「人身保險業簽證精算人員實務處理原則」研討會

日期：民國 98 年 12 月 24 日（四）

地點：文化大學城區部數位演講廳（台北市延平南路 127 號 4 樓）

議程

上午	08:40-09:10	登記/報到
	09:10-10:20	人身保險業簽證精算人員實務處理原則修正重點 ■ 實務處理原則修正重點 ■ 資產情境假設之使用原則及釋例 –國泰人壽 林昭廷 副總經理
	10:20-10:50	休息
	10:50-12:00	精算報告經驗交流座談會 –與談人 國泰人壽 葉栢宏 經理 新光人壽 林漢維 協理 三商美邦人壽 陳宏昇 協理 南山人壽 黃建邦 協理
	12:00-13:30	午餐
下午	13:30-15:00	專題討論–產生壽險業資產適足性測試之資產情境說明 ■ 國外利率模型 ■ 國內外股票模型 ■ 匯率模型 ■ 國內不動產模型 –政治大學 蔡政憲教授 –政治大學 郭維裕教授
	15:00-15:30	休息
	15:30-16:40	保險局「97 年度壽險業精算簽證報告覆閱委託代辦案」之結論與建議 –覆閱團隊
	16:40-17:00	保險局長官致詞

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

保險業風險評估模型之介紹

2009/12/24

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

研究計畫背景與目的

- 2003年實施簽證精算師制度，簽證精算師必須向主管機關提出含準備金適足性測試之簽證報告。
- 2006年保發中心執行「產生壽險業負債適足性測試之利率情境」，以提供國內無風險利率情境。
- 2008年保發中心執行「產生壽險業負債適足性測試之外匯情境」及「監理機關評估保險業國外投資風險之模型」研究專案，提供國外利率及外匯情境。
- 2009年保發中心繼續執行「產生壽險業負債適足性測試之股票情境」及「監理機關評估保險業不動產投資風險之模型」研究專案，提供國內外股票及國內不動產情境。

模型的種類-依用途/目的來分

- 預測：
  - 短期；實際測度
  - 總體經濟預測模型：下一季或明年度的總經或市場指標
- 定價：風險中立測度（with exceptions）
  - 衍生性商品的定價模型
  - 前提是有市場價格可供校準，不然還是得在實際測度下用NPV來計算價格（共有三類定價模型）
- 風險管理：實際測度；短期或長期
  - Value at Risk：幾乎都是一年內；Primary/Underlying Securities; Derivatives
  - Cash Flow Testing/Dynamic Financial Analysis: 兩年、五年、30年（？）

建立模型前的考量

- X變數的本質：自身前期vs.外生變數
- Y變數的多寡
  - 模型的複雜度
  - 模型間的整合：相關性的考量
- 資料期間的長短與頻率
  - 應長於想預測的期間（如果沒有還要不要建？）
  - 預測的期間越長、頻率就越低
- 樣本數的多寡
  - vs.待估計的參數

模型建立以後

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 合理性的確認
  - 與歷史資料特徵的比對
  - 樣本外預測
- 模型的更新頻率
  - 所用資料期間的長度

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

監理機關評估保險業國外投資風險之模型

OUTLINE

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- Data Description
  - Interest Rate (IR)
  - Foreign Exchange Rate (FX)
- Principal Component Analysis (PCA) and Factor Analysis (FA)
- Methodology Literature Review
- Models What We Adopt
  - EWMA (Exponentially Weighted Moving Average)
  - PCA – Common PCA and Separate PCA

Data Description

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

Interest Rate (IR)

- Currency:
  TWD/USD, TWD/AUD, TWD/EUR, TWD/GBP, TWD/JPY, TWD/KRW, and TWD/SGD
- Maturity:
  SPT, 3M, 6M, 1Y, 2Y, 3Y, 5Y, 7Y, 10Y, 15Y, 20Y, and 30Y
- Data frequency: weekly and monthly
- Sample period: 1999/1~2008/4
- Sources:
  - Datastream – IR of USD, EUR, AUD, GBP, and JPY
  - 美國聯邦儲備委員會 – 美國公債利率
  - 韓國央行網站 – IR of KRW
  - 新加坡政府證券 網站 – IR of SGD

Summary statistics for weekly raw data

Panel A. USD												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	3.723	3.802	3.852	3.985	4.285	4.544	4.896	5.154	5.418	5.643	5.750	5.771
Stdev	1.887	1.890	1.874	1.815	1.587	1.406	1.134	0.994	0.876	0.724	0.668	0.652
Max	6.872	6.886	7.149	7.430	7.579	7.656	7.621	7.678	7.738	7.738	7.738	7.738
Min	1.015	0.972	0.951	0.979	1.256	1.627	2.354	2.928	3.528	4.227	4.581	4.622
Panel B. USD 公債												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	3.241	3.376	3.512	3.599	3.848	4.025	4.353	4.612	4.772	5.054	5.306	5.202
Stdev	1.731	1.735	1.749	1.641	1.505	1.343	1.060	0.932	0.733	0.597	0.625	0.529
Max	6.420	6.400	6.460	6.400	6.890	6.840	6.760	6.800	6.770	6.819	6.920	6.730
Min	0.380	0.820	0.870	0.950	1.140	1.390	2.130	2.700	3.200	3.816	4.210	4.210
Panel C. EUR												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	3.169	3.288	3.307	3.380	3.569	3.751	4.050	4.297	4.566	4.744	4.839	4.864
Stdev	0.912	0.957	0.946	0.928	0.863	0.813	0.747	0.721	0.697	0.605	0.566	0.551
Max	5.086	5.169	5.219	5.276	5.396	5.474	5.609	5.751	5.918	5.918	5.918	5.918
Min	1.723	1.989	1.932	1.889	1.983	2.207	2.614	2.853	3.152	3.468	3.638	3.700

Taiwan Insurance Institute

Summary statistics for weekly returns

Panel A. USD												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	-0.006	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.003	-0.003	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001	-0.001
Stdev	0.178	0.092	0.101	0.156	0.134	0.140	0.143	0.139	0.137	0.133	0.130	0.127
Max	1.690	0.574	0.425	0.777	0.640	0.649	0.616	0.589	0.557	0.557	0.557	0.557
Min	-1.690	-0.788	-0.716	-1.305	-0.495	-0.445	-0.470	-0.485	-0.479	-0.449	-0.427	-0.344
Panel B. USD 公債												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	-0.007	-0.007	-0.006	-0.006	-0.005	-0.004	-0.003	-0.003	-0.002	-0.001	-0.002	-0.001
Stdev	0.147	0.106	0.088	0.090	0.107	0.113	0.112	0.108	0.102	0.095	0.090	0.090
Max	0.730	0.470	0.270	0.250	0.430	0.450	0.440	0.410	0.430	0.424	0.360	0.360
Min	-0.940	-0.780	-0.620	-0.520	-0.570	-0.540	-0.410	-0.320	-0.270	-0.233	-0.230	-0.300
Panel C. EUR												
	SPT	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	7Y	10Y	15Y	20Y	30Y
Mean	0.002	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Stdev	0.110	0.057	0.061	0.084	0.098	0.102	0.097	0.089	0.086	0.083	0.082	0.082
Max	0.507	0.439	0.353	0.455	0.391	0.402	0.333	0.296	0.332	0.332	0.332	0.332
Min	-0.599	-0.462	-0.384	-0.507	-0.298	-0.281	-0.247	-0.242	-0.311	-0.311	-0.311	-0.311

Data Description

Foreign Exchange Rate (FX)

- 7 kinds of FX:
  TWD/USD, TWD/EUR, TWD/AUD, TWD/GBP, TWD/JPY, TWD/KRW, and TWD/SGD
- Data frequency: weekly and monthly data
- Types of price: bid, ask, mid, open, high, low, last prices
- Sample period: 1999/1~2008/4
- Source: Bloomberg

- Summary statistics for raw data

Weekly	USD	EUR	AUD	GBP	JPY	KRW	SGD
Mean	32.956	36.943	22.331	55.976	0.288	0.030	19.699
Stdev	1.245	5.990	3.533	6.029	0.013	0.003	1.158
Max	35.165	48.181	29.917	67.708	0.318	0.036	22.677
Min	30.302	26.858	16.086	43.773	0.260	0.025	17.717
Obs.	487	487	487	487	487	487	487
Monthly	**USD**	**EUR**	**AUD**	**GBP**	**JPY**	**KRW**	**SGD**
Mean	32.950	37.056	22.359	56.065	0.288	0.030	19.714
Stdev	1.263	6.059	3.620	6.088	0.013	0.003	1.181
Max	35.111	47.961	30.268	67.381	0.317	0.036	22.692
Min	30.380	27.429	16.086	45.209	0.261	0.025	17.776
Obs.	112	112	112	112	112	112	112

- Summary statistics for returns

Weekly	USD	EUR	AUD	GBP	JPY	KRW	SGD
Mean	-0.012	0.114	0.075	0.025	0.008	0.027	0.027
Stdev	0.514	1.343	1.409	1.067	1.288	0.861	0.562
Max	1.956	11.016	6.136	3.959	3.908	3.521	1.848
Min	-1.941	-3.915	-5.903	-2.743	-4.928	-3.810	-2.147
Obs.	486	486	486	486	486	486	486
Monthly	**USD**	**EUR**	**AUD**	**GBP**	**JPY**	**KRW**	**SGD**
Mean	-0.052	0.465	0.311	0.118	0.042	0.090	0.147
Stdev	1.241	2.630	2.942	2.082	2.300	1.856	1.309
Max	3.238	11.619	7.198	5.282	6.343	5.827	3.632
Min	-3.897	-5.052	-8.751	-4.640	-5.317	-6.617	-4.355
Obs.	111	111	111	111	111	111	111

Principal component analysis (PCA)

- A PCA is concerned with explaining the **variance-covariance** structure of a set of variables through a few ***linear*** combinations (called principal components) of these variables.
- Much of the total system variability can be accounted for by these principal components.

✧ Let the random vector $\mathbf{X}' = [X_1, X_2, ..., X_p]$ have the covariance matrix Σ with eigenvalues $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq .... \geq \lambda_p \geq 0$.

Consider the linear combinations

$$
\begin{aligned}
Y_1 &= \mathbf{a}_1'\mathbf{X} = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \ldots + a_{1p}X_p \\
Y_2 &= \mathbf{a}_2'\mathbf{X} = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \ldots + a_{2p}X_p \\
&\vdots \qquad\qquad\qquad\qquad \vdots \\
Y_p &= \mathbf{a}_p'\mathbf{X} = a_{p1}X_1 + a_{p2}X_2 + \ldots + a_{pp}X_p
\end{aligned}
$$

Then we obtain

$$Var(Y_i) = \mathbf{a}_i' \Sigma \mathbf{a}_i \qquad i = 1,2,\ldots,p$$

$$Cov(Y_i, Y_k) = \mathbf{a}_i' \Sigma \mathbf{a}_k \qquad i,k = 1,2,\ldots,p$$

✧ The principal components are those **uncorrelated linear** combinations $Y_1, Y_2, ..., Y_p$ whose variances are as large as possible.

$$\underset{\mathbf{a}_i}{\text{Max}}\ Var(\mathbf{a}_i'\mathbf{X})$$

s.t.

$$\mathbf{a}_i'\mathbf{a}_i = 1$$

$$Cov(\mathbf{a}_i'\mathbf{X}, \mathbf{a}_k'\mathbf{X}) = 0 \quad \text{for} \quad k = 1,2,\ldots,i-1$$

- Let Σ have the eigenvalue-eigenvector pairs

  $(\lambda_1,\mathbf{e}_1),(\lambda_2,\mathbf{e}_2),\ldots,(\lambda_p,\mathbf{e}_p)$ where $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \ldots \geq \lambda_p \geq 0$.

  Therefore, we have the following results

  1. The ith principal component is given by

     $$Y_i = \mathbf{e}_i'\mathbf{X} = e_{i1}X_1 + e_{i2}X_2 + \ldots + e_{ip}X_p, \quad i = 1,2,\ldots,p$$

  2. $Var(Y_i) = \mathbf{e}_i'\Sigma\mathbf{e}_i = \lambda_i, \qquad i = 1,2,\ldots,p$

     $Cov(Y_i,Y_k) = \mathbf{e}_i'\Sigma\mathbf{e}_k = 0 \qquad i \neq k$

  3. The total variance is

     $$\sum_{i=1}^{p} Var(X_i) = \lambda_1 + \lambda_2 + \ldots + \lambda_p = \sum_{i=1}^{p} Var(Y_i)$$

4. The proportion of total variance explained by the kth principal component is

   $$\frac{\lambda_k}{\lambda_1 + \lambda_2 + \ldots + \lambda_p} \qquad k = 1,2,\ldots,p$$

- If most (for instant, 80 to 90%) of the total variance, for large p, can be attributed to the first one, two, or three components, then these components can replace the original p variables without much loss of information.

Factor analysis (FA)

- The essential purpose of factor analysis is to describe the **covariance** relationships among many variables in terms of a few underlying, but **unobservable**, factors.
- Basically, the factor model is motivated by the argument that supposes **variables can be grouped by their correlations**. Then it is conceivable that each group of variables represents a single underlying factor.

- The factor model postulates that an observable vector $\mathbf{X} \sim (\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ is **linearly** dependent upon a few unobservable random variables $F_1, F_2, \ldots, F_m$ (called *common factors*), and p additional sources of variation $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \ldots, \varepsilon_p$ (called *specific factors*).

$$
\begin{aligned}
X_1 - \mu_1 &= \ell_{11}F_1 + \ell_{12}F_2 + \ldots + \ell_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\
X_2 - \mu_2 &= \ell_{21}F_1 + \ell_{22}F_2 + \ldots + \ell_{2m}F_m + \varepsilon_2 \\
\vdots \quad & \qquad \vdots \\
X_p - \mu_p &= \ell_{p1}F_1 + \ell_{p2}F_2 + \ldots + \ell_{pm}F_m + \varepsilon_p
\end{aligned}
$$

or, in matrix notation,

$$\underset{(p\times 1)}{\mathbf{X}-\boldsymbol{\mu}} = \underset{(p\times m)}{\mathbf{L}}\,\underset{(m\times 1)}{\mathbf{F}} + \underset{(p\times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

where $\boldsymbol{\mu}$ is the mean vector
$\mathbf{L}$ is the factor loading matrix
$\mathbf{F}$ is the common factor vector
$\boldsymbol{\varepsilon}$ is the specific factor vector

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

✧ **Assumptions:**

1. $E(\mathbf{F}) = \underset{(m\times 1)}{\mathbf{0}}$ and $Cov(\mathbf{F}) = E[\mathbf{F}\mathbf{F}'] = \underset{(m\times m)}{\mathbf{I}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$

2. $E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \underset{(p\times 1)}{\mathbf{0}}$ and $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}) = E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'] = \underset{(p\times p)}{\boldsymbol{\Psi}} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix}$

3. $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}, \mathbf{F}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}') = \underset{(p\times m)}{\mathbf{0}}$

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

✧ The orthogonal factor model implies a covariance structure for $\mathbf{X}$:

1. $Cov(\mathbf{X}) = \mathbf{L}\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{F}}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi} = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi}$

   or in detail,

$$Cov(\mathbf{X}) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \cdots & \sigma_p^2 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \ell_{11}^2 + \ell_{12}^2 + \ldots + \ell_{1m}^2 + \psi_1 & \ell_{11}\ell_{21} + \ldots + \ell_{1m}\ell_{2m} & \cdots & \ell_{11}\ell_{p1} + \ldots + \ell_{1m}\ell_{pm} \\ \ell_{21}\ell_{11} + \ldots + \ell_{2m}\ell_{1m} & \ell_{21}^2 + \ell_{22}^2 + \ldots + \ell_{2m}^2 + \psi_2 & \cdots & \ell_{21}\ell_{p1} + \ldots + \ell_{2m}\ell_{pm} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \ell_{p1}\ell_{11} + \ldots + \ell_{pm}\ell_{1m} & \ell_{p1}\ell_{21} + \ldots + \ell_{pm}\ell_{2m} & \cdots & \ell_{p1}^2 + \ell_{p2}^2 + \ldots + \ell_{pm}^2 + \psi_p \end{bmatrix}$$

2. $Cov(\mathbf{X}, \mathbf{F}) = \mathbf{L}$

   or $Cov(X_i, F_j) = \ell_{ij}$

Principal component solution of the factor model

✧ Let $\mathbf{\Sigma}$ have the eigenvalue-eigenvector pairs $(\lambda_1, \mathbf{e}_1), (\lambda_2, \mathbf{e}_2), \ldots, (\lambda_p, \mathbf{e}_p)$

where $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \ldots \geq \lambda_p \geq 0$. Then

$$\underset{(p\times p)}{\mathbf{\Sigma}} = \lambda_1 \mathbf{e}_1 \mathbf{e}_1' + \lambda_2 \mathbf{e}_2 \mathbf{e}_2' + \ldots + \lambda_p \mathbf{e}_p \mathbf{e}_p'$$

$$= \left[\sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1 \,\middle|\, \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2 \,\middle|\, \ldots \,\middle|\, \sqrt{\lambda_p}\mathbf{e}_p \right] \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1' \\ \hline \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2' \\ \hline \vdots \\ \hline \sqrt{\lambda_p}\mathbf{e}_p' \end{bmatrix}$$

$$= \underset{(p\times p)}{\mathbf{L}} \underset{(p\times p)}{\mathbf{L}'}$$

✧ Let $m < p$ be the number of common factors. When the last $p-m$ eigenvalues are small, we can neglect the contribution of

$\lambda_{m+1} \mathbf{e}_{m+1} \mathbf{e}_{m+1}' + \ldots + \lambda_p \mathbf{e}_p \mathbf{e}_p'$ from $\mathbf{\Sigma}$ to obtain a more parsimonious model.

Allowing for the specific factors, then

$$\underset{(p\times p)}{\mathbf{\Sigma}} \cong \underset{(p\times m)}{\mathbf{L}} \underset{(m\times p)}{\mathbf{L}'} + \underset{(p\times p)}{\mathbf{\Psi}}$$

$$= \left[\sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1 \,\middle|\, \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2 \,\middle|\, \ldots \,\middle|\, \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m \right] \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1' \\ \hline \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2' \\ \hline \vdots \\ \hline \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m' \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix}$$

where $\psi_i = \sigma_{ii} - \sum_{j=1}^{m} \tilde{\ell}_{ij}^2$ for $i = 1, 2, \ldots, p$.

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- The matrix of estimated factor loadings $\{\ell_{ij}\}$ is

$$\tilde{\mathbf{L}} = \left[\sqrt{\hat{\lambda}_1}\hat{\mathbf{e}}_1 \middle| \sqrt{\hat{\lambda}_2}\hat{\mathbf{e}}_2 \middle| \ldots \middle| \sqrt{\hat{\lambda}_m}\hat{\mathbf{e}}_m\right]$$

- The estimated specific variances are provided by the diagonal elements of the matrix $\mathbf{S} - \tilde{\mathbf{L}}\tilde{\mathbf{L}}'$, so

$$\tilde{\mathbf{\Psi}} = \begin{bmatrix} \tilde{\psi}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \tilde{\psi}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \tilde{\psi}_p \end{bmatrix} \quad \text{with} \quad \tilde{\psi}_i = s_{ii} - \sum_{j=1}^{m} \tilde{\ell}_{ij}^2$$

Methodology Literature Review

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

1. Driessen, Melenberg, and Nijman, 2003, "Common factors in int. bond returns," JIMF, 22, pp.629-656
2. Soto, 2004, "Using principal component analysis to explain term structure movements: performance and stability," working paper.
3. Perignon, Smith, and Villa, 2007, "Why common factors in int. bond returns are not so common," JIMF, 26, pp.284-304
4. Other studies about FX forecast

Other studies about FX forecast

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

#	**Methodology**	**Author (year)**
0	Bayesian Model Averaging	Wright (2003)
2	A linear combination of long and short run functions	Baharumshaha, Liew and Lim
3	Monetary models of exchange rate determination	Neely and Sarno (2002)
4	Markov regime-switching model	Moerman (2001)
5	ARIMA model	Tambi
7	SETAR(self-exciting threshold autoregressive model) STAR (smooth threshold autoregressive model) GARCH types	Boero and Marrocu (2002)
8	GARCH models using Bootstrap	Tambakisi and Royen (2002)
9	ARIMA model ECM model	McCrae, Lin, Pavlik, and Gulati (2002)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

#	**Methodology**	**Author (year)**
10	VARs: (1) VARL: formulated in non-stationary (levels) (2) VARD: formulated in stationary (differences) (3) VECM: formulated in error-correction forms	Joseph (2001)
11	The bicorrelation and cross-bicorrelation forecasting models	Brooksi and Hinich (2001)
12	Linear: AR-GARCH model Non-linear methods: nearest neighbour methods, locally weighted regression.	Meade (2002)
13	Simulated by AR(1) model	Wilkie-Thomson, Onkal-Atay, and Pollock (1997)
14	Simulated by random walk with drift model: $\Delta Y_t = \mu + e_t$	Thomson, Onkal-Atay, Pollock, and Macaulay (2003)
15	STAR models	Sarantis (1999)
16	AR(1) model	Siddique and Sweeney (1998)
17	TSMARS (time series multivariate adaptive regression spline) model	Gooijer, Ray and Krager (1998)

Models what we adopt

- EWMA (Exponentially Weighted Moving Average)
- PCA – Common PCA and Separate PCA

EWMA (Exponentially Weighted Moving Average)

- The model gives equal weight to each data is

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} r_{t-i}^2$$

- A model that gives more weight to recent data is

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i r_{t-i}^2$$

where α_i is the weight give to the observation i days ago, and

$\alpha_i > 0$, $\sum_{i=1}^{m} \alpha_i = 1$. If $\alpha_i > \alpha_j$ when $i < j$, less weight is give to older observations.

- The EWMA model recognizes that weights α_i decrease exponentially as we move back through time.
  Specifically, $\alpha_{i+1} = \lambda \alpha_i$, where λ is a constant between 0 and 1.

  It turns out that $\sigma_t^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1-\lambda) r_{t-1}^2$

$$\underset{(p\times p)}{\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{r}}} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \cdots & \sigma_p^2 \end{bmatrix}$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \lambda\sigma_{i,t-1}^2 + (1-\lambda)r_{i,t-1}^2 \qquad i = 1,2,\ldots,p$$

$$\sigma_{ij,t} = \lambda\sigma_{ij,t-1} + (1-\lambda)r_{i,t-1}r_{j,t-1} \qquad i,j = 1,2,\ldots,p\,,\ \ i \neq j$$

It has to estimate 91*(1+91)/2=4,186 variances.

Common PCA:

$$\underset{(p\times 1)}{\mathbf{r}-\boldsymbol{\mu}} = \underset{(p\times m)}{\mathbf{L}}\,\underset{(m\times 1)}{\mathbf{F}} + \underset{(p\times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

where $\mathbf{r}-\boldsymbol{\mu}$: the excess return vector containing 77 variables.

$\mathbf{L}$: the factor loading matrix

$\mathbf{F}$: the common factors vector.

$\boldsymbol{\varepsilon}$: the error terms vector.

Assumptions:

1. $\mathbf{F} \sim (\underset{(m\times 1)}{\mathbf{0}}, \underset{(m\times m)}{1})$
2. $\boldsymbol{\varepsilon} \sim (\underset{(p\times 1)}{\mathbf{0}}, \underset{(p\times p)}{\boldsymbol{\Psi}})$ where $\underset{(p\times p)}{\boldsymbol{\Psi}} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix}$
3. $Cov(\boldsymbol{\varepsilon},\mathbf{F}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}') = \underset{(p\times m)}{\mathbf{0}}$

✧ From this model, the covariance structure for $\mathbf{r}$ is $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{r}} = \mathbf{L}\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{F}}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi}$

- The estimated values of the common factors (factor scores, $\hat{\mathbf{f}}_j$) can be obtained.

$\hat{\mathbf{f}}_j$ = estimated of the values $\mathbf{f}_j$, $j=1,2,\ldots,n$

$$\underset{(m\times1)}{\hat{\mathbf{f}}_j} = (\hat{\mathbf{L}}'\hat{\mathbf{\Psi}}^{-1}\hat{\mathbf{L}})^{-1}\hat{\mathbf{L}}'\hat{\mathbf{\Psi}}^{-1}(\mathbf{r}_j-\bar{\mathbf{r}}),\quad j=1,2,\ldots,n \qquad \text{(obtained by WLS)}$$

$$\underset{(m\times1)}{\hat{\mathbf{f}}_j} = \hat{\mathbf{L}}'\mathbf{S}^{-1}(\mathbf{r}_j-\bar{\mathbf{r}}),\quad j=1,2,\ldots,n \qquad \text{(obtained by regression)}$$

For example, suppose common factor = 2, the structure of factor score is

$$\underset{(n\times2)}{\hat{\mathbf{f}}} = \begin{bmatrix}\hat{\mathbf{f}}_1' \\ \hat{\mathbf{f}}_2' \\ \hat{\mathbf{f}}_3' \\ \vdots \\ \hat{\mathbf{f}}_n'\end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{21} \\ f_{21} & f_{22} \\ f_{31} & f_{32} \\ \vdots & \vdots \\ f_{n1} & f_{n2}\end{bmatrix}$$

- Then we can obtain the estimated covariance matrix of common factors

$$\underset{(2\times2)}{\hat{\mathbf{\Sigma}}_{\mathbf{F}}} = \hat{\mathbf{f}}'\hat{\mathbf{f}}$$

Separate PCA:

- We perform PCA on FX and IR respectively to overcome the course of dimensionality.
- By theory, the covariance matrixes of FX and IR are

$$\underset{(7\times7)}{\mathbf{\Sigma}_{FX}} = \mathbf{L}_{FX}\mathbf{\Sigma}_{\mathbf{F},FX}\mathbf{L}'_{FX} + \mathbf{\Psi}_{FX}$$

$$\underset{(70\times70)}{\mathbf{\Sigma}_{IR}} = \mathbf{L}_{IR}\mathbf{\Sigma}_{\mathbf{F},IR}\mathbf{L}'_{IR} + \mathbf{\Psi}_{IR}$$

- As like common PCA, the factor scores of FX and IR also can be obtained. Suppose that FX has 1 common factor ($\mathbf{F}_1$), and IR has 3 ($\mathbf{F}_2,\mathbf{F}_3,\mathbf{F}_4$).

$$\underset{(n\times4)}{\hat{\mathbf{f}}} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{21} & f_{31} & f_{41} \\ f_{21} & f_{22} & f_{23} & f_{24} \\ f_{31} & f_{32} & f_{33} & f_{34} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ f_{n1} & f_{n2} & f_{n3} & f_{n4}\end{bmatrix}, \text{ then } \underset{(4\times4)}{\hat{\mathbf{\Sigma}}_{\mathbf{F}}} = \hat{\mathbf{f}}'\hat{\mathbf{f}}$$

模擬模型與隨機情境

原始隨機情境模擬模型

- 產生 2000 組匯率與利率模擬情境
- 每個情境模擬期間為 30 年
- 選定的風險因子 R 包含 R_{FX} 與 ΔIR
  - 假設匯率的起始值為 $FX^{(0)}$, 利率的起始值為 $IR^{(0)}$, 則風險因子 R_{FX}, ΔIR 與匯率, 利率的關係為
  - $\Delta IR^{(t)} = IR^{(t)} - IR^{(t-1)}$
  - $R_{FX}^{(t)} = \left(\dfrac{FX^{(t)} - FX^{(t-1)}}{FX^{(t-1)}} \right)$

風險因子

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

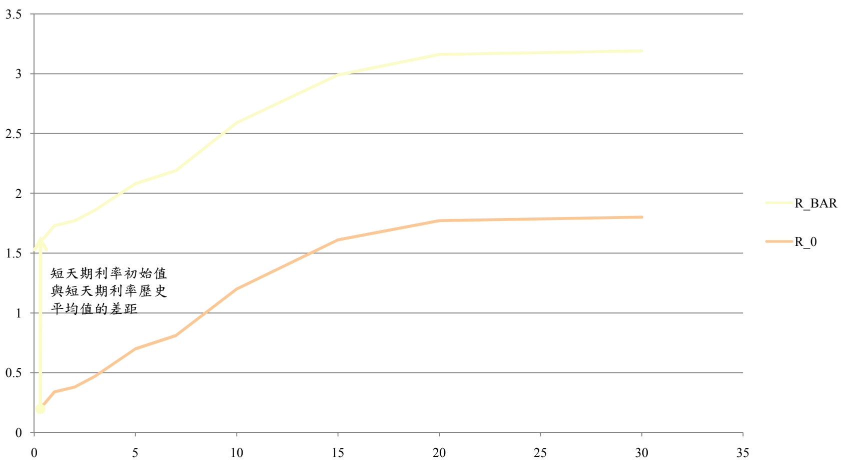
- 風險因子隨機模型

$$R^{(t)} = \begin{pmatrix} R_{FX}^{(t)} \\ \Delta IR^{(t)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{FX}^{(t)} \\ \mu_{IR}^{(t)} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sqrt{S_{11}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{S_{7070}} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{FX}^{(t)} \\ X_{IR}^{(t)} \end{pmatrix}$$

  - $\mu_{FX}^{(t)} = 0,\ \mu_{FX}^{(t)} = \gamma\left(\bar{r} - IR^{(t-1)}\right)$
    - γ為迴轉係數，決定利率向平均值移動的速度
    - $\bar{r}$利率長期歷史平均值
  - $\sqrt{S_{ii}}$ 為風險因子標準差，將已標準化參數還原
  - $X_{FX}^{(t)}, X_{IR}^{(t)}$為標準化後的隨機項

$\bar{r}$ 說明

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE



模型一

Taiwan Insurance Institute

- 利率與匯率共用共同因子 F
- $\begin{pmatrix} X_{FX}^{(t)} \\ X_{IR}^{(t)} \end{pmatrix} = \underset{(70\times1)}{X} = \underset{(70\times m)}{L} \underset{(m\times1)}{F} + \underset{(70\times1)}{\varepsilon}$
  - $F \sim N(0, I_m)$
  - $\varepsilon \sim N(0,\Psi)$, where $\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Psi_2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \Psi_{70} \end{bmatrix}$
  - $COV(\varepsilon, F) = COV(\varepsilon F') = \underset{(70\times m)}{0}$
  - m 為 F 之總數目

模型二

Taiwan Insurance Institute

- 匯率與利率具各自共同因子
- $\begin{pmatrix} X_{FX}^{(t)} \\ X_{IR}^{(t)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \underset{7\times m1}{L_{FX}} & 0 \\ 0 & \underset{63\times m2}{L_{IR}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \underset{(m1\times1)}{F_{FX}} \\ \underset{(m2\times1)}{F_{IR}} \end{pmatrix} + \underset{(70\times1)}{\varepsilon}$
  - $F_{FX} \sim N(0, I_7)$, $F_{IR} \sim N(0, I_{63})$
  - $\varepsilon \sim N(0,\Psi)$ ， 其中 $\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Psi_2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \Psi_{70} \end{bmatrix}$
  - $COV(\varepsilon_{FX}, F_{FX}) = COV(\varepsilon_{IR}, F_{IR}) = 0$
  - $COV(F_{FX}, F_{IR}) = \Sigma_F$
  - $\Sigma_F = \begin{bmatrix} I_7 & \Sigma_{F_{FX},F_{IR}} \\ \Sigma_{F_{IR},F_{FX}} & I_{63} \end{bmatrix}$

模型三

Taiwan Insurance Institute

- 匯率、西方利率、亞洲利率具各自共同因子
- $$\begin{pmatrix} \underset{(7\times1)}{X_{FX}} \\ \underset{(38\times1)}{X_{WST}} \\ \underset{(25\times1)}{X_{ASIAN}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \underset{(7\times m1)}{L_{FX}} & 0 & 0 \\ 0 & \underset{(38\times m2)}{L_{WST}} & 0 \\ 0 & 0 & \underset{(25\times m3)}{L_{ASIAN}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \underset{(m1\times1)}{F_{FX}} \\ \underset{(m2\times1)}{F_{WST}} \\ \underset{(m3\times1)}{F_{ASIAN}} \end{pmatrix} + \underset{(70\times1)}{\varepsilon}$$
  - $F_{FX} \sim N(0, I_7)$,$F_{WST} \sim N(0, I_{38})$, $F_{ASIAN} \sim N(0, I_{25})$
  - $\varepsilon \sim N(0, \Psi)$, where $\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Psi_2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \ldots & 0 & \Psi_{70} \end{bmatrix}$

模型三(續)

Taiwan Insurance Institute

- $COV(\varepsilon_{FX}, F_{FX}) = COV(\varepsilon_{WST}, F_{WST}) = COV(\varepsilon_{ASIAN}, F_{ASIAN}) = 0$
- $COV(F_{FX}, F_{WST}) = \Sigma_{F_{FX}, F_{WST}}$
- $COV(F_{FX}, F_{ASIAN}) = \Sigma_{F_{FX}, F_{ASIAN}}$
- $COV(F_{WST}, F_{ASIAN}) = \Sigma_{F_{WST}, F_{ASIAN}}$
- $$\Sigma_F = \begin{bmatrix} I_7 & \Sigma_{F_{FX}, F_{WST}} & \Sigma_{F_{FX}, F_{ASIAN}} \\ \Sigma_{F_{WST}, F_{FX}} & I_{38} & \Sigma_{F_{WST}, F_{ASOAN}} \\ \Sigma_{F_{ASIAN}, F_{FX}} & \Sigma_{F_{ASIAN}, F_{WST}} & I_{25} \end{bmatrix}$$

模擬結果

- 將參數與隨機值代入後，即可得各模型模擬結果

$$R^{(t)}=\begin{pmatrix}R_{FX}^{(t)}\\ \Delta IR^{(t)}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\mu_{FX}^{(t)}\\ \mu_{IR}^{(t)}\end{pmatrix}+\begin{bmatrix}\sqrt{S_{11}} & \cdots & 0\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & \cdots & \sqrt{S_{7070}}\end{bmatrix}\begin{pmatrix}X_{FX}^{(t)}\\ X_{IR}^{(t)}\end{pmatrix}$$

- 下表以USD為例，比較各模型
  - 初始值R0
  - 模擬至第1、5、10、20、30年的平均值(1Y、5Y、10Y、20Y、30Y)
  - 歷史長期平均值 $\bar{r}$ (r_bar)
  - 風險因子之平均值(R_MEAN)以及其標準差(R_SD)
  - 歷史資料風險因子的標準差(歷史R_SD)
  - 風險因子Correlation Matrix

隨機情境特性

- 模型一、模型二、模型三皆與歷史資料的特性、形狀相似
- 風險因子R的平均值接近0且標準差與歷史資料接近
- 模擬的平均值會隨時間自初始值向 $\bar{r}$ 移動
- 部份利率可能為負，佔全部約5%

校正隨機情境

- 校正理由
  - 可能模擬出長相奇特的利率情境
  - 利率可能為負值

校正隨機情境(續)

- 校正方法
  1. 限制利率下界為 0.1%
  2. 限制利率上界為 25%
  3. 對任一利率曲線 $IR(IR_1, IR_2, ..., IR_k)$，任取其中兩點 IR_i, IR_j，都必須滿足下列限制式：

  $$|IR_i - IR_j| \le \text{歷史資料}MAX(IR_i - IR_j)\times 1.2$$

  因此對利率曲線IR而言，共有 $\frac{k\times(k+1)}{2}$ 條限制式

校正後的特性

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 與歷史資料的特性與形狀相似
- 風險因子R的平均值接近0, 標準差與歷史資料相符
- 利率情境在此調整之後已全為正值
- 已排除形狀過度變形的利率曲線
- 短期內反映目前低利率環境
- 長期回歸平均水準

模型的選擇

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 選擇模型二
  - 經比對後，模型一、模型二、模型三並無明顯差異
  - 考量未來應用彈性

小結

Taiwan Insurance Institute

- 本研究建構之模型可捕捉國外投資主要風險且符合國際金融監理的標準
- 本研究採因素分析及主成份估計法建構模型，並考量利率長期均數回歸之特性
- 本研究所提供的兩千組情境既符合歷史資料之統計特性，同時亦能反映當前低利率之狀況，並且長期逐步回歸均數
- 本研究所建構之模型以及提供之情境，預期可應用於我國簽證精算師執行現金流量測試來檢測負債適足性，以及RBC制度中計算C3風險等兩方面

Taiwan Insurance Institute

產生壽險業負債適足性測試之股票情境

資料說明與敘述統計分析

股票風險因子

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 7項股票指數：標準普爾500指數、那斯達克綜合指數、道瓊歐盟50指數、日經225指數、KOSPI指數、恆生指數以及台灣加權指數。
- 月頻資料。
- 以當地幣別為計價單位。
- 資料來源：Bloomberg
- 研究期間：1986年12月至2009年5月。
- 當期的指數收益率=
  [(當期指數－前期指數)／前期指數]*100.

股票風險因子之敘述統計分析

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

風險因子 / 統計量	標準普爾500	那斯達克	道瓊歐盟 50	日經225	KOSPI指數	恆生指數	台灣加權指數
指數(單位：當地幣別)：							
平均值	832.15	1469.82	2378.12	18077.9	850.73	10588.8	6123.52
標準差	415.24	922.85	1310.96	6561.62	344.14	5886.92	1956.77
極大值	1549.38	4696.69	5303.95	38915.8	2064.85	31352.5	12054.3
極小值	230.30	305.16	635.95	7568.42	272.61	2138.39	1039.11
資本利得收益率(%)：							
平均值	0.6	0.85	0.53	-0.05	1.01	1.08	1.37
標準差	4.53	6.94	5.49	6.29	9.16	8.18	11.66
極大值	13.18	21.98	14.69	20.07	50.77	30.28	50.14
極小值	-21.76	-27.23	-21.48	-23.83	-27.25	-43.20	-38.95

註：資料期間為 1986/12 至 2009/5。

股利風險因子

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 以「股票指數每日總股利」做為股利的替代變數。
  - 定義：指數成分股發放股票股利及現金股利後所造成的指數變動點數。
  - 資料來源：Bloomberg
- 月頻資料。
- 研究期間：1998年3月至2009年5月。
- 當期股利收益率

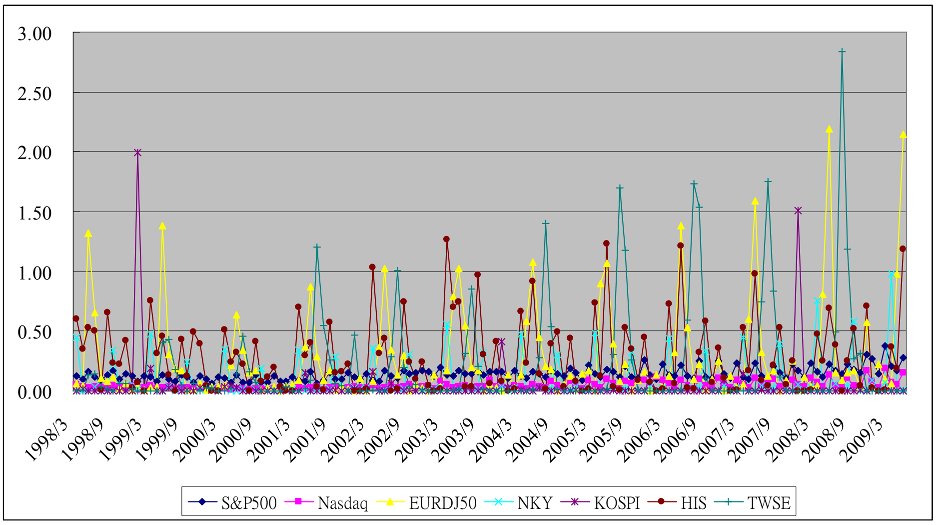
  =(當期股利發放／前期股票指數)*100.

股利風險因子

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 股利發放期間：
  - 在歐美地區，習慣每季定期發放股利；
  - 在亞洲地區，多採不定期發放股利。
- 發現到日經225指數、KOSPI指數、恆生指數以及台灣加權指數，有許多月份的股利發放為0。
- 可能存在季節性問題。
- 過去文獻認為分析股利收益時，應以其長期平均進行分析。

股利收益率趨勢圖



股利風險因子之敘述統計分析

風險因子 / 統計量	標準普爾500	那斯達克	道瓊歐盟 50	日經225	KOSPI指數	恆生指數	台灣加權指數
股利(單位：當地幣別)：							
平均值	1.69	0.98	8.79	10.83	0.41	39.76	13.17
標準差	0.63	0.68	13.84	21.72	2.67	45.47	31.19
極大值	3.47	3.29	83.85	102.38	28.79	201.67	213.48
極小值	0.85	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
股利收益率(%)：							
平均值	0.14	0.05	0.26	0.08	0.04	0.28	0.2
標準差	0.05	0.03	0.40	0.17	0.22	0.31	0.44
極大值	0.38	0.19	2.19	0.98	1.99	1.27	2.84
極小值	0.07	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

TII

股利風險因子之敘述統計分析(續)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

風險因子 / 統計量	標準普爾 500	那斯達克	道瓊歐盟 50	日經 225	KOSPI 指數	恆生指數	台灣加權指數
股利變動(單位：當地幣別)：							
平均值	0.01	0.01	0.37	-0.56	0	0.86	0
標準差	0.84	0.84	16.01	33.03	3.83	66.86	30.85
極大值	2.06	2.57	54.46	97.26	28.78	191.20	170.59
極小值	-1.71	-2.24	-78.04	-102.38	-28.78	-197.91	-129.97
股利收益率變動(%)：							
平均值	0	0	0.02	0	0	0	0
標準差	0.07	0.04	0.44	0.26	0.31	0.46	0.45
極大值	0.23	0.16	1.38	0.91	1.99	1.25	2.34
極小值	-0.18	-0.11	-2.04	-0.98	-1.99	-1.19	-1.65

註：資料期間為 1998/3 至 2009/5。

TII

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

模型設定

股票風險因子

- 單根檢定：
  - 各國指數皆須經一階差分才會達到定態，因此分析以指數(資本利得)收益率為主。
- 平均值多數為不等於0，因此在模型中考慮了截距項的設定。

風險因子 / 統計量	標準普爾 500	那斯達克	道瓊歐盟 50	日經 225	KOSPI 指數	恆生指數	台灣加權指數
平均值	0.6**	0.85**	0.53	-0.05	1.01*	1.08**	1.37*
t 統計量	2.18	2.02	1.57	-0.14	1.81	2.16	1.93

註：**與*分別表示在 5%、10%的顯著水準下，平均值顯著異於 0。

假設標準化後的股票指數報酬率($\bar{\mathbf{r}}_s$)與其潛在共同因素($\mathbf{F}_s$)及獨特因素($\boldsymbol{\varepsilon}_s$)存在一線性關係：

$$\frac{\mathbf{r}_s}{\boldsymbol{\sigma}_{r_s}} \equiv \underset{(7\times1)}{\bar{\mathbf{r}}_s} = \underset{(7\times m)}{\mathbf{L}_s}\underset{(m\times1)}{\mathbf{F}_s} + \underset{(7\times1)}{\boldsymbol{\varepsilon}_s},$$

其中，$\bar{\mathbf{r}}_s$ 為 (7×1) 的標準化後的股票指數報酬率矩陣；當中，

$$\boldsymbol{\sigma}_{r_s} = \begin{bmatrix} \sqrt{s_{11}^s} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{s_{22}^s} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{s_{ii}^s} \end{bmatrix}，且\ s_{ii}^s = \frac{\sum_{k=1}^{T}(r_{s,t}-\mu)^2}{T-1}，i = 1,2,\ldots,7。$$

$\mathbf{F}_s$ 為 $(m\times1)$ 的共同因素矩陣；

$\mathbf{L}_s$ 為 $(7\times m)$ 的共同因素負荷量矩陣；

$\boldsymbol{\varepsilon}_s$ 為 (7×1) 的誤差項矩陣，代表資料變數的個別獨特因素。

模型假設：

(1) $\mathbf{F}_s \sim (\underset{(m\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(m\times m)}{\mathbf{I}})$ 。

(2) $\boldsymbol{\varepsilon}_s \sim (\underset{(7\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(7\times7)}{\boldsymbol{\Psi}_s})$ ，其中，$\boldsymbol{\Psi}_s$ 為一對角矩陣。

(3) $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}_s, \mathbf{F}_s) = \underset{(7\times m)}{\mathbf{0}}$ 。

在上述的模型假設之下，股票報酬率($\bar{\mathbf{r}}_s$)的樣本相關係數矩陣($\boldsymbol{\Sigma}_s$)將可分解近似為： $\underset{(7\times7)}{\boldsymbol{\Sigma}_s} \cong \underset{(7\times m)}{\hat{\mathbf{L}}_s}\underset{(m\times7)}{\hat{\mathbf{L}}'_s} + \underset{(7\times7)}{\hat{\boldsymbol{\Psi}}_s}$ ，其中 $\hat{\psi}_i = 1 - \sum_{j=1}^{m} \hat{\ell}_{ij}^2$.

另外，亦可估算出潛在共同因素的因素分數，$\hat{\mathbf{f}}_{s,k}$ ，$k = 1,2,\ldots,T$ ，並以其共變異矩陣 $\underset{(m\times m)}{\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{F},s}} = \underset{(m\times t)}{\hat{\mathbf{f}}'_{s,k}}\underset{(t\times m)}{\hat{\mathbf{f}}_{s,k}}$ ，瞭解 $\boldsymbol{\Sigma}_s$ 被共同因素所解釋的部分。

估計結果-特徵值與解釋變異量

	特徵值	特徵值差異	解釋變異量比例	解釋變異量累積比例
1	3.876	3.000	0.554	0.554
2	0.876	0.114	0.125	0.679
3	0.762	0.197	0.109	0.788
4	0.565	0.125	0.081	0.868
5	0.440	0.115	0.063	0.931
6	0.326	0.170	0.047	0.978
7	0.156		0.022	1.000

估計結果-轉軸後的因素負荷量估計值

	因素1	因素2	因素3
標準普爾 500 指數	0.906	0.223	0.098
那斯達克	0.866	0.254	0.055
道瓊歐盟 50 指數	0.828	0.173	0.204
日經 225 指數	0.363	0.624	0.319
KOSPI 指數	0.19	0.915	0.044
恆生指數	0.673	0.218	0.333
台灣加權指數	0.179	0.141	0.948

自我相關及GARCH效果-共同因素

(1) 第 1 個共同因素具有 AR(1)特性：

$$F_{s,t}^{(1)} = 0.13\,F_{s,t-1}^{(1)} + \eta_{s,t}^{(1)},\quad \eta_{s,t}^{(1)} \sim N(0,0.985)$$

(2) 第 2 個共同因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$F_{s,t}^{(2)} = \eta_{s,t}^{(2)},\quad \eta_{s,t}^{(2)} \sim N\left(0,\sigma^2_{\eta_{s,t}^{(2)}}\right)$$

$$\sigma^2_{\eta_{s,t}^{(2)}} = 0.064 + 0.141\,\eta^{(2)2}_{s,t-1} + 0.797\,\sigma^2_{\eta_{s,t-1}^{(2)}}$$

(3) 第 3 個共同因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$F_{s,t}^{(3)} = \eta_{s,t}^{(3)},\quad \eta_{s,t}^{(3)} \sim N\left(0,\sigma^2_{\eta_{s,t}^{(3)}}\right)$$

$$\sigma^2_{\eta_{s,t}^{(3)}} = 0.006 + 0.077\,\eta^{(3)2}_{s,t-1} + 0.913\,\sigma^2_{\eta_{s,t-1}^{(3)}}$$

自我相關及GARCH效果-獨特因素

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

(1) 第 1 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(1)}=\upsilon_{s,t}^{(1)},\ \upsilon_{s,t}^{(1)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(1)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(1)}}^{2}=0.02+0.393\,\upsilon^{(1)2}_{s,t-1}+0.461\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(1)}}^{2}$$

(2) 第 2 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(2)}=\upsilon_{s,t}^{(2)},\ \upsilon_{s,t}^{(2)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(2)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(2)}}^{2}=0.006+0.088\,\upsilon^{(2)2}_{s,t-1}+0.874\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(2)}}^{2}$$

(3) 第 3 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(3)}=\upsilon_{s,t}^{(3)},\ \upsilon_{s,t}^{(3)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(3)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(3)}}^{2}=0.028+0.175\,\upsilon^{(3)2}_{s,t-1}+0.706\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(3)}}^{2}$$

自我相關及GARCH效果-獨特因素

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

(4) 第 4 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(4)}=\upsilon_{s,t}^{(4)},\ \upsilon_{s,t}^{(4)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(4)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(4)}}^{2}=0.02+0.125\,\upsilon^{(4)2}_{s,t-1}+0.825\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(4)}}^{2}$$

(5) 第 5 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(5)}=\upsilon_{s,t}^{(5)},\ \upsilon_{s,t}^{(5)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(5)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(5)}}^{2}=0.004+0.094\,\upsilon^{(5)2}_{s,t-1}+0.875\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(5)}}^{2}$$

(6) 第 6 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(6)}=\upsilon_{s,t}^{(6)},\ \upsilon_{s,t}^{(6)}\sim N\left(0,\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(6)}}^{2}\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(6)}}^{2}=0.016+0.086\,\upsilon^{(6)2}_{s,t-1}+0.87\,\sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(6)}}^{2}$$

自我相關及GARCH效果-獨特因素

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

(7) 第 7 個獨特因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$\varepsilon_{s,t}^{(7)} = \upsilon_{s,t}^{(7)}, \quad \upsilon_{s,t}^{(7)} \sim N\left(0, \sigma_{\upsilon_{s,t}^{(7)}}^2\right)$$

$$\sigma_{\upsilon_{s,t}^{(7)}}^2 = 0.002 + 0.074\, {\upsilon^{(7)}}^2_{s,t-1} + 0.886\, \sigma_{\upsilon_{s,t-1}^{(7)}}^2 .$$

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

監理機關評估保險業 不動產投資風險之模型

研究計畫內容

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 簡要分析我國保險業不動產投資之類型及其主要風險種類
- 蒐集歐美主要國家之保險業不動產投資風險評估模型的發展現況
- 建構我國保險業不動產投資之風險評估模型
- 提供情境並委請業者進行試算

不動產之相關模型- Wilkie (1995)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 資料來源：1967~1994年的Jones Lang Wootton Indices（月或季資料）
  - 不動產收益率模型 (property yield model)

    $\ln Z(t) = ZW.I(t) + \ln ZMU + ZA.(\ln Z(t\text{-}1)\text{-}\ln ZMU) + ZSD.N(0,1)$

  - 不動產收益模型 (property income model)

    $\ln [E(t) / E(t\text{-}1)] = EW.\ EM(t) + EX.I(t) + EMU + ESD.N(0,1)$

  - 不動產物價指數模型 (property price index model)

    $A(t) = E(t) / Z(t)$ 或 $\ln A(t) = \ln E(t) - \ln Z(t)$

$Z(t)$：在時間t之不動產收益率	$I(t)$：在時間t 之通貨膨脹率
$E(t)$：在時間t之不動產收益	$A(t)$：在時間t之不動產物價指數

不動產之相關模型- Ahlgrim et al. (2004)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 資料來源：1978~2001年美國不動產投資信託委員會(NCREIF)的季報酬資料。
  - Ornstein–Uhlenbeck 模型：

$$d(\mathrm{re})_t = \kappa_{re}(\mu_{re} - (re)_t)dt + \sigma_{re} dB_{re}$$

TII 財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE http://www.tii.org.tw 71

不動產之相關模型- Miller and Pandher (2008)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 資料來源：1996~2003年，由7,234 個郵遞區號所構成之美國都會區房屋市場個別價格的年頻資料。
  - 兩因子迴歸模型：

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_{si} RSMKT_t + \beta_{Hi} RHMKT_t + \varepsilon_{it}$$

$RSMKT_t$：the excess annual return of the S&P500 index over the risk-free return in year t.

$RHMKT_t$： the excess annual return of the overall housing market in year t.

TII 財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE http://www.tii.org.tw 72

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

資料說明與敘述統計分析

- 房價風險因子
  - 所能夠蒐集到的資料：內政部地政司的都市地價指數、國泰建設的房價指數。
  - 內政部地政司的地價指數：
    - 包含臺閩地區各縣市的分區資料
    - 可分為總指標、住宅區、商業區與工業區等指數。
    - 每半年發佈一次。
    - 資料期間：1995Q1~2008年Q3。
    - 資料缺點：更新速度較慢、樣本數較少，非以共同的基期計算，地價資料無法完全代表本研究中保險業投資的商辦大樓房價。

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

房價風險因子

- 國泰房價指數：
  - 可細分為全國、台北市、台北縣、桃竹地區、台中都會區和南高都會區等指數。
  - 季頻資料。
  - 資料期間：1993Q1~2009Q1
  - 由政治大學台灣房地產研究中心張金鶚教授所提供。
- 選擇國泰房價指數的可能成交價作為不動產價格的替代變數
- 當期房價報酬率＝[(當期房價－前期房價)／前期房價] * 100.

風險因子 / 統計量	全國	台北市	台北縣	桃竹地區	台中都會區	南高都會區
房價(標準單價，萬元／坪)：						
平均值	16.73	39.47	17.45	12.16	12.73	11.01
標準差	1.55	5.81	1.98	0.82	1.08	1.28
極大值	18.94	56.15	21.43	13.76	14.97	13.87
極小值	11.92	32.82	14.57	10.65	10.30	8.79
房價(指數，基期為平均 2006~2008 年=100)：						
平均值	91.98	82.28	87.96	93.77	98.71	110.22
標準差	7.07	12.13	10.36	6.57	8.28	13.20
極大值	107.76	117.11	110.82	107.31	116.23	140.01
極小值	80.51	68.42	73.23	81.93	79.95	88.73
房價報酬率(%)：						
平均值	0.29	0.72	0.36	0.05	0.14	-0.19
標準差	6.06	2.71	2.84	2.70	4.74	2.80
極大值	30.24	7.20	10.28	5.65	17.79	7.29
極小值	-27.91	-5.96	-8.87	-5.59	-9.96	-8.50

註 1：2006Q4 起全國及桃竹地區之房價計算為含竹北市資料。
註 2：2009Q1 起改變房價模型，新增地區虛擬變數。
註 3：2008Q1~2008Q4 為應用新模型計算而得，其模型的資料基礎較為精確。

- 租金風險因子
  - 所能夠蒐集到的資料：行政院主計處的房屋租金價格指數、國泰建設的房地產租金指數
  - 行政院主計處的房屋租金價格指數：
    - 可分為營業用及住宅用
    - 月頻資料
    - 資料期間：1969年至2007年
    - 資料缺點：已自2008年2月起停編。

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構
TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 租金風險因子
  - 國泰建設的房地產租金指數：
    - 可分為辦公室及住宅指數
    - 依地域可再細分成台北市A級、台北市B級以及台北縣等區。
    - 季頻資料。
    - 資料期間：商辦租金指數是2003Q3~2009Q1；住宅租金指數是1993~2009Q1
    - 由政治大學台灣房地產研究中心張金鶚教授所協助提供。
  - 決定以國泰的辦公室租金指數(開價、指數)作為不動產租金的替代變數。

租金風險因子

- 當期租金報酬率＝(當期租金／當期房價) * 100.
  - 考量到每家保險公司取得辦公室的成本價位可能並不一致，若直接用當季房價來計算租金報酬率，可能會有高估或低估之嫌。換言之，同樣的租金水準對不同的公司而言，代表著不同的租金報酬率。
- 因此我們決定只模擬租金水準，而不模擬租金報酬率。
- 當期租金變動＝當期租金－前期租金

風險因子 / 統計量	台北市 A 級	台北市 B 級	台北縣
租金(開價，元／坪／月)：			
平均值	2478.86	1743.15	976.14
標準差	192.43	63.66	33.12
極大值	2834.95	1834.70	1028.68
極小值	2211.63	1626.44	897.81
租金(指數，基期為平均 2006~2008 年=100)：			
平均值	91.70	100.83	97.19
標準差	7.12	3.68	3.30
極大值	104.87	106.12	102.42
極小值	81.81	94.08	89.39
租金(指數)變動：			
平均值	0.69	0.31	-0.17
標準差	1.86	1.53	2.12
極大值	5.32	3.04	3.59
極小值	-2.78	-3.10	-5.48

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

模型設定

- 房價風險因子
  - 單根檢定：
    - 皆須經一階差分才會達到定態，因此分析以房價報酬率為主。
  - 除台北市外，其他地區的房價報酬皆未顯著異於0。因此，在模型中選擇忽略截距項的設定。

風險因子 / 統計量	全國	台北市	台北縣	桃竹地區	台中都會區	南高都會區
平均值	0.29	0.72*	0.36	0.05	0.14	-0.19
t 統計量	0.38	2.12	1.01	0.15	0.23	-0.55

註：* 表示在 5%顯著水準下，平均值顯著異於 0。

假設標準化後的房價報酬率($\bar{\mathbf{r}}_h$)與其潛在共同因素($\mathbf{F}_h$)及獨特因素($\boldsymbol{\varepsilon}_h$)存在一線性關係：

$$\frac{\mathbf{r}_h}{\boldsymbol{\sigma}_{r_h}} \equiv \underset{(6\times1)}{\bar{\mathbf{r}}_h} = \underset{(6\times m1)}{\mathbf{L}_h}\underset{(m1\times1)}{\mathbf{F}_h} + \underset{(6\times1)}{\boldsymbol{\varepsilon}_h},$$

其中，$\bar{\mathbf{r}}_h$ 為 (6×1) 的標準化後房價報酬率矩陣；當中，

$$\boldsymbol{\sigma}_{r_h} = \begin{bmatrix} \sqrt{s_{11}^h} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{s_{22}^h} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{s_{ii}^h} \end{bmatrix}，且\ s_{ii}^h = \frac{\sum_{k=1}^{T} r_{h,t}^2}{T}，i = 1,2,\ldots,6。$$

$\mathbf{F}_h$ 為 $(m1\times1)$ 的共同因素矩陣；

$\mathbf{L}_h$ 為 $(6\times m1)$ 的共同因素負荷量矩陣；

$\boldsymbol{\varepsilon}_h$ 為 (6×1) 的誤差項矩陣，代表資料變數的個別獨特因素。

模型假設：

(1) $\mathbf{F}_h \sim (\underset{(m1\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(m1\times m1)}{\mathbf{I}})$。

(2) $\boldsymbol{\varepsilon}_h \sim (\underset{(6\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(6\times6)}{\boldsymbol{\Psi}_h})$，其中，$\boldsymbol{\Psi}_h$ 為一對角矩陣。

(3) $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}_h, \mathbf{F}_h) = \underset{(6\times m1)}{\mathbf{0}}$。

在上述的模型假設之下，房價報酬率($\bar{\mathbf{r}}_h$)的樣本相關係數矩陣($\boldsymbol{\Sigma}_h$)將可分解近似為：$\underset{(6\times6)}{\boldsymbol{\Sigma}_h} \cong \underset{(6\times m1)}{\hat{\mathbf{L}}_h}\underset{(m1\times6)}{\hat{\mathbf{L}}_h'} + \underset{(6\times6)}{\hat{\boldsymbol{\Psi}}_h}$，其中 $\hat{\psi}_i = 1 - \sum_{j=1}^{m1} \hat{\ell}_{ij}^2$.

另外，亦可估算出潛在共同因素的因素分數，$\hat{\mathbf{f}}_{h,k}$，$k = 1,2,\ldots,T$，並以其共變異矩陣 $\underset{(m1\times m1)}{\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{F},h}} = \underset{(m1\times t)}{\hat{\mathbf{f}}_{h,k}'}\underset{(t\times m1)}{\hat{\mathbf{f}}_{h,k}}$，瞭解 $\boldsymbol{\Sigma}_h$ 被共同因素所解釋的部分。

■ 估計結果-特徵值與解釋變異量

	特徵值	特徵值差異	解釋變異量比例	解釋變異量累積比例
1	1.646	0.226	0.274	0.274
2	1.420	0.400	0.237	0.511
3	1.020	0.257	0.170	0.681
4	0.763	0.130	0.127	0.808
5	0.633	0.115	0.106	0.914
6	0.518		0.086	1

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構
TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

■ 估計結果-轉軸後的因素負荷量估計值

	因素1	因素2	因素3
全國	-0.114	0.813	-0.167
台北市	0.748	0.129	0.358
台北縣	0.831	-0.205	-0.172
桃竹地區	0.367	0.026	0.625
台中都會區	0.037	0.803	0.173
南高都會區	-0.127	-0.017	0.837

自我相關及GARCH效果-共同因素

(1) 第 1 個共同因素具有 AR(1)特性：

$$F_{h,t}^{(1)} = 0.309\, F_{h,t-1}^{(1)} + \eta_{h,t}^{(1)}, \qquad \eta_{h,t}^{(1)} \sim N(0,0.891).$$

(2) 第 2 個共同因素具有 GARCH(1,1)特性：

$$F_{h,t}^{(2)} = \eta_{h,t}^{(2)}, \qquad \eta_{h,t}^{(2)} \sim N(0,\sigma^2_{\eta_{h,t}^{(2)}}).$$

$$\sigma^2_{\eta_{h,t}^{(2)}} = 0.336 + 0.353\, {\eta^{(2)}}^2_{h,t-1} + 0.348\, \sigma^2_{\eta_{h,t-1}^{(2)}}.$$

(3) 第 3 個共同因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$F_{h,t}^{(3)} = \eta_{h,t}^{(3)}, \qquad \eta_{h,t}^{(3)} \sim N(0, 0.998).$$

自我相關及GARCH效果-獨特因素

(1) 第 1 個獨特因素具有 AR (2,5)特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(1)} = -0.254\, \varepsilon_{h,t-2}^{(1)} - 0.3\, \varepsilon_{h,t-5}^{(1)} + \upsilon_{h,t}^{(1)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(1)} \sim N(0, 0.246).$$

(2) 第 2 個獨特因素具有 AR (1,5)特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(2)} = 0.243\, \varepsilon_{h,t-1}^{(2)} - 0.299\, \varepsilon_{h,t-5}^{(2)} + \upsilon_{h,t}^{(2)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(2)} \sim N(0,0.219).$$

(3) 第 3 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(3)} = \upsilon_{h,t}^{(3)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(3)} \sim N(0,0.235).$$

自我相關及GARCH效果-獨特因素

(4) 第 4 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(4)} = \upsilon_{h,t}^{(4)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(4)} \sim N(0,0.472).$$

(5) 第 5 個獨特因素具有 AR (2,5)特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(5)} = -0.248\,\varepsilon_{h,t-2}^{(5)} - 0.308\,\varepsilon_{h,t-5}^{(5)} + \upsilon_{h,t}^{(5)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(5)} \sim N(0,0.269).$$

(6) 第 6 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{h,t}^{(6)} = \upsilon_{h,t}^{(6)}, \qquad \upsilon_{h,t}^{(6)} \sim N(0,0.283).$$

租金風險因子

- 單根檢定：
  - 皆須經一階差分才會達到定態，因此分析以租金指數變動為主。
- 租金變動的平均值皆未顯著異於0。因此，在模型中，選擇忽略截距項的設定。

風險因子 / 統計量	台北市 A 級	台北市 B 級	台北縣
平均值	0.69	0.31	-0.17
t 統計量	1.74	0.95	-0.38

註：* 表示在 5%顯著水準下，平均值顯著異於 0。

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構

Taiwan Insurance Institute

假設標準化後的租金變動($\bar{\mathbf{r}}_r$)與其潛在共同因素($\mathbf{F}_r$)及獨特因素($\boldsymbol{\varepsilon}_r$)存在一線性關係：

$$\frac{\mathbf{r}_r}{\boldsymbol{\sigma}_{r_r}} \equiv \underset{(3\times1)}{\bar{\mathbf{r}}_r} = \underset{(3\times m2)}{\mathbf{L}_r}\,\underset{(m2\times1)}{\mathbf{F}_r} + \underset{(3\times1)}{\boldsymbol{\varepsilon}_r},$$

其中，$\bar{\mathbf{r}}_r$ 為 (3×1) 的標準化後租金變動矩陣；當中，$\boldsymbol{\sigma}_{r_r} = \begin{bmatrix} \sqrt{s_{11}^r} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{s_{22}^r} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{s_{33}^r} \end{bmatrix}$，

且 $s_{ii}^r = \dfrac{\sum_{k=1}^{T} r_{r,t}^2}{T}$，$i = 1,2,3$。

$\mathbf{F}_r$ 為 $(m2\times1)$ 的潛在共同因素矩陣；

$\mathbf{L}_r$ 為 $(3\times m2)$ 的共同因素負荷量矩陣；

$\boldsymbol{\varepsilon}_r$ 為 (3×1) 的誤差項矩陣，代表資料變數的個別獨特因素。

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構

Taiwan Insurance Institute

模型假設：

(1) $\mathbf{F}_r \sim (\underset{(m2\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(m2\times m2)}{\mathbf{I}})$。

(2) $\boldsymbol{\varepsilon}_r \sim (\underset{(3\times1)}{\mathbf{0}}, \underset{(3\times3)}{\boldsymbol{\Psi}_r})$，其中，$\boldsymbol{\Psi}_r$ 為一對角矩陣。

(3) $Cov(\boldsymbol{\varepsilon}_r, \mathbf{F}_r) = \underset{(3\times m2)}{\mathbf{0}}$。

在上述的模型假設之下，租金變動($\bar{\mathbf{r}}_r$)的樣本相關係數矩陣($\boldsymbol{\Sigma}_r$)將可分解近似為：$\underset{(3\times3)}{\boldsymbol{\Sigma}_r} \cong \underset{(3\times m2)}{\hat{\mathbf{L}}_r}\,\underset{(m2\times3)}{\hat{\mathbf{L}}'_r} + \underset{(3\times3)}{\hat{\boldsymbol{\Psi}}_r}$，其中 $\hat{\psi}_i = 1 - \sum_{j=1}^{m2} \hat{\ell}_{ij}^2$.

另外，亦可估算出潛在共同因素的因素分數，$\hat{\mathbf{f}}_{r,k}$，$k = 1,2,\ldots,T$，並以其共變異矩陣 $\underset{(m2\times m2)}{\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\mathbf{F},r}} = \underset{(m2\times t)}{\hat{\mathbf{f}}'_{r,k}}\,\underset{(t\times m2)}{\hat{\mathbf{f}}_{r,k}}$，瞭解 $\boldsymbol{\Sigma}_r$ 被共同因素所解釋的部分。

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

■ 估計結果-特徵值與解釋變異量

	特徵值	特徵值差異	解釋變異量比例	解釋變異量累積比例
1	1.760	0.859	0.587	0.587
2	0.901	0.562	0.300	0.887
3	0.339		0.113	1

我國保險業投資不動產風險評估模型之建構

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

■ 估計結果-轉軸後的因素負荷量估計值

	因素1	因素2
台北市A級	0.927	-0.031
台北市B級	0.856	0.296
台北縣	0.108	0.984

- 自我相關及GARCH效果-共同因素

(1) 第 1 個共同因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$F_{r,t}^{(1)} = \eta_{r,t}^{(1)}, \quad \eta_{r,t}^{(1)} \sim N(0,0.887)$$

(2) 第 2 個共同因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$F_{r,t}^{(2)} = \eta_{r,t}^{(2)}, \quad \eta_{r,t}^{(2)} \sim N(0,0.982)$$

- 自我相關及GARCH效果-獨特因素

(1) 第 1 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{r,t}^{(1)} = \upsilon_{r,t}^{(1)}, \quad \upsilon_{r,t}^{(1)} \sim N(0,0.139)$$

(2) 第 2 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{r,t}^{(2)} = \upsilon_{r,t}^{(2)}, \quad \upsilon_{r,t}^{(2)} \sim N(0,0.177)$$

(3) 第 3 個獨特因素不具自我相關或 GARCH 特性：

$$\varepsilon_{r,t}^{(3)} = \upsilon_{r,t}^{(3)}, \quad \upsilon_{r,t}^{(3)} \sim N(0,0.019)$$

THE END
~Thank You~

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

97年度壽險業精算簽證報告覆閱委託代辦案

覆閱團隊

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

12/24/2009

大綱

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 研究團隊
- 覆閱目的、範圍、標準及法令依據
- 覆閱結果分析
- 結論
  - 報告覆閱程序
  - 報告品質評比
- 建議
  - 對精算學會之建議
  - 對保險局之建議

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

2

研究團隊

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

職稱	姓名	
共同主持人	袁曉芝	保發中心精算處處長
共同主持人	蔡惠玲	川誠精算顧問公司精算師
協同主持人	楊曉文	中央大學財金系副教授
研究員	莊昌隆	川誠精算顧問公司研究員
研究員	鍾孟鈴	保發中心精算處
研究員	連宏銘	
副研究員	田正杰	
副研究員	趙韻如	
助理研究員	徐豈庸	
助理研究員	陳盈蓉	
助理研究員	魏宏企、陳哲寬	

覆閱目的

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 提升簽證報告品質
- 提出建議做為中華民國精算學會研擬實務準則之參考
- 協助保險局訂定98年度精算簽證作業補充說明
- 提供監理機關執行個別公司準備金適足性監理工作的內部輔助資料

覆閱範圍

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 確認簽證精算報告內容顯示準備金適足性、保費適足性、紅利分配、投資決策以及清償能力等各項評估所採用的方法符合法規、中華民國精算學會實務處理準則或原則、以及一般精算原則。
- 確認簽證精算報告評估時所採用的精算假設已提出適當的說明，且該說明足以顯示精算假設具有適當合理的依據。
- 確認97年度之簽證精算報告與上年度所提出的簽證報告內容之差異性，是否已做充分的揭露並提出具體解釋以及評估與說明其差異調整後所造成的影響。
- 審核97年度簽證精算報告內容評估標準及結論是否具體、明確及妥適，並對於結論中有必要改善之部分，提出完整具體改善意見，主管機關認為必要時，擔任覆閱工作之精算人員應配合與公司個別討論其應改善之事項。

覆閱法令依據

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 主管機關
  - 97年度人身保險業精算簽證作業補充說明
  - 人身保險業經營投資型保險業務應提存之各種準備金規範
  - 保險業各種準備金提存辦法
  - 保險業簽證精算人員管理辦法
  - 保險業簽證精算人員簽證作業應注意事項
  - 其他相關法令及辦法
- 精算學會
  - 人身保險業簽證精算人員實務處理原則
  - 精算意見書範本
  - 各種商品精算實務處理準則
  - 精算學會舉辦之相關研討會及會議資料等

覆閱標準

A.各項精算假設-負債面

B.各項精算假設-資產面

C.測試方法與簽證精算意見

準備金適足性、保險費率釐定、保單紅利分配、投資決策評估、清償能力評估

D.特定商品

利率變動型商品、特定複利增額型終身壽險商品、附保證給付及附有加值給付之投資型保險商品

E.其他

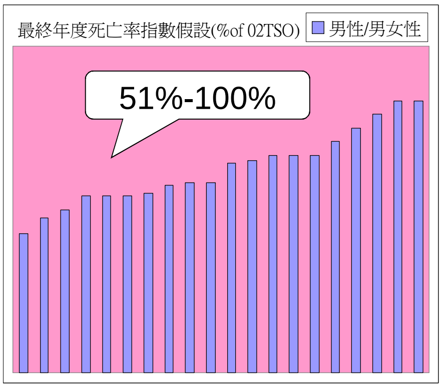
覆閱結果分析-A.負債面

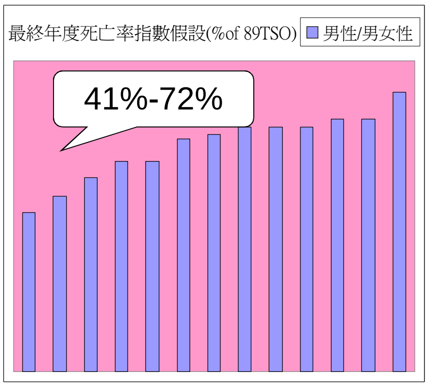
- 脫退率、死亡率、罹病率
  - 少數公司未完整提出假設值
  - 部分公司未提供在相同比較基礎下精算假設與過去實際經驗之對照表
  - 部分公司最終年度死亡率指數假設較為樂觀 ▷
  - 各公司長期健康險罹病率推估方式不同 ▷
- 費用率
  - 部分公司未提供各通路佣酬與支給之假設值
  - 部分公司未提出依費用假設所推算費用總額與財報費用總額核對結果 ▷
- 負債面所使用假設之一致性
  - 部分公司未載明各簽證項目負債面假設之一致性及合理性
  - 大部分公司負債面假設與去年度假設比較，然僅少數公司就顯著差異量化評估假設改變後之影響

▷

最終年度死亡率假設

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE





部分公司增加安全邊際採逐年上升的選擇因子進行假設，部分公司則直接以實際經驗死亡率進行單一因子假設，因而假設之保守程度有顯著差異。

長期健康險罹病率假設

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

推估方式	公司數
採定價罹病率	2
採定價罹病率百分比	19
採%保費收入之損失率假設	1
待確認	4

部分公司直接以各險實際罹病率或定價罹病率進行假設，部分公司增加安全邊際或考量未來醫療上升趨勢逐年反應惡化率，因而假設之保守程度有顯著差異

對於長年期健康險商品而言，若為理賠成本佔平準總保費逐年上升商品，必然低估未來罹病成本，若為限期繳費商品，繳費期滿後之罹病成本將無法直接估計，因此並不符合精算原理。

未列出罹病率之假設值，或未說明損失率之分母定義。

費用率與財報核對

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

類別	項目		假設值	推算總費用	實際經驗值	實際總費用
固定費用	發單成本	主契約	800	106	753	100
		附約(對年化保費)	3.00%	50	2.98%	50
	管理成本	主契約	800	100	803	100
		附約(對年化保費)	8.00%	53	7.50%	50
變動費用	銷售費用率	對初年度佣金	15%	429	14%	400
	佣金	—	—	819	—	800
	業績獎金及其他	對初年度佣金	130%		127.00%	
	收費成本	對保費	1.50%	50	1.50%	50
	保管銀行費用	對帳戶價值	1.20%	200	1.20%	200
營業稅、保險安定基金及印花稅				100		100
總數				1,907		1,850

費用率假設推算費用÷
財報費用實際數值
=1907/1850=103%

勾稽檢查報表
(若費用重分類
應備註說明)

覆閱結果分析-B.資產面

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 資產模型
  - 少數公司仍採用錯誤資產模型
  - 少數公司未符期初資產(指定附表九)=期初負債(指定附表二)
  - 部分公司指定利率情境未假設所有資產類別之風險溢酬=0%
- 資產模型相關數值
  - 各公司最佳估計利率情境之基礎利率情境差異大
  - 各公司估計風險溢酬之樂觀程度不同
  - 部分公司未依資產模型之資產類別提供各類資產最近5~10年之資金運用收益率
  - 部分公司各類資產假設之收益率與公司過去經驗值差距甚大
  - 部分公司未提供指定附表八-2-各類資產新錢報酬率或指定附表八-2-各類資產新錢報酬率與備忘錄內容無法比對或不具合理性
- 資產面所使用假設之一致性
  - 部分公司未載明各簽證項目資產面假設之一致性及合理性
  - 大部分公司資產面假設與去年度假設比較，然僅少數公司就顯著差異量化評估假設改變後之影響

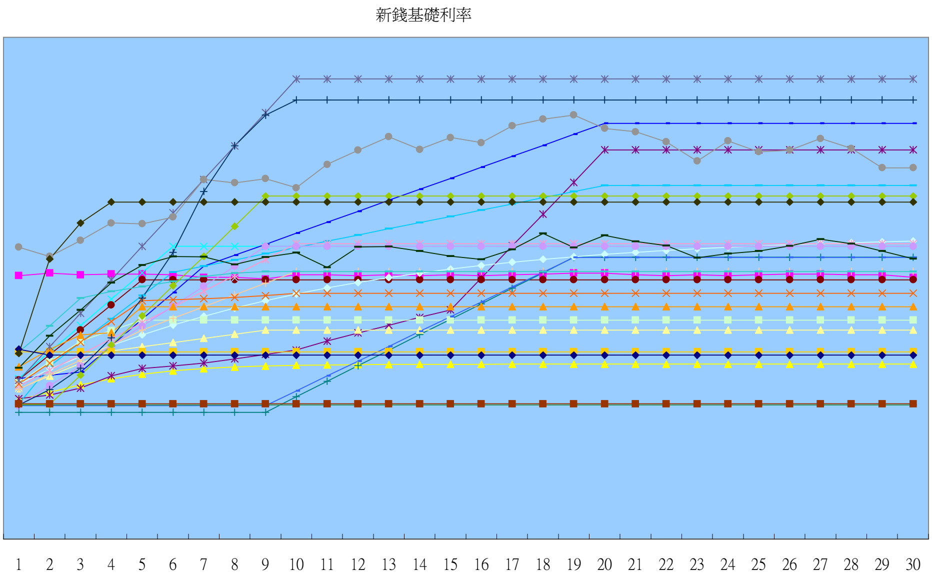
錯誤資產模型

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

資產模型中負債面產生負現金流量時，
除以現金或到期資產支應，仍有不足時，
反映成本計算採國內公司債及國外債券部位
之風險溢酬扣除重貼現率（1.25% ）方式

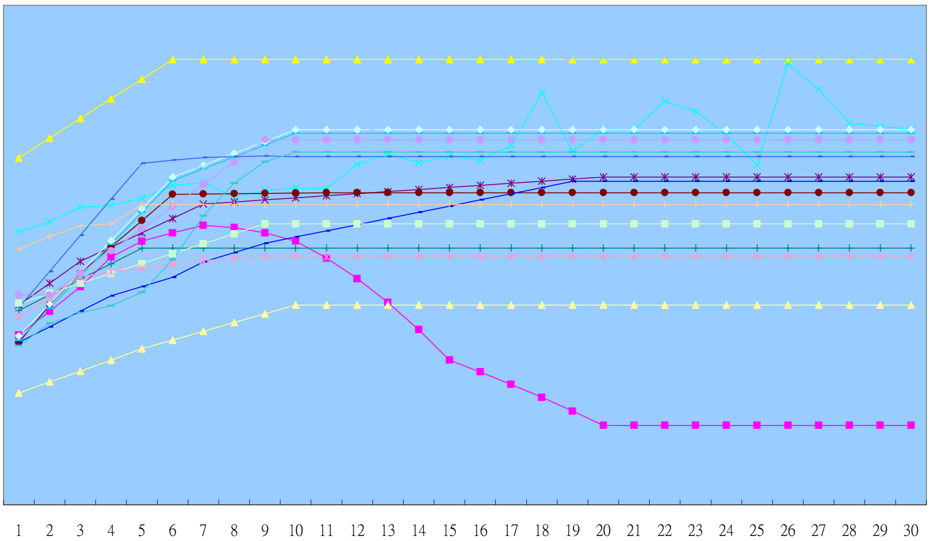
財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

13



14

新錢基礎利率-美金



15

覆閱結果分析-C.測試結果

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

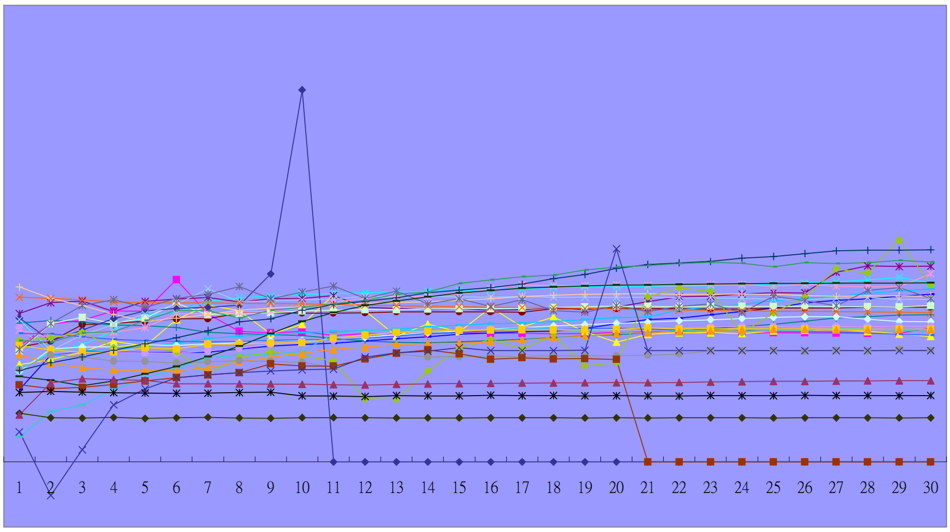
- 準備金適足性
  - 假設之樂觀程度不同而致測試結果差異大 ▷
  - 納入現金流量測試之業務範圍不同而致測試結果差異大
  - 部分公司整體投資組合報酬率或盈餘測試結果不合理 ▷
  - 準備金適足性之測試範圍應達90%以上，計算90%之母數所包含的全部業務範圍各公司有部分差異
  - 少數公司CTE、VaR或Surplus<0計算錯誤
  - 準備金適足標準大部分公司為P75或CTE65
  - 少數公司特定商品未符合所訂之準備金適足標準
  - 部分公司當年度準備金適足標準不同於上年度，其中僅2家公司之測試結果未符合修改前之適足標準

▷

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

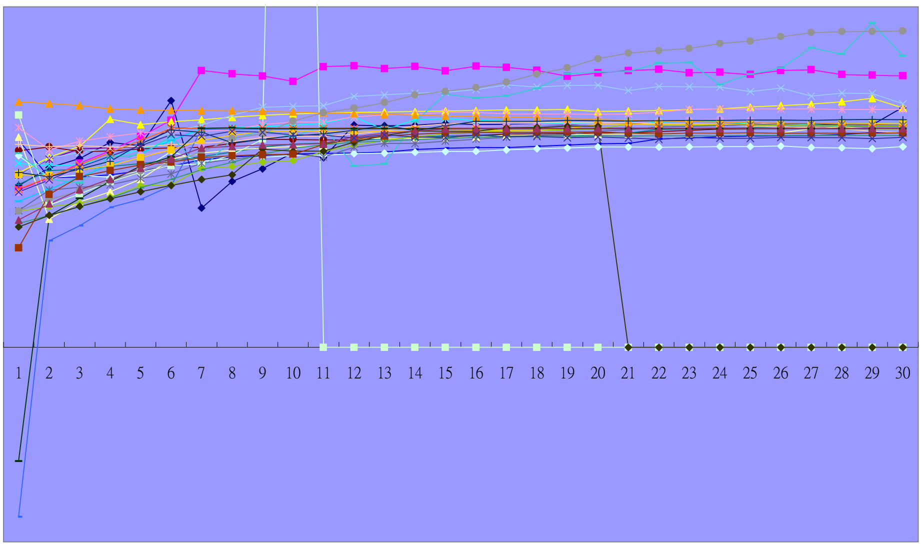
16

投資組合報酬率-Best Estimate



17

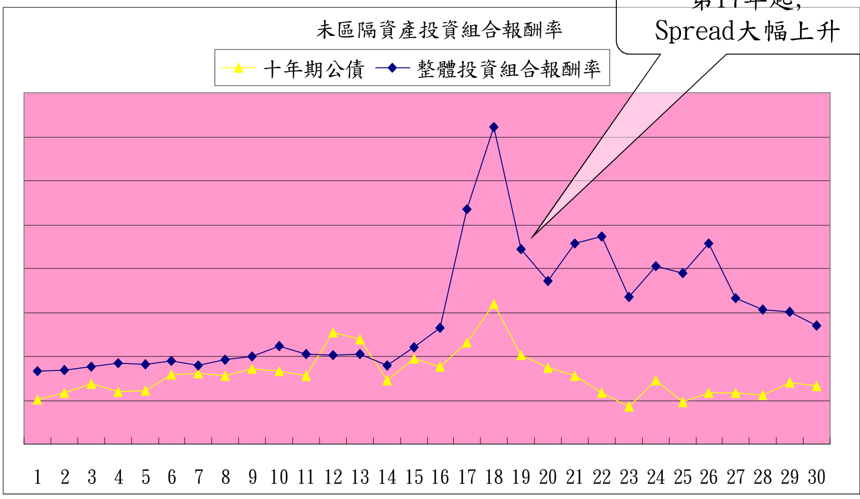
投資組合報酬率-指定利率情境



18

測試結果不合理

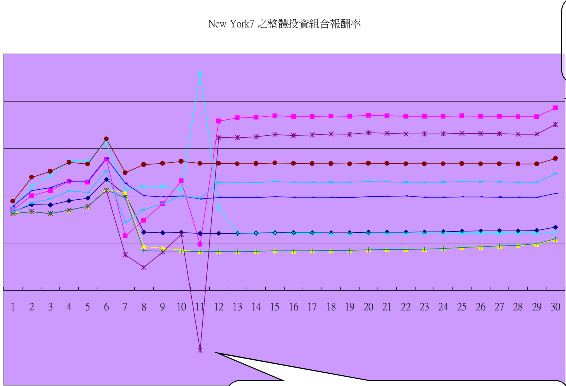
TAIWAN INSURANCE INSTITUTE



第17年起，
Spread大幅上升

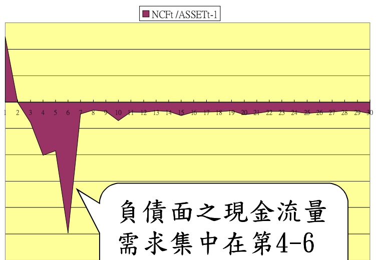
測試結果不合理

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE



第30年末整體報酬率皆呈現上升趨勢 ？

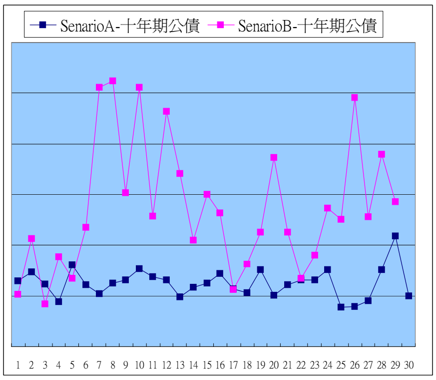
在第6-11年期間報酬率有大幅變化?

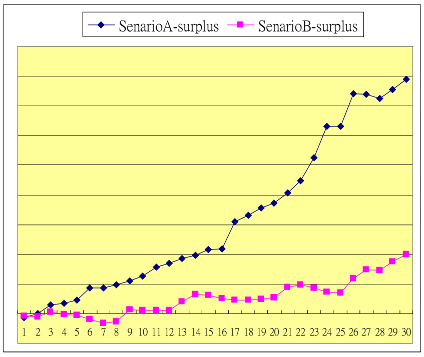


負債面之現金流量需求集中在第4-6年

測試結果不合理

ScenarioA之基礎利率遠低於ScenarioB,然而ScenarioA之第30年末累積盈餘(不含利變型商品)為ScenarioB之數倍之多





覆閱結果分析-C.測試結果

- 保險費率釐定
  - 保費適足性之測試範圍應達90%以上，計算90%之母數所包含的全部業務範圍各公司有部分差異
  - 少數公司未完整提出以簽證當時精算假設檢視保險費率之測試結果
  - 少數公司檢視利率變動型商品保險費率適足僅採用利潤分析法
  - 少數公司對於保費不適足商品，未提出因應方式及具體改善措施
- 保單紅利分配
  - 當年度紅利發放金額未經(正確)評估
  - 未評估可分配紅利盈餘發放後對財務及清償能力之影響
  - 未檢視是否應調整未來銷售文件所揭露之可能紅利金額
  - 未提出歷年紅利分配比較表

歷年紅利分配比較表

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

需提供自由分紅保險商品自銷售以來之數值

	分紅保單整體業務之盈餘	分紅保單紅利準備	可分配紅利盈餘	實際發放紅利	分配予要保人及股東比例	當時銷售文件所揭露之可能紅利金額合計數
93						
94						
95						
96						
97						
…						

當年度分紅保單紅利準備＝上年度分紅保單紅利準備＋當年度分紅保單整體業務之盈餘－實際發放紅利；若未符合前述公式請說明造成差異之原因。

覆閱結果分析-C.測試結果

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 投資決策評估
  - 未就投資對其資產與負債之配合及影響提供專業分析及意見
  - 未說明與準備金適足性測試所採用假設之一致性
  - 投資決策相關資料與準備金適足性測試所採用之假設不一致
- 清償能力評估
  - 未納入新契約預測未來一年年度底之資本適足率
  - 未完整提供預測未來一年年度底的資本適足率所採之相關假設數值及計算結果▷
  - 未說明與投資決策之短期資產配置計畫之一致性

清償能力評估

風險資本額(單位:元)	上年度	當年度	未來一年預估
C0：資產風險--關係人風險			
C1：資產風險--非關係人風險			
C1O：資產風險--非股票之資產風險			
C1S：資產風險--非關係人股票風險			
C2：保險風險			
C3：利率風險			
C4：其他風險			
調整前風險資本總額			
風險資本總額			
自有資本總額			
資本適足比率			

應納入未來一年新契約預測下一年度之資本適足率

覆閱結果分析-D.特定商品

- 利率變動型商品
  - 未說明宣告利率政策(至少包括宣告利率之公式、保證方式及其上下限)
  - 未載明模型之宣告利率公式及參數值
  - 模型之宣告利率未符合利變型商品於不同銷售時期之宣告利率上下限規定及宣告利率保證
  - 未提供最近三年各月區隔資產之實際資產配置及投資績效
  - 未就公司最近三年各月公告之宣告利率實際數值與測試模型計算之數值列表比較
  - 脫退率未依利率情境動態調整
  - 占率顯著公司未單獨提出準備金適足意見
- 特定複利增額型終身壽險商品
  - 未就增提準備金提存利率與公司實際資金運用收益率之差異說明假設合理性

利率變動型商品

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

商品名稱：XXXX（不限一種）				
項目		96年	97年	98年
		1-12月	1-12月	1-12月
區隔資產實際投資報酬率(%)				
實際宣告利率(%)				
依商品送審時所訂之宣告利率公式計算結果(%)	上限			
	下限			
依測試模型假設之宣告利率公式計算結果(%)				

請於備忘錄中完整提供此類商品之送審及測試模型中所訂之宣告利率公式與參數值。

覆閱結果分析-D.特定商品

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 附保證給付之投資型保險商品
  - 未檢附商品送審相關資訊
  - 未說明隨機投資模型假設(含模型之隨機過程、模型參數、參數估計之依據及資料期間、校正結果及其合理性)
  - 未依年底市場最新資料來評估準備金適足性
  - 未符合人身保險業經營投資型保險業務應提存之各種準備金規範所訂不得低於CTE65之適足性標準
- 附加值給付之投資型保險商品
  - 法定準備金計算未依收支平衡之原則估計成本，採過去法或未來法計算
  - 未採隨機現金流量方法評估和投資連結標的有關附有加值給付投資型商品
  - 未提出附加值給付之投資型保險商品之準備金適足性測試結果

附保證給付之投資型保險

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

商品名稱：XXXX

說明	準備金測試結果	報准之準備金提存金額 (A)	所採國家適足性標準之準備金提存金額 (B)	準備金提存金額 (C) (C)=MAX(A, B, CTE(65))
CTE 50				
CTE 55				
CTE 60				
CTE 65				
CTE 70				
CTE 75				
CTE 80				
CTE 85				
CTE 90				
CTE 95				
P 75				
測試結果高於準備金提存金額之機率(註1)				

係指情境損失最大現值(scenario greatest present value)或淨現值(net present value)大於準備金提存金額(C)之機率。

覆閱結果分析-E.其他

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 定義或計算方式不一致
  - 損失率及理賠率
  - 存續期間
  - 投資組合報酬率
- 未針對上年度之覆閱意見提出說明及改善方式
- 自我檢查表與內容或頁數不符
- 未依指定之格式及編排方式提供指定附表
- 所提供之精算意見書及精算備忘錄檔案無法搜尋關鍵字及複製內容

結論-報告覆閱程序

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

步驟一
- 針對需釐清問題公司email提出初步覆閱意見
- 初步覆閱意見係分為主要問題及次要問題

步驟二
- 晤談步驟一需釐清問題公司之簽證精算人員
- 簽證精算人員針對步驟一主要問題進行簡報

步驟三
(所有公司)
- 正式發文所有公司之覆閱意見
- 簽證精算人員須針對所有問題於明(98)年度精算簽證報告另闢章節提出說明及改善方式

結論-報告處理措施

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

情況	處理措施	公司
重大問題	重出報告	1
去年重出報告且問題重大	Email限期回覆並晤談精算人員	3
問題待釐清	Email限期回覆並晤談精算人員	12
其他	建議明年改善	14

結論-報告品質評比

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

			97年度	96年度
A	優	**報告內容 足以作為表率**	**4**	**3**
B	佳	其他	17	16
C	待改善	**重大問題 測試結果無法判斷 準備金適足性**	**9**	**10**

對精算學會之建議

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

1. 舉辦簽證精算報告經驗分享研討會
2. 簽證精算人員實務處理原則納入其他資產類別情境
3. 定義New York 7情境
4. 定義損失率及理賠率
5. 提供各種負債存續期間之計算公式
6. 研擬最佳估計情境下新錢資產報酬率之計算方式
7. 解釋準備金適足性計算納入測試之業務範圍

1.舉辦簽證精算報告經驗分享研討會

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 部分公司在資產模型之建構、精算假設之設定、測試結果之呈現及報告內容敘述等仍未臻完善：
  - 錯誤之複雜模型
  - 不符合精算原則方式設定精算假設
  - 與基礎利率走勢背離之測試結果
  - 不斷重複出現相同的技術性資料或精算備忘錄細項內容
- 建議精算學會邀請報告品質較佳公司進行經驗分享，以提昇整體簽證精算報告品質

2.簽證精算人員實務處理原則納入其他資產類別情境

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 98年度簽證精算報告之現金流量測試將納入保發中心研究團隊所研擬之各種情境：
  - 國內利率情境(目前所採用)
  - 國外利率情境
  - 匯率情境
  - 國內外股票情境
  - 國內不動產情境
- 建議精算學會擬訂上述資產情境之實務處理原則

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

3.定義New York 7情境

- 98年度簽證精算報告之現金流量測試將納入保發中心研究團隊所研擬之各種情境：
  - 國內利率情境(目前所採用)
  - 國外利率情境
  - 匯率情境
  - 國內外股票情境
  - 國內不動產情境
- 建議精算學會重新定義 98年度簽證精算報告使用之New York 7情境

4.定義損失率及理賠率

- 各公司對於長年期或短年期健康保險的罹病率假設所採用之定義與名稱不一致：
  - 損失率
  - 理賠率
- 在相同名稱之下，也有部分公司與其他公司之定義不同或未說明其意涵
- 建議精算學會對於罹病率假設所採用各種常見之名稱，如損失率及理賠率，說明其意涵與訂定計算公式

5.提供各種負債存續期間之計算公式

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 補充說明第51點指出，簽證精算人員應提供公司整體一般帳戶之負債存續期間
- 指定附表一中請公司提供特定商品之負債存續期間與整體一般帳戶數據
- 發現部分公司計算之負債存續期間數據似乎不合理
- 建議精算學會對於各種負債存續期間提供計算公式，包括含保費收入及不含保費收入之麥氏存續期間（Macaulay Duration）及有效存續期間（Effective Duration）

6.研擬最佳估計情境下新錢資產報酬率之計算方式

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 補充說明第11點指出，簽證精算人員應提供各年度最佳估計利率情境下各類資產新錢報酬率，並於指定附表八-2中呈現數據
- 有部分公司指出採用之精算軟體無法提供新錢報酬率數據，但也有部分採相同精算軟體的公司能夠提供該數據
- 建議精算學會對於最佳估計利率情境下各類資產新錢報酬率研擬計算方式

7.解釋準備金適足性計算納入測試之業務範圍

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 補充說明第19點規定，原則上應將公司一般帳戶全部業務納入準備金適足性測試
- 未納入測試部分，應依簽證精算人員實務處理原則之規定不得超過百分之十
- 發現部分公司在計算應納入測試達90%的業務時，計算母數所包含的全部業務範圍定義有部分差異存在
- 建議精算學會對於準備金適足性計算納入測試之業務範圍再做更詳細的解釋與說明

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

對保險局之建議

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

1. A級公司獎勵措施
2. 覆閱意見應於次年度簽證精算報告中另闢章節回覆說明
3. 修訂主管機關規定之指定附表
4. 保險費率釐定不適足商品應提出具體改善措施，並建議主管機關應予定期追蹤
5. 針對資本適足率(RBC)未達適足標準提出具體的建議與行動進行追蹤

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

對保險局之建議(續)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

6. 附保證給付及附有加值給付投資型保險商品之準備金提存應具一致性
7. 98年度現金流量測試情境納入其他資產類別
8. 明年指定情境採200組情境平均值，一組不加風險溢酬，一組國內外利率情境加1%風險溢酬
9. 準備金適足性判定標準應考量各種影響因素

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE
法人保險事業發展中心

1.A級公司獎勵措施

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 簽證精算人員制度至今已達6年的時間，簽證工作的執行也日益成熟
- 各公司簽證精算報告的品質相較於過去均有明顯的提昇，惟各公司之間仍然存有部分落差
- 簽證精算報告品質被評選為A級的公司，其出具的簽證精算報告處處均能展現異於其他公司所能項背的水準與用心
- 建議主管機關對於簽證精算報告品質為A級的公司，給予適當之獎勵措施以達鼓勵之效

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE
法人保險事業發展中心

2.覆閱意見應於次年度簽證精算報告中另闢章節回覆說明

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 發現部分公司今年度仍未依據前一年度之覆閱意見進行改善
- 部分公司雖於今年度報告中改善，但由於並未明確指出，因此需花費更多時間進行檢核，而有時也難以得知公司是否確實針對上年度覆閱意見作改進
- 建議簽證精算人員應針對今年度之覆閱意見，於明年度簽證精算報告中另闢章節回覆說明，以便檢視公司是否有依意見進行改善

3.修訂主管機關規定之指定附表

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 目前主管機關規定之指定附表包含：
  - 特定商品統計表
  - 納入準備金適足性測試統計表
  - 保險費率釐定納入測試商品統計表
  - 準備金適足性測試結果
  - 最佳估計利率情境之資產配置
  - 投資組合報酬率
  - 最佳估計利率情境下新錢基礎利率與新錢報酬率
  - 最佳估計利率及指定利率情境下現金流量測試結果
- 建議於明年度之指定附表中設計及增列關於保單分紅及清償能力等簽證項目之統計表
- 同時增列上年度提出建議方案之追蹤進度表及補充說明事項自我檢查表
- 亦建議就97年度簽證精算報告之覆閱經驗酌予修訂現有之指定附表，以更臻完善

財團法人保險事業發展中心 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

4.保險費率釐定不適足商品應提出具體改善措施，並建議主管機關應予定期追蹤

- 補充說明第29點指出，如保險商品費率適足性之測試結果顯示費率不適足時，簽證精算人員應說明其因應方式
- 部份公司在簽證精算報告內僅提出不適足意見，並未提出具體改善措施
- 建議補充說明增列於費率不適足時，簽證精算人員除應出具精算意見外，並需提出具體之改善措施
- 建議主管機關應予定期追蹤，以利於掌握公司是否確實進行改善

5.針對資本適足率(RBC)未達適足標準提出具體的建議與行動進行追蹤

- 保險法第143條之4規定，保險業自有資本與風險資本之比率不得低於百分之二百
- 簽證精算人員實務處理原則指出，若簽證年度底資本適足率低於百分之二百或預測未來一年年度底之資本適足率有低於百分之二百之虞時，簽證精算人員應提出具體的建議與行動
- 建議主管機關應針對各公司在進行清償能力評估時所提供的資本適足率相關資料，以及資本適足率未達適足標準時所提出之建議與行動進行追蹤管理，以利於掌握各公司清償能力的變化情況

6.附保證給付及附有加值給付投資型保險商品之準備金提存應具一致性

- 附保證給付投資型保險商品依人身保險業經營投資型保險業務應提存之各種準備金規範之準備金適足性標準應比照所採國家所定之標準，且不得低於CTE65，但公司的做法如下：
  - 仍採商品送審時之方式
  - 採商品送審時之計算結果與CTE65取其大者作為準備金提存金額
  - 採新舊保單分別適用前述二種不同之提存方式
- 美國AG43(2009/12/31生效)適足標準調整為CTE70
- 建議適足標準=Max(商品送審時之方式,CTE65,所採國家所定適足標準)
- 建議與投資連結標的之價值有關的附有加值給付之投資型保險商品比照辦理

6.附保證給付及附有加值給付投資型保險商品之準備金提存應具一致性(續)

- 與投資連結標的之價值無關的附有加值給付之投資型保險商品，依人身保險業經營投資型保險業務應提存之各種準備金規範，責任準備金應基於收支平衡之原則估計成本，其計算得採過去法或未來法計算，但發現：
  - 部分公司採用未來加值給付現值扣除未來一定比例之費用現值
  - 部分公司採用過去保戶應有的加值給付金額提存
- 建議應重新檢視各公司此商品送審時責任準備金計提方式之適法性，以達一致性的提存標準

7.98年度現金流量測試情境納入其他資產類別

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 以現金流量法進行測試所規範採用之統一規範情境，目前僅有國內之利率情境
- 97年底壽險業資金運用之分布，股票與受益憑證投資、不動產投資與國外投資等部位合計約40%
- 尚未規範的這些資產類別往往是造成測試結果重大差異的主要原因之一
- 建議於98年度現金流量測試情境除本國利率情境，再納入保發中心研究團隊已研擬之測試情境
  - 國外利率情境
  - 匯率情境
  - 國內外股票情境
  - 不動產情境

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

8.明年指定情境採200組情境平均值，一組不加風險溢酬，一組國內外利率情境加1%風險溢酬

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 指定情境是由主管機關所規定
- 採用98年度財團法人保險事業發展中心研究建議之200組情境的平均數作為指定情境，共分為二組
  - 第一組所有投資報酬情境設定不加風險溢酬，即風險溢酬設定為0
  - 第二組投資報酬情境設定僅有國內外利率情境加1%之風險溢酬，其他情境不加風險溢酬

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

9. 準備金適足性判定標準應考量各種影響因素

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 補充說明第22點規定，簽證精算人員應載明準備金適足性的判斷標準，並適當表達精算意見
- 大部分公司採用第30年度末累積盈餘分布之P75或CTE65
- 98年度需納入國外利率情境、匯率情境、國內外股票情境及不動產情境等情境，預期至少需要一個年度才能將提升到一定的品質
- 目前國際上各主要國家對於準備金適足性之判定標準仍由簽證精算人員自行訂定，僅特定商品有制定一致的判斷標準

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

9. 準備金適足性判定標準應考量各種影響因素(續)

TAIWAN INSURANCE INSTITUTE

- 建議先修改指定附表之準備金適足性測試結果的CTE結果級距，由原來的每10個百分位變更為每5個百分位即需提供結果，使得更加便於觀察
- 未來適足標準建議
  - 目前壽險業常用適足標準P75及CTE65
  - 美國AG43對於附保證投資型商品所採適足標準為CTE70
  - 加拿大對於附保證投資型商品所採適足標準為CTE65~CTE80

財團 TAIWAN INSURANCE INSTITUTE 法人保險事業發展中心

謝謝