回归每个企业年度（Hutton, Marcus 和 Tehranian（2009））的企业周收益：

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{mkt,t-1} + \beta_2 r_{ind,t-1} + \beta_3 r_{mkt,t} + \beta_4 r_{ind,t} + \beta_5 r_{mkt,t+1} + \beta_6 r_{ind,t+1} + \epsilon_{i,t}$$

其中 $r_{i,t}$ 是第 t 周股票 i 的回报率， $r_{mkt,t}$ 是 CRSP 价值加权市场指数的回报率， $r_{ind,t}$ 是 Fama 和 French（1993）价值加权行业指数的回报率， $\epsilon_{i,t}$ 是误差项。我们包括铅和滞后市场和行业指数回报，以解释非同步交易（Dimson（1979））。经过前人的研究（如 Chen, Hong 和 Stein（2001），Hutton, Marcus 和 Tehranian（2009）），我们估计特定企业的每周收益 $W_{i,t}$ 为自然对数加上回归残差（即 $W_{i,t} = \ln(1 + \epsilon_{i,t})$ ）。我们通过使用原始剩余回报估算暴跌风险度量来获得类似（未经计算的）结果。

我们按照 Chen, Hong 和 Stein（2001）以及 Kim, Li 和 Zhang（2011a, 2011b）计算我们的第二个测度，即负偏度（NSKEW）。如公式（2）所示，每个企业年度的 NSKEW 是特定企业的周收益的第三个时刻与特定企业周收益的标准偏差之比提高到三次方，然后乘以 -1。NSKEW 的更高价值意味着更多的左倾扭曲的回报分布，从而成为更“疯狂”的股票。

$$NSKEW_{i,t} = -[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3] / [(n-1)(n-2)(\sum W_{i,t}^2)^{3/2}]$$

我们对股票流动性的主要衡量指标是相对有效的价差，这通常被认为是最好的流动性指标之一（如 Fang, Noe 和 Tice（2009），Fang, Tian 和 Tice（2014））。它是使用高频交易数据构建的，常常被用作使用低频数据构建的流动性度量的基准（例如，Hasbrouck，（2009），Goyenko, Holden 和 Trzcinka（2009））。这是交易价格与买卖报价中点的差值的绝对值与交易价格的比率。该数据来自范德比尔特大学金融市场研究中心，该中心计算给定股票的每日相对有效点差，作为每日给定股票的所有交易相对有效点差的交易加权平均值。为了获得年度相对有效价差，我们采用公司本财年每日价差的算术平均值。由于较高的相对有效价差表示股票流动性较低，因此我们将股票流动性（LIQ）定义为年相对有效价差乘以 -1。为便于解释，我们将股票流动性乘以 100。

图 2：每年的一些关键变量

Year	Obs.	CRASH	NSKEW	LIQ	Residual Return On Crash Weeks
1993	2,531	0.148	-0.060	-1.210	-0.220
1994	2,755	0.148	-0.055	-1.209	-0.219
1995	2,961	0.142	-0.089	-1.125	-0.216
1996	3,202	0.147	-0.083	-1.093	-0.242
1997	3,308	0.161	-0.069	-0.936	-0.262
1998	3,423	0.180	0.000	-0.874	-0.282
1999	3,359	0.153	-0.075	-0.842	-0.306
2000	3,330	0.185	0.052	-0.859	-0.352
2001	3,182	0.184	0.080	-0.647	-0.297
2002	3,149	0.229	0.170	-0.567	-0.293
2003	3,247	0.180	-0.033	-0.423	-0.213
2004	3,359	0.207	0.003	-0.358	-0.206
2005	3,225	0.228	0.018	-0.302	-0.189
2006	3,658	0.220	-0.003	-0.275	-0.184
2007	3,605	0.213	0.031	-0.263	-0.204
2008	3,513	0.260	0.213	-0.487	-0.298
2009	3,325	0.193	0.015	-0.490	-0.256
2010	3,401	0.181	-0.022	-0.345	-0.184
Total	58,533	0.188	0.008	-0.664	-0.247

资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

图 2 给出了变量的统计摘要和 Pearson 相关矩阵。A 面显示，我们样本中平均 18.8% 的公司年度在本财年内经历了一个或多个整周暴跌。这个统计数据和其他统计数据大致与之前研究报告（如 Hutton, Marcus 和 Tehranian(2009), Kim, Li 和 Zhang(2011a, 2011b)）中的统计数据一致。图 B 显示这两个暴跌风险度量显著相关。此外，虚拟假设和负偏度都与股票流动性呈正相关。

图 3：统计摘要和协方差矩阵

Panel A. Summary Statistics							
	Mean	S.D.	5%	25%	Median	75%	95%
CRASH	0.188	0.391	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
NSKEW	0.008	0.762	-1.140	-0.417	-0.028	0.372	1.310
LIQ	-0.664	0.826	-2.360	-0.907	-0.332	-0.112	-0.000
SIGMA	0.057	0.031	0.020	0.034	0.050	0.072	0.110
RET	-0.206	0.250	-0.671	-0.255	-0.123	-0.057	-0.000
DTURN	0.006	0.103	-0.129	-0.021	0.001	0.028	0.150
SIZE	6.066	2.040	2.961	4.554	5.949	7.400	9.710
MB	2.801	4.478	0.476	1.178	1.898	3.250	8.560
LEV	0.174	0.190	0.000	0.005	0.120	0.280	0.530
ROA	0.011	0.184	-0.307	-0.003	0.038	0.086	0.150
ACCM	0.358	0.346	0.043	0.135	0.259	0.463	0.780

Panel B. Correlation Matrix											
	CRASH	NSKEW	LIQ	SIGMA	RET	DTURN	SIZE	MB	LEV	ROA	ACCM
CRASH	1.000										
NSKEW	0.622***	1.000									
LIQ	0.066***	0.099***	1.000								
SIGMA	0.102***	0.059***	-0.339***	1.000							
RET	-0.076***	-0.023***	0.284***	-0.950***	1.000						
DTURN	0.030***	0.023***	0.046***	0.138***	-0.163***	1.000					
SIZE	0.017***	0.083***	0.560***	-0.468***	0.376***	0.034***	1.000				
MB	-0.032***	-0.032***	0.086***	0.043***	-0.053***	0.061***	-0.058***	1.000			
LEV	-0.007*	0.001	0.066***	-0.056***	0.047***	0.014***	0.239***	-0.085***	1.000		
ROA	-0.013***	-0.005	0.134***	-0.375***	0.377***	0.039***	0.219***	-0.032***	-0.057***	1.000	
ACCM	0.019***	0.015***	-0.001	0.263***	-0.239***	0.001	-0.188***	0.090***	-0.024***	-0.191***	1.000

资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

3. 主要研究结果

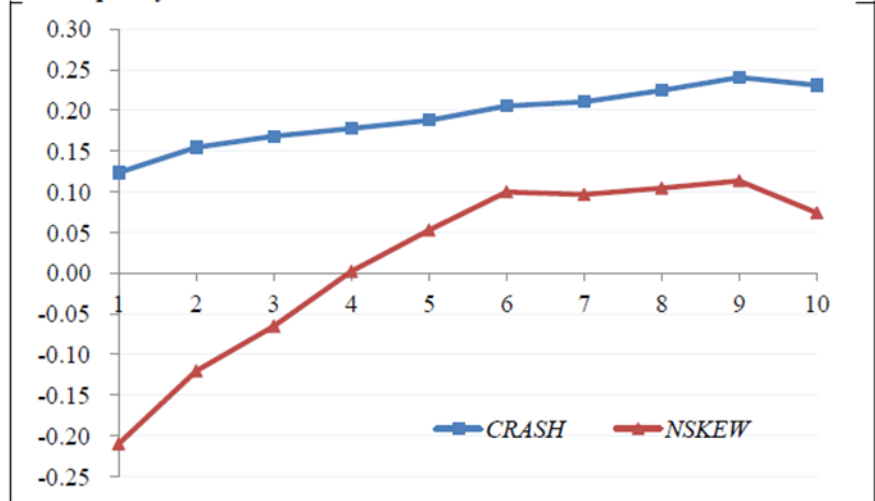
我们首先绘制对股票流动性的虚拟假设和负偏度。首先，我们把整个样本分成十分之一的滞后流动性。然后，我们计算每个流动性分组的两个暴跌风险度量的均值。最后，我们绘制了从最低到最高的十分位数的平均值。随着流动性的增加，图 2 的面板 A 显示了暴跌测试的增长趋势。我们观察到类似的负偏态的趋势。对于这两种测度，股票流动性的第一和第十个十分位的企业暴跌风险的平均值之间的差异在统计学上是显著的（最小的 t-统计量 = 13.90）。

由于我们样本中的股票流动性与公司规模显著相关，因此我们使用剩余股票流动性十分位数来重复我们的分析，以确保 A 组中的模式不受股票流动性与企业规模之间高度相关

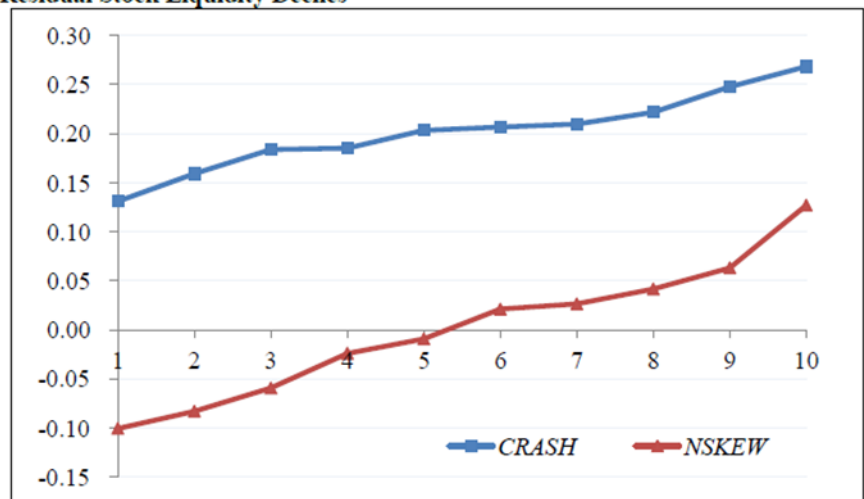
性的驱动。剩余股票流动性是股票流动性与企业规模（SIZE）的回归残差。图 2 的图 B 显示了这两个暴跌风险度量随着股票剩余流动性的增加而单调增加。第一和第十个十分位数的企业暴跌风险平均值之间的差异具有统计学意义（最小 t-统计量 = 10.66）。这些研究结果共同为股票流动性与崩盘风险之间的正相关关系提供了初步证据。

图 4：股票流动性下降的风险度量方法

Panel A. Stock Liquidity Deciles



Panel B. Residual Stock Liquidity Deciles



资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

在下一部分中，我们进行回归分析，以检查股票流动性和崩溃风险之间的关系。回归方程如下：

$$CRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIQ_{i,t-1} + \beta_2 NSKEW_{i,t-1} + \beta_3 SIGMA_{i,t-1} + \beta_4 RET_{i,t-1} + \beta_5 DTURN_{i,t-1} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 MB_{i,t-1} + \beta_8 LEV_{i,t-1} + \beta_9 ROA_{i,t-1} + \beta_{10} ACCM_{i,t-1} + Y_{rt} + Ind_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$NSKEW_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIQ_{i,t-1} + \beta_2 NSKEW_{i,t-1} + \beta_3 SIGMA_{i,t-1} + \beta_4 RET_{i,t-1} + \beta_5 DTURN_{i,t-1} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 MB_{i,t-1} + \beta_8 LEV_{i,t-1} + \beta_9 ROA_{i,t-1} + \beta_{10} ACCM_{i,t-1} + Y_{rt} + Ind_i + \varepsilon_{i,t}$$

这里， i 表示企业， t 表示年份， Y_{rt} 表示年份固定效应， Ind_i 表示基于两位数 SIC 代码的行业固定效应， $\varepsilon_{(i,t)}$ 表示误差项。我们使用 logit 模型和使用普通最小二乘法（OLS）的方程（3b）来估计方程（3a）。Z 统计量和 T 统计量都是使用针对异方差和企业层面的聚类调整的标准误差来计算的。因为所有的解释变量滞后一年，这些测试的样本量从 58,533（如图 2）减少到 48,176 个观测值。

图 5 给出了基准回归结果。列（1）显示了暴跌测试的结果。股票流动性系数为正值且具有统计显著性（z 统计量 = 7.439），表明流动性较高的企业未来可能出现股价暴跌。股票流动性对暴跌测试的边际效应（以解释变量的平均值进行评估）为 0.033，这表明股票流动性的一个标准偏差上升（即 0.826）与 $0.826 \times 0.033 = 0.027$ 的上升有关在暴跌概率。

鉴于我们的虚拟假设的样本均值为 0.188，股票流动性对暴跌风险的影响不仅在统计上显著，而且在经济上也是有意义的。

图 5：股票流动性和崩盘风险：主要结果

	$CRASH_t$ (1)	$NSKEW_t$ (2)
LIQ_{t-1}	0.216*** (7.439)	0.057*** (9.008)
$NSKEW_{t-1}$	0.055*** (3.423)	0.022*** (4.176)
$SIGMA_{t-1}$	7.102*** (4.345)	5.231*** (11.745)
RET_{t-1}	0.980*** (4.880)	0.574*** (11.094)
$DTURN_{t-1}$	0.448*** (3.805)	0.207*** (5.743)
$SIZE_{t-1}$	0.015 (1.540)	0.045*** (16.040)
MB_{t-1}	0.008*** (2.957)	0.004*** (5.048)
LEV_{t-1}	-0.034 (-0.467)	-0.012 (-0.539)
ROA_{t-1}	-0.313*** (-4.074)	-0.124*** (-4.707)
$ACCM_{t-1}$	0.079** (2.055)	0.023* (1.792)
Obs./ R ²	48.176/0.021	48.176/0.041

资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

第 (2) 列显示负偏态的结果。股票流动性系数为正值且具有统计显著性 (t -statistic = 9.008)，表明流动性较高的企业未来股票收益率平均偏多。从经济意义上看，股票流动性增加一个标准差 (0.826)，则负偏度为 $0.826 \times 0.057 = 0.047$ 。从这个角度来看，先前的研究 (例如 Cheng, Hong 和 Stein (2001)) 表明，MB 的单标准偏差是碰撞风险最重要的决定因素之一，偏度为 $4.478 \times 0.004 = 0.018$ 。总的来说，这些发现进一步证实了股票流动性和崩盘风险之间的积极和显著的关联。

4. 股票流动性和暴跌风险：哪个更重要？

表 6 显示了我们的回归结果。作为初步的分析，我们首先考察了机构所有权对股票流动性风险关系的影响。我们将总机构所有权 (IO) 定义为所有机构投资者持有的股份数量除以发行在外的总股份。在 A 组中，我们通过增加总机构所有权及其与股票流动性的相互作用来增加我们的基准模型。交互作用项的系数在暴跌虚拟回归中为正而且显著，在负偏度回归中，交互作用系数为正值，但不显著。这些结果提供了一些证据，证明更多的机构所有权增加了股票流动性对碰撞风险的正面影响。

接下来，为了探索哪种类型的机构驱动了记录的效应，B 部分将所有机构所有权分解为暂时性和非暂时性，并将每个所有权变量与股票流动性相互作用。结果显示，两个回归模型中，股票流动性与短期机构所有权之间的相互作用项系数均为正向且具有统计显著性 (z 统计量 = 2.186, t 统计量 = 2.535)。这表明股票流动性对未来碰撞风险的影响对于暂时性机构持有的公司来说更为强烈，这与短暂的投资者渠道是一致的。另一方面，股票流动性与非暂时性机构所有权之间的相互作用项在两个回归中均不显著，表明长期机构对流动性 - 暴跌关系没有明显的影响。

C 部分将机构所有权划分为区域和非区域所有权，并将其与股票流动性分别进行交互。结果表明股票流动性与股权分置的互动条件不显著。因此，我们没有发现股票流动性风险的强度随着所有权水平而变化的证据。相反，两个回归模型中，股票流动性和非股权的相互作用项的系数都是正的且显著的 (z 统计量分别为 1.703 和 t 统计量分别为 4.973)。这表明，当公司被更多的非大股东持有时，通常被视为短期投资者，流动性对崩溃风险的影响更大。这些发现为短线投资者渠道提供了进一步的支持，但对于大股东渠道则没有提供

图 6：股票流动性与崩溃风险：机构投资者的角色

	$CRASH_t$ (1)	$NSKEW_t$ (2)
Panel A: The effect of total institutional ownership (N = 48,176)		
LIQ_{t-1}	0.099*** (3.181)	0.036*** (5.017)
$LIQ_{t-1} \times IO_{t-1}$	0.233** (2.514)	0.021 (0.927)
IO_{t-1}	0.598*** (10.078)	0.180*** (10.640)
Panel B: The effects of transient and non-transient institutional ownership (N = 48,176)		
LIQ_{t-1}	0.098*** (3.145)	0.036*** (4.995)
$LIQ_{t-1} \times TRATIO_{t-1}$	0.142** (2.186)	0.171** (2.535)
$TRATIO_{t-1}$	1.397*** (9.025)	0.657*** (12.722)
$LIQ_{t-1} \times NONTRATIO_{t-1}$	0.382 (1.436)	0.061 (0.827)
$NONTRATIO_{t-1}$	0.281 (1.478)	-0.002 (-0.068)
Panel C: The effects of block and non-block ownership (N = 48,176)		
LIQ_{t-1}	0.139*** (4.189)	0.044*** (5.988)
$LIQ_{t-1} \times NONBLOCK_{t-1}$	0.105* (1.703)	0.198*** (4.973)
$NONBLOCK_{t-1}$	0.777*** (10.009)	0.220*** (9.848)
$LIQ_{t-1} \times BLOCK_{t-1}$	0.002 (0.016)	0.010 (0.291)
$BLOCK_{t-1}$	0.115 (1.023)	0.048 (1.432)

资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis，天风证券研究所

在我们的最后一组测试中，我们探讨了股票流动性是否会导致机构抛售，如果是这样的话，哪种类型的投资者退出。短线投资者渠道和大股东渠道都表明，当公司的坏消息被披露时，较高的股票流动性有利于机构的抛售。然而，差异在于哪种机构主要是为了增加抛售压力。当一些短线机构为了应对坏消息披露而减少在一家公司的股份时，就出现了“削弱和撤退”的退出。当大股东利用其信息优势基于坏消息披露获得交易利润时，大股东退出。

首先，我们考察一下暴跌周是否以机构抛售为特征。我们使用 Lakonishok 和 Vermaelen (1986) 提出的标准化异常抛销量 (SASV) 度量，其构造如下。对于每只股票，我们将“正常”机构销售数量 (NSVOL) 定义为机构投资者在 [-9, -2] 周窗口中平均出售的股票数量，其中第 0 周为暴跌周。机构销售量 (SVOL)，我们将每日总量汇总为每周总量。然后，j 周期内股票 i 的异常机构抛销量 (ASVOL) (j = -1, 0, 1, 2, 3) 写为：

$$ASVOL_{i,j} = \frac{SVOL_{i,j} - NSVOL_{i,j}}{NSVOL_i}$$

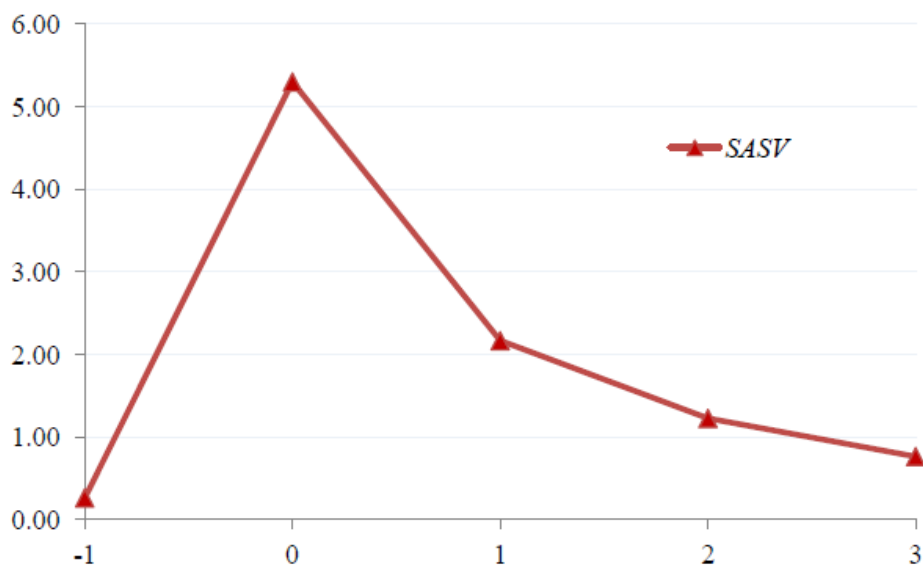
最后，第 j 周的股票 i 对于 j = -1, 0, 1, 2, 3 的 SASV 计算如下：

$$SASV_{i,j} = \frac{ASVOL_{i,j}}{\sigma(ASVOL_i)}$$

其中 $\sigma(ASVOL_i)$ 是从第 -2 到第 -9 周的异常成交量的标准差。

图 3 描绘了所有经历过股价暴跌的公司第 -1, 0, 1, 2 和 3 周期间的平均 SASV。结果显示在第 0 周时平均 SASV 有显著的正峰值 (t-statistic = 2.340)。平均值与星期 -1, 1, 2 和 3 (最大 t 统计量 = 0.961) 没有显著差异。这些结果表明，暴跌周的特点是机构的抛售活动异常。

图 7：围绕暴跌周的机构抛售情况



资料来源：Journal of Financial & Quantitative Analysis, 天风证券研究所

5. 结论

股票价格崩溃可能严重损害投资者的福利和信心。我们使用 1993-2010 年的大量美国公司样本，发现较高的股票流动性会导致较高的崩溃风险。为了理解这种效应的机制，我们探索事前和事后的渠道。我们的分析表明，高流动性会引发短期的压力，增加管理者的预先激励来阻止坏消息。另外，高流动性有利于短期机构的退出，从而将事后股价反应放大到坏消息发布。

我们的研究结果表明，股票流动性可以增加管理者抑制坏消息和削弱金融市场稳定性的动机。然而，鉴于以前的文献已经记录了股票流动性对公司治理，信息环境和公司价值（Holden, Jacobsen 和 Subrahmanyam (2014)）的各种有利影响，我们并不认为股票流动性的平衡是负面的。相反，它具有正面和负面的影响，我们的研究通过短线的投资者渠道确定了一个负面的方面 - 它对崩溃风险的影响。因此，我们的研究结果进一步强调监管机构需要根据其各种收益和成本之间的权衡来确定最佳的流动性水平。

最后，之前的研究（如 Ang, Chen 和 Xing (2006), Chang, Christoffersen 和 Jacobs (2013)）记录了显著地风险溢价。然而，流动性对风险的影响应并不意味着更多的流动性股票应该有更高的预期回报。相反，我们的研究结果表明，要理解流动性对预期股票收益的效应，不仅需要考虑其有利方面（如 Amihud 和 Mendelson (1986)），还要考虑其对暴跌风险的影响。我们把这个问题的留给未来的研究。

以上感谢实习生刘佳璐的贡献。

考虑寿命风险的多变量战略资产配置模型

文献来源：Bisetti, E., Favero, C., Nocera, G., & Tebaldi, C. (2017). A Multivariate Model of Strategic Asset Allocation with Longevity Risk. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 52(5), 2251-2275.

推荐理由：在过去的 50 年里一个 65 岁的人的预期寿命增长了 4 小时 / 天。这一现象凸显了一个重要的风险来源：寿命风险。尽管与寿命相关的资产和负债的场外交易如今已成为一种整合的行业惯例，一个成熟、流动的寿命风险转移市场却仍旧处于缺失状态，并且人们对寿命风险对金融投资者风险回报权衡的影响知之甚少。本文扩展了 Campbell 和 Viceira (2005) 的多元战略资产配置框架模型，定量评估了寿命风险对 Markowitz(1952) 风险 - 回报权衡之下的期限结构和最优资产配置的影响，对未来市场定价和资产配置策略的调

整具有指导意义。

1. 简介

广义上讲，寿命风险是指养老金领取者和投保人的预期寿命增加的潜在风险，这最终可能导致许多养老基金和保险公司的支付比率高于预期。与寿命相关的证券是用来减少公共和私人资产负债表上不够分散的寿命风险的工具。

本文扩展了 Campbell 和 Viceira(2005)的多元战略资产配置模型框架，定量评估了寿命风险对 Markowitz(1952)风险-回报权衡之下的期限结构和最优资产配置的影响。更准确地说，Campbell 和 Viceira(2005)估计了一个向量自回归(VAR)模型，包括美国股票、国债和票据的回报，以及一系列相关的预测因子，即股利比，长期债券和短期债券之间的价差，以及名义国债收益率。在这篇文章中，VAR 被扩展到包括与寿命风险挂钩的合成金融证券(ALS)的超额回报(一个与年金相关的证券)，以及一个总寿命预测因子。一方面，虽然与寿命相关证券的收益是无法观察的，但我们通过观察北美保险公司公开提供的标准化年金的对数价格变化来估计它。另一方面，从 Lee - Carter(1992)随机死亡率模型中，我们获得了总寿命冲击的刻画。

在对期限结构的影响方面，我们的模型估计表明，在 VAR 中的其他变量并没有对总寿命冲击进行统计，而已实现的总寿命有着均值回复的性质，因此模型可以用来预测寿命的增长，且这种可预测性会影响风险的期限结构。

VAR 模型估计随后被应用到最优资产组合的计算中，该组合针对采用购买-持有策略的投资者，持有期从 1 年至 40 年不等。模型预测的资产配置组合表明，长期投资者(长于 12 年)倾向于做多 ALS，因为它们有低风险和足够分散化的特性。相反地，短期投资者倾向于做空 ALS，并用做空收入购买其他股票和债券。最后，我们对寿命风险补偿进行了量化分析。计算表明，就中短期而言，对冲寿命风险的最优资产配置组合由与寿命风险挂钩的合成金融证券的空头和交易性金融资产的多头组成。我们根据不同对冲策略，用夏普比率进行了合理的风险补偿估计。当对冲工具仅限于传统的固收证券，风险补偿与保险行业采用的传统估计一致。当对冲工具没有限制可采用股票进行对冲时，较大的夏普比率估计值证实了寿命相关证券可为寻求高风险的投资经理提供一个低价杠杆。值得注意的是，最优资产组合由股票投资多头和寿命相关负债空头组成。Frazzini, Kabiller, 和 Pedersen(2013)估计称，Berkshire Hathaway 的负债中有 36%是由保险浮动构成的，这表明，与我们的经验模型一致的策略已经得到了应用。

我们对寿命风险-回报权衡下的期限结构的精确描述表明，创造拥有稳定需求的、与寿命相关的流动证券，关键取决于到期期限的有效转换。事实上，唯有实现了到期期限的有效转换，才能够让寿命风险在短期投资者手中得以分散。

2. 年金估值简化模型

首先考虑保险公司出售的这样的一份年金合约：保费一次性支付，自投保人支付保费满一年起，至其死去的每一年，投保人均可领取固定年金。为了刻画保费定价的标准，我们提出两点假设：

- 1) 投保人所购买年金的收益率等于其他可选投资机会的收益率，加上投保人支付保费后一年之内死亡的风险溢价；
- 2) 在竞争市场中，保费的定价应该满足在本年度投保还是下一年投保对投保人来说是无差异的。

基于这两点假设，推导出如下等式：

$$\Delta p_{x,t} = \rho(p_{x+1,t+1} - p_{x+1,t}) - \Delta r_{t+1}^A + \Delta \ln(1 - q_{x,t})$$

其中， $p_{x,t}$, r_t , $q_{x,t}$ 分别代表年金合约对数价格，持有期对数收益率和死亡率。引入 Lee - Carter 随机死亡模型，化简得到：

$$\Delta p_{x,t} \simeq - \sum_{j=0}^m \rho^j E_t \Delta r_{t+1+j}^A + \sum_{j=0}^m \rho^j E_t \Delta q_{x+j,t+j}$$

从公式可以看出，年金的对数价格变化由未来预期持有期间收益率的变化和预期寿命因子的趋势变化决定。

至此，我们可以构造一个与寿命有关的证券，也即 ALS，使其收益与年金合约的对数价格变化相勾连。从而，ALS 的多头相当于一份唐提式养老金，ALS 的空头相当于投资者向投保人出售寿命风险的保护。于是，上一公式也即定义了 ALS 的收益率与死亡因子和年金持有人持有收益率的关系。

3. 随机死亡模型及其美国数据表现

我们将 Lee - Carter 随机死亡模型有限地应用于对美国退伍军人群体死亡率冲击的估计中，寿命冲击可以被估计为下式：

$$qk_t \simeq -\frac{1}{45} \sum_{x=65}^{110} (b_x e_t + \varepsilon_{x,t}) = -\frac{e_t}{45} - \frac{1}{45} \sum_{x=65}^{110} \varepsilon_{x,t}$$

从公式可以看出，寿命冲击可分为两个部分，一部分是总体死亡率冲击，另一部分是群体自身独有的死亡率冲击。

4. ALS 收益率的 VAR 动态化简模型

跟随 Barberis (2000) 和 Campbell 与 Viceira (2002) 的脚步，我们用 VAR(1) 模型来描述资产回报率和相关预测因子的变化。CV-VAR(1) 原始模型如下所示：

$$\mathbf{z}_t^{\text{MKT}} = \Phi_0^{\text{MKT}} + \Phi_1^{\text{MKT}} \mathbf{z}_{t-1}^{\text{MKT}} + v_t^{\text{MKT}},$$

$$\mathbf{z}_t^{\text{MKT}} = [r_0 \quad x_t^{\text{MKT}} \quad s_t^{\text{MKT}}]^T$$

虽然年金不是一个金融证券，因此不能相应地定价，但是年金背后的交易假设使得其持有期收益率与相同风险下的交易性金融证券的投资回报率是可比的。因此，我们认为，并通过经验证明了——年金持有期收益率的金融组成部分可以通过用 CV - VAR(1) 模型刻画的证券组合来复制。另外，假设年金持有期收益率每年的变化是固定的，由 CV - VAR(1) 模型可以推导出如下的线性关系：

$$-\sum_{j=0}^m \rho^j E_t \Delta r_{t+1+j}^A = \phi_0^A + \phi_1^{A, \text{MKT}} \mathbf{z}_t^{\text{MKT}}$$

相似地，有 ALS 持有期收益率中预期寿命因子的趋势变化应与寿命冲击成正比：

$$\sum_{j=0}^m \rho^j E_t \Delta q_{x+j,t+j} = \phi_3 qk_t$$

于是，我们在 CV - VAR(1) 模型基础上，构造了新的模型如下：

$$\begin{aligned} x \Delta p_{t+1} &= \phi_0^A + \phi_1^{A, \text{MKT}} \mathbf{z}_t^{\text{MKT}} + \phi_2 x \Delta p_t + \phi_3 qk_t + v_{t+1}^A \\ \mathbf{z}_t &= \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{z}_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_v) \end{aligned}$$

5. 新旧模型比较

为了验证新模型的有效性，我们分别进行了原有 VAR 模型和上文新建模型的回归。原模型包括 6 个变量：国库券实际收益率，年化股票超额收益率，20 年债券年化超额收益率，90 天国库券对数收益率，对数股利比和 20 年零息债券与国库券收益率价差。新建模型加入了对数年金保险费变化减无风险利率和总寿命冲击两个变量。数据集收集成果如下，跨度从 1953 年至 2010 年：

图 8：样本描述性统计

TABLE 1
Summary Statistics

In Table 1, mean returns are computed including the Jensen correction term ($\mu + 0.5\sigma^2$). The Sharpe ratio is computed as the ratio between the mean and standard deviation. R^{TB} = ex post real Treasury bill (T-bill) rate, xR = excess stock return, xB = excess bond return, $x\Delta p$ = log dividend-price ratio, y = nominal T-bill yield, spr = yield spread, and qk = aggregate longevity shock.

Variable	R^{TB}	xR	xB	$x\Delta p$	y	dp	spr	qk
Mean	0.027	0.056	0.004	-0.027	0.056	-3.493	0.004	0.004
Std. dev.	0.052	0.160	0.108	0.057	0.031	0.411	0.014	0.041
Sharpe ratio	—	0.353	0.0259	-0.4825	—	—	—	—

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

新旧模型的回归结果如下所示：

图 9：新旧模型回归结果

TABLE 2
VAR(1) Matrix Φ_1 Yearly Sample 1953–2010 (Annuities)

Table 2 reports VAR(1) coefficients, with relative t -statistics in parentheses, and cross-correlations of residuals. R^{TB} = ex post real Treasury bill (T-bill) rate, xR = excess stock return, xB = excess bond return, $x\Delta p$ = log dividend-price ratio, y = nominal T-bill yield, spr = yield spread, and qk = aggregate longevity shock.

Panel A. VAR(1) Matrix Φ_1

Variable	R^{TB}_t	xR_t	xB_t	$x\Delta p_t$	y_t	dp_t	spr_t	qk_t	R^2	Adj. R^2
R^{TB}_{t+1}	0.477 (3.265)	0.007 (0.203)	-0.106 (-1.753)	0.074 (0.640)	0.590 (2.534)	-0.010 (-0.568)	-0.680 (-1.452)	-0.016 (-0.116)	0.475	0.389
xR_{t+1}	0.190 (0.388)	0.048 (0.363)	0.131 (0.679)	0.929 (1.660)	-0.215 (-0.225)	0.154 (2.423)	-0.892 (-0.462)	-0.236 (-0.372)	0.167	0.031
xB_{t+1}	0.917 (4.121)	-0.116 (-1.972)	-0.502 (-4.311)	0.116 (0.370)	0.267 (0.550)	-0.054 (-1.921)	4.362 (4.203)	0.588 (2.721)	0.562	0.491
$x\Delta p_{t+1}$	0.531 (4.294)	-0.099 (-2.228)	0.057 (0.970)	-0.188 (-0.968)	-1.146 (-3.950)	-0.034 (-1.871)	-0.446 (-0.675)	0.271 (2.199)	0.516	0.437
y_{t+1}	-0.204 (-3.702)	0.025 (2.477)	0.038 (1.702)	-0.046 (-0.841)	0.940 (9.253)	0.007 (1.896)	0.286 (1.315)	-0.064 (-1.728)	0.794	0.761
dp_{t+1}	-0.812 (-1.392)	0.149 (0.808)	-0.081 (-0.363)	-0.898 (-1.504)	-0.038 (-0.035)	0.885 (13.163)	2.475 (1.141)	0.148 (0.221)	0.845	0.819
spr_{t+1}	0.104 (2.452)	-0.017 (-1.775)	0.014 (1.040)	0.048 (1.069)	0.036 (0.466)	-0.002 (-0.585)	0.339 (2.076)	0.011 (0.404)	0.456	0.367
qk_{t+1}	-0.113 (-1.341)	-0.051 (-1.671)	0.000 (0.002)	-0.059 (-0.617)	-0.008 (-0.034)	-0.009 (-1.172)	0.373 (1.292)	0.747 (6.625)	0.575	0.506

Panel B. Cross-Correlations of Residuals

	R^{TB}	xR	xB	$x\Delta p$	y	dp	spr	qk
R^{TB}	3.763	0.206	0.117	0.192	-0.298	-0.234	0.318	-0.104
xR	—	14.584	0.040	-0.063	-0.248	-0.970	0.295	-0.118
xB	—	—	7.184	0.176	-0.620	-0.089	0.132	0.014
Δp	—	—	—	3.927	-0.547	0.022	0.583	0.044
y	—	—	—	—	1.368	0.262	-0.843	0.041
dp	—	—	—	—	—	15.768	-0.277	0.098
spr	—	—	—	—	—	—	1.047	-0.047
qk	—	—	—	—	—	—	—	2.617

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

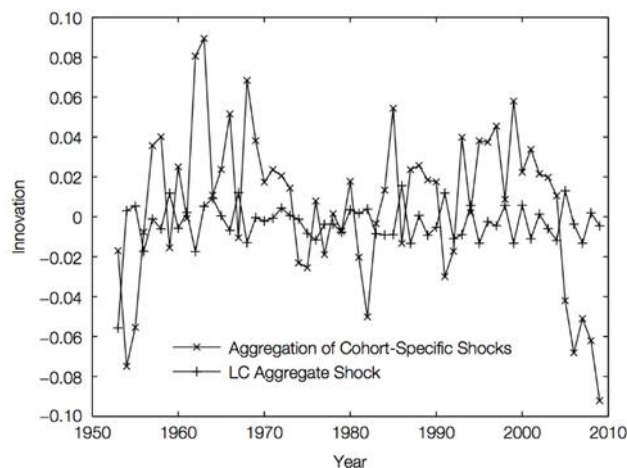
新旧模型对比发现，原模型中的 6 个变量的回归系数与新模型回归结果相差不大，对于那些解释能力显著异于 0 的变量，脉冲响应系数较为类似，并证实了原始模型中发现的所有程式化性质：国库券、股票和债券真实收益率是由名义短期国库券收益率、股利比和期限差价预测的。寿命冲击的是持久的，且有助于预测年金价格的变化(对正寿命冲击会增加年金的价格)，它对预测债券超额回报也有一定的意义。虽然不能确定这种预测的结构来源，但它与一些宏观经济学论据一致，支持了人口年龄结构与长期安全资产价格波动之间的关系。

在新扩展模型中包含的两个新等式描述了总寿命冲击的变化和对数年金价格年际变化的超额收益。总寿命冲击的变动主要是一个单变量的均值回复过程，其根为 0.75，期望为 0，说明总寿命冲击携带的信息没有被其他变量覆盖，并且总寿命冲击的期望和实际值之间的差异是均值回复的，因此该差异可以用以预测总寿命增长。

值得注意的是，这种冲击的持久性与标准的 Lee - Carter (1992) 规范没有冲突；实际上，趋势项 k_t 的通常处理规范是一个单位根演化过程。这只需要该过程的一阶差平稳，这与我

们的发现是一致的。此外，如图所示，我们对 q_{kt} 的贡献进行了更细致的分析，发现均值回复几乎完全是由 q_{kt} 的第二个组分所驱动的。值得注意的是，从人口统计学的角度来看，这些波动也测量了与最初预期的群体死亡率的偏差，群体死亡率，特别是在老年时期，是由健康和生活质量改善推动的。正如应该预料的那样，我们在子样本中验证了，随着样本时间跨度的增加，均值回复也逐渐增加。

图 10：对比 q_{kt} 的两个组分——总冲击和群体特有冲击的贡献



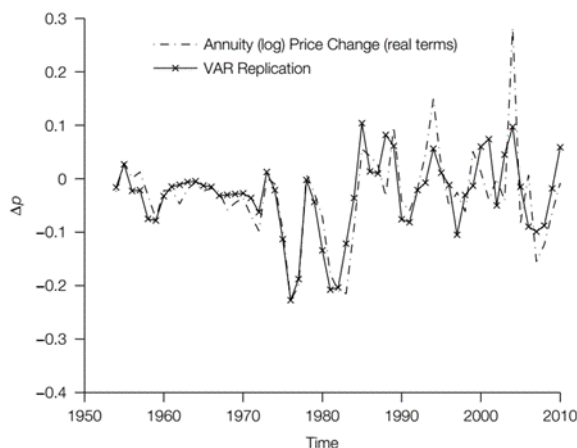
资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

总寿命冲击对 ALS 的超额回报率是一个重要的预测指标，它也由过去的实际和名义的国库券利率和长期债券的超额回报所预测。年金价格增长超过国库券收益率对实际利率有正影响，对国库券名义利率有负影响，对长期债券超额收益率的有负影响，并正向依赖于总寿命冲击。在图 11 中，我们将历史(真实)对数价格变化的时间序列与 VAR 动态模型的复制结果进行了比较。良好的吻合说明 VAR 估计是一个可用于实际的简化版年金合同定价模型。值得注意的是，我们的方法只聚焦在总寿命风险，并不能解释保险公司保费的精算成分。

6. 寿命相关证券对最优资产配置的影响

交易与寿命相关的证券扩展了投资机会，并提供了一个新的资产分散化维度。正如根据 Campbell 和 Viceira(2005)的研究方法，我们计算了对采取买入-持有策略、持有期为 1-40 年的投资者而言最理想的投资组合。投资组合是由国库券、股票、长期债券的滚动策略和 ALS 组成的。ALS 证券每年为持有者提供的回报等于 $\Delta p_{65,t}$ (在美国观察到的平均对数年金价格的变化)。

图 11：对比年金对数价格的历史真实变化和用 VAR 模型计算的变化



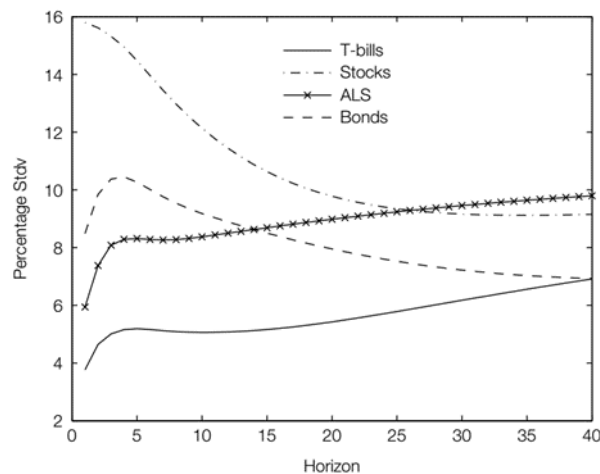
资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

模型估计表明，如预期的那样，如果总寿命延长，则合同的回报将增加，如果总死亡

率增加，则合同的回报将减少。在实践中我们经检验发现，风险的期限结构并不会因为刻意去掉前 20 年的数据样本而发生大的变化。然而值得注意的是，最优资产配置在全部样本和有限样本两种情形下有一定差异，因为在这前后两个时段中，无条件的平均收益率是不同的。VAR 从未用于预测第一个时刻，因此，是否去除一定的样本，其差异不会对基于 VAR 模型的组合分配产生显著影响。

在图 12 中，我们对比了 ALS 和传统金融证券标准差的期限结构，发现持有期越长，年化波动率越大，这清楚地揭示了年金价格长期来看的风险本质。当持有期短于 10 年时，ALS 比股票和债券的风险要低，但是当持有期更长时，ALS 的风险要大于股票和债券。从年金合同的不可逆本质出发，年金合约的风险-收益性质与买入-持有一只长期债券类似。ALS 价格波动反映了对寿命趋势的长期预期，长期预期的持续很小变化可以对年金现价有不可忽略的影响。

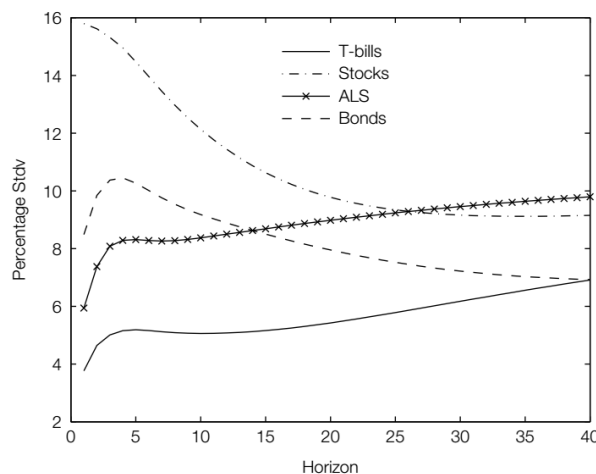
图 12：对比 ALS 和传统金融证券标准差的期限结构



资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

图 13 绘制了一系列金融证券与 ALS 在不同持有期下的相关性系数曲线，从曲线中我们看到随着期持有期的延长，相关系数均陡峭下降。这些相关性，及总的来说资产的风险-回报期限结构，决定了每个资产在投资组合中所获得的权重。为了了解在引入 ALS 后资产组合权重分配如何变化，我们再次借鉴 Campbell 和 Viceira(2005)的研究方法，首先考虑绝对最小方差(GMV)组合，即在均值-方差有效边界上方差最小的组合。

图 13：不同金融证券与 ALS 在不同持有期下的相关性系数曲线

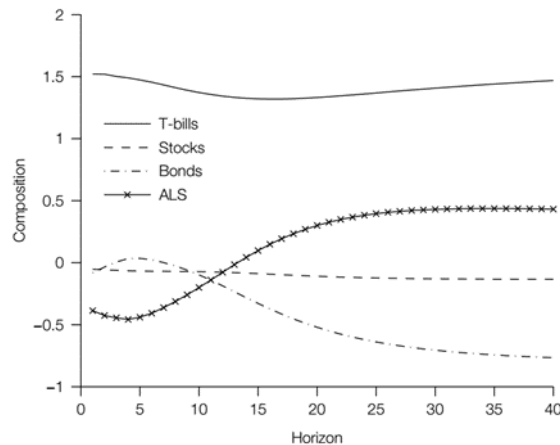


资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

如图 14 所示，无论在何持有期下，投资者均选择超配国库券，以买入 ALS 和长期债券的组合。ALS 和长期债券的组合在持有期短于 10 年时，采用债券多头 ALS 空头的策略，而在持有期长于 10 年时，两个头寸进行了互换。因此，在持有期短于 10 年时，风险暴露可通过出售寿命风险保护来最小化，而持有期长于 10 年时，出售寿命风险保护反而会招

致更大的风险。因此，我们可以预测寿命风险敞口和与寿命关联的证券的流动性可以通过提供短期的产品来大幅增加。

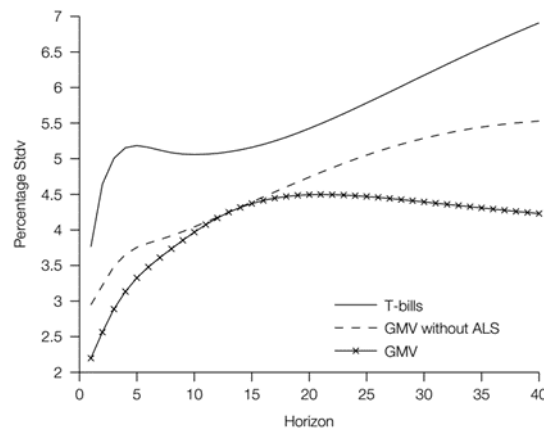
图 14：不同持有期下的 GMV 组合权重



资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

从图 15 可以看出，引入 ALS 降低了除了持有期为 10-15 年之外的所有持有期的风险。在持有期为 10-15 年时，ALS 的权重从负变成了正，而长期债券的权重从正变成了负。

图 15：对比在新拓展模型下 GMV 组合和原模型下 GMV 组合的期限结构



资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

粗略地说，GMV 的投资组合配置和风险配置表明，总寿命的多头只对到期期限长于 12-13 年的投资者而言在财务上才是具有吸引力的，有着风险低，充分分散化的特性。基于这些观察，我们可以得出结论，创造到期期限小于 10 年的寿命相关证券对寿命风险的有效证券化是至关重要的。这些证券提供了一种随机负债，可以有效地用于投资具有良好的分散性的投资。对 ALS 的风险回报分析表明，寿命风险的证券化并不一定需要到期期限长的证券。相反，在对寿命风险敞口期限结构进行精确量化的情况下，可以使用结构化证券(如交换合约)实现更有效的成熟度转换管理。这些发现表明，影响早期与寿命钩连证券发行的因素主要是较长的到期时期限。对于这些证券来说，流动性和信用风险组分过大，以至于在定价和对冲时，也会冲减掉寿命风险的影响。

7. 寿命证券化和总寿命风险的跨期对冲

扩展 VAR 模型的估计结果提供了年金价格显著响应总长寿率变化的证据。年金价格应包括对保险公司承担的未预料到的、不可分散的寿命风险的补偿。根据传统的跨期 CAPM(ICAPM)解释(Merton(1973))，期望效用最大化者总是试图对冲由未预料到的总寿命冲击带来的投资机会的随机变化。对冲组合是由最大化与寿命冲击相关性的交易证券的配置决定的，对冲组合可用以下约束最小化问题求得：

$$\begin{aligned} \min_{\mathbf{w}} \quad & \text{Var}_{t-1}[R_t^{qk}(\mathbf{w}_{t-1}) - qk_t] \\ \text{s.t.:} \quad & R_t^{qk}(\mathbf{w}_{t-1}) = \mathbf{w}_{t-1} \times \mathbf{x}_t + w_{0,t-1} R_t^{TB}, \\ & \mathbf{w}_{t-1} = [w_{xR,t-1}, w_{xB,t-1}, w_{x\Delta p,t-1}], \quad \mathbf{x}_t = [xR_t, xB_t, x\Delta p_t], \end{aligned}$$

其中， R_t^{TB} 代表年金对数价格增长超出国库券利率的部分， x_t 市场证券的超额收益加上 R_t^{TB} ， R_t^{qk} 是模型复制出的投资组合的回报，而 $w_{0,t}$ 是投资者在 t 时刻的财富。求解一阶导数，得最优解满足：

$$\mathbf{w}^T = \text{Var}[\mathbf{x}_t]^{-1} \{\text{Cov}[\mathbf{x}_t, qk_t]\}, \quad w_{R^{TB}} = w_0 - \mathbf{w} \times \mathbf{1}.$$

图 16 列示了在三种不同资产集合限制条件下的对冲组合结果：

1) 无限制分配；2) 股票资产配置为 0；3) 股票资产和国库券配置为 0。

图 16：在不同资产集合限制条件下的对冲组合结果

TABLE 3 Optimal Allocation for Aggregate Longevity Hedging Portfolios				
Table 3 reports optimal allocation for aggregate longevity hedging portfolios under different constraints on the set of financial securities included in the hedging portfolio.				
Hedging Portfolio	w_{xR}	$w_{R^{TB}}$	w_{xB}	$w_{x\Delta p}$
UNRESTRICTED	-0.042	-0.014	0.009	0.047
CONSTRAINED_1: $w_{xR}=0$	0.000	-0.062	0.004	0.058
CONSTRAINED_2: $w_{R^{TB}}=w_{xR}=0$	0.000	0.000	-0.059	0.059

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

8. 寿命风险定价

前述讨论已经论述了用 VAR 动态模型来估计寿命风险补偿的可行性。在我们的框架下，ALHP 的夏普比率是一个对单位波动水平下总寿命保护的出售方要求的超额补偿的可信刻画。注意在定义上，ALHP 是一个零投资组合：

$$\mathbf{w}^{\text{ALHP}} = [w_{R^{TB},t}^{\text{ALHP}}, w_{xR,t}^{\text{ALHP}}, w_{xB,t}^{\text{ALHP}}, w_{x\Delta p,t}^{\text{ALHP}}], \quad \mathbf{w}^{\text{ALHP}} \cdot \mathbf{1} = 0,$$

其回报为金融证券多头头寸和 ALS 负债空头头寸的利差。因此，期望利差与风险之间的比率提供了一个正确定义的夏普比率。

风险和回报的条件期望可能与无条件下的期望有很大的不同，因此，条件夏普比率取决于持有时间从而生成了一个期限结构。这个期限结构取决于初始的 VAR 状态变量，对应当前的财务回报水平和当前的预测因子水平。在观察期内，夏普比率为时间 t 时的期望超额单利与时间 t 时的标准差，公式如下

$$\begin{aligned} \text{SR}_\infty &= \frac{\text{EX}_\infty}{\text{STD}_\infty}, \\ \text{EX}_\infty &= \lim_{\tau \rightarrow +\infty} \left\{ E_{t,x_t} \left[\frac{1}{\tau} \sum_{k=1}^{\tau} \mathbf{w} \cdot \mathbf{r}_{t+k} \right] + \frac{\text{STD}_{t,x_t}^2(\mathbf{w})}{2\tau} \right\}, \\ \text{STD}_\infty &= \lim_{\tau \rightarrow +\infty} \sqrt{\frac{\text{Var}_{t,x_t} \left[\sum_{k=1}^{\tau} \mathbf{w} \cdot (\mathbf{r}_{t+k} + r_{0,t+k} \mathbf{1}) \right]}{\tau}}. \end{aligned}$$

图 17 列示了扩展 VAR(1)中所包含的所有金融证券的长期夏普比率(1)：股票指数，长期债券的滚动头寸，以及 ALS。正如预期的那样，ALS 的夏普比率为负值，因为它的表现低于无风险证券国库券。相反，方差的低水平意味着 ALS 夏普比率的无条件水平为 -0.43，表明这种合成证券作为一种“负债”的潜在有用性，它可为寻求新的分散化策略的投资者提供了良好的潜在回报。然而，由于这种负债是由短期国库券融资的，期限错配会增加利率风险，夏普比率的高值可能具有误导性。

图 17：扩展 VAR(1)中所包含的所有金融证券的长期夏普比率

TABLE 4 Long-Term Sharpe Ratios for Securities Included in the Extended VAR		
The values in Table 4 are computed as illustrated in equation (10). VAR stands for vector autoregressive, SR stands for Sharpe ratio, and ALS stands for annuity-linked security.		
$SR_{\infty}^{\text{EQUITY}}$	$SR_{\infty}^{\text{LONG_BOND}}$	SR_{∞}^{ALS}
0.429	0.0323	(-) 0.437

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

在衡量 ALHP 的夏普比率时，也出现了类似的问题。在证券交易组合中，ALHP 可以被分割成一个 ALS 空头头寸，和一个交易性金融证券组合的多头头寸，从而使夏普比率依赖于交易性金融证券组合的构成。

图 17：3 种可选资产配置办法的夏普指标

TABLE 5 Long-Term Sharpe Ratios for Aggregate Longevity Hedging Portfolios		
The values in Table 5 are computed as illustrated in equation (10) and defined in Table 3. SR stands for Sharpe ratio.		
$SR_{\infty}^{\text{UNRESTRICTED}}$	$SR_{\infty}^{\text{CONSTRAINED}_1}$	$SR_{\infty}^{\text{CONSTRAINED}_2}$
(-) 0.504	(-) 0.421	(-) 0.333

资料来源：Journal of Finance，天风证券研究所

如图 17 所示，Sharpe 比率随着限制的增加而减少。注意，不受限制的分配的反面可以被解释为一个资产管理公司的可行的投资策略，该公司使用的杠杆策略类似于伯克希尔哈撒韦公司采用的杠杆策略。在这种情况下，最优配置对应于出售长寿风险保护，以支持股票和债券市场上的投资。

ALS 空头头寸会引起的随机负债，当为了对冲此种负债的资产配置受到约束时，这种反常的表现就消失了。如果允许投资者使用长期债券来对冲风险，夏普比率是最低的。事实上，只使用长期债券的对冲组合“ w^{CONS_2} ”比“ w^{CONS_1} ”更安全(但利润更低)，因为它的期限长度与随机负债的期限相匹配，对(小)利率波动的反应也是相同的。

综上所述， $SR_{\infty}^{\text{CONS}_2} = 0.33$ 给出了与稳健的对冲政策相一致的精算寿命溢价估计值。它的价值与 Loays 等人(2007)所讨论的寿命产品精算定价中的常规水平 0.25 相差不大。预计这一估计将高估寿命负债的潜在夏普比率，因为在这种分析中，做空成本没有明确给出。此外，预计逆向选择效应也将在这里发挥作用：已知养老金的死亡率明显小于一般人群(见 Poterba(2001)，Mitchell 等(1999))。考虑到与寿命相关的证券价格数据的缺乏，同样的问题几乎影响到任何关于寿命风险补偿的经验指标。

9. 结论

我们的分析表明，保险和金融市场的整合是提高寿命风险分担效率的一个很有前途的方向。我们认为，我们的研究结果揭示了提高寿命风险证券化的一些关键问题。首先，寿命风险的长期性质需要对投资组合中包括与寿命相关证券的风险-回报权衡下的期限结构进行准确的分析。其次，大量潜在短期投资者愿意在不增加投资期限的情况下增加对长寿风险的敞口，这需要金融中介机构承担到期期限的转换工作，这似乎是提高与寿命相关的证券市场流动性的关键一步。最后，为保险和金融合约设立的、拥有公开交易的寿命指数的综合市场，也将意味着更透明和有效的终身年金定价，对年金用户有直接的好处。

以上感谢实习生魏雨汐的贡献。

分析师声明

本报告署名分析师在此声明：我们具有中国证券业协会授予的证券投资咨询执业资格或相当的专业胜任能力，本报告所表述的所有观点均准确地反映了我们对标的证券和发行人的个人看法。我们所得报酬的任何部分不曾与，不与，也将不会与本报告中的具体投资建议或观点有直接或间接联系。

一般声明

除非另有规定，本报告中的所有材料版权均属天风证券股份有限公司（已获中国证监会许可的证券投资咨询业务资格）及其附属机构（以下统称“天风证券”）。未经天风证券事先书面授权，不得以任何方式修改、发送或者复制本报告及其所包含的材料、内容。所有本报告中使用的商标、服务标识及标记均为天风证券的商标、服务标识及标记。

本报告是机密的，仅供我们的客户使用，天风证券不因收件人收到本报告而视其为天风证券的客户。本报告中的信息均来源于我们认为可靠的已公开资料，但天风证券对这些信息的准确性及完整性不作任何保证。本报告中的信息、意见等均仅供客户参考，不构成所述证券买卖的出价或征价邀请或要约。该等信息、意见并未考虑到获取本报告人员的具体投资目的、财务状况以及特定需求，在任何时候均不构成对任何人的个人推荐。客户应当对本报告中的信息和意见进行独立评估，并应同时考量各自的投资目的、财务状况和特定需求，必要时就法律、商业、财务、税收等方面咨询专家的意见。对依据或者使用本报告所造成的一切后果，天风证券及/或其关联人员均不承担任何法律责任。

本报告所载的意见、评估及预测仅为本报告出具日的观点和判断。该等意见、评估及预测无需通知即可随时更改。过往的表现亦不应作为日后表现的预示和担保。在不同时期，天风证券可能会发出与本报告所载意见、评估及预测不一致的研究报告。

天风证券的销售人员、交易人员以及其他专业人士可能会依据不同假设和标准、采用不同的分析方法而口头或书面发表与本报告意见及建议不一致的市场评论和/或交易观点。天风证券没有将此意见及建议向报告所有接收者进行更新的义务。天风证券的资产管理部门、自营部门以及其他投资业务部门可能独立做出与本报告中的意见或建议不一致的投资决策。

特别声明

在法律许可的情况下，天风证券可能会持有本报告中提及公司所发行的证券并进行交易，也可能为这些公司提供或争取提供投资银行、财务顾问和金融产品等各种金融服务。因此，投资者应当考虑到天风证券及/或其相关人员可能存在影响本报告观点客观性的潜在利益冲突，投资者请勿将本报告视为投资或其他决定的唯一参考依据。

投资评级声明

类别	说明	评级	体系
股票投资评级	自报告日后的 6 个月内，相对同期沪深 300 指数的涨跌幅	买入	预期股价相对收益 20%以上
		增持	预期股价相对收益 10%-20%
		持有	预期股价相对收益 -10%-10%
		卖出	预期股价相对收益 -10%以下
行业投资评级	自报告日后的 6 个月内，相对同期沪深 300 指数的涨跌幅	强于大市	预期行业指数涨幅 5%以上
		中性	预期行业指数涨幅 -5%-5%
		弱于大市	预期行业指数涨幅 -5%以下

天风证券研究

北京	武汉	上海	深圳
北京市西城区佟麟阁路 36 号 邮编：100031 邮箱：research@tfzq.com	湖北武汉市武昌区中南路 99 号保利广场 A 座 37 楼 邮编：430071 电话：(8627)-87618889 传真：(8627)-87618863 邮箱：research@tfzq.com	上海市浦东新区兰花路 333 号 333 世纪大厦 20 楼 邮编：201204 电话：(8621)-68815388 传真：(8621)-68812910 邮箱：research@tfzq.com	深圳市福田区益田路 4068 号卓越时代广场 36 楼 邮编：518017 电话：(86755)-82566970 传真：(86755)-23913441 邮箱：research@tfzq.com