



2° corso FAC-SIA - 2026

Un'introduzione all'utilizzo dei parametri specifici d'impresa nella normativa Solvency II

Andrea Calabria

PhD - Economics

calabriaandrearca@gmail.com

Rocco Roberto Cerchiara

PhD – Actuarial Sciences

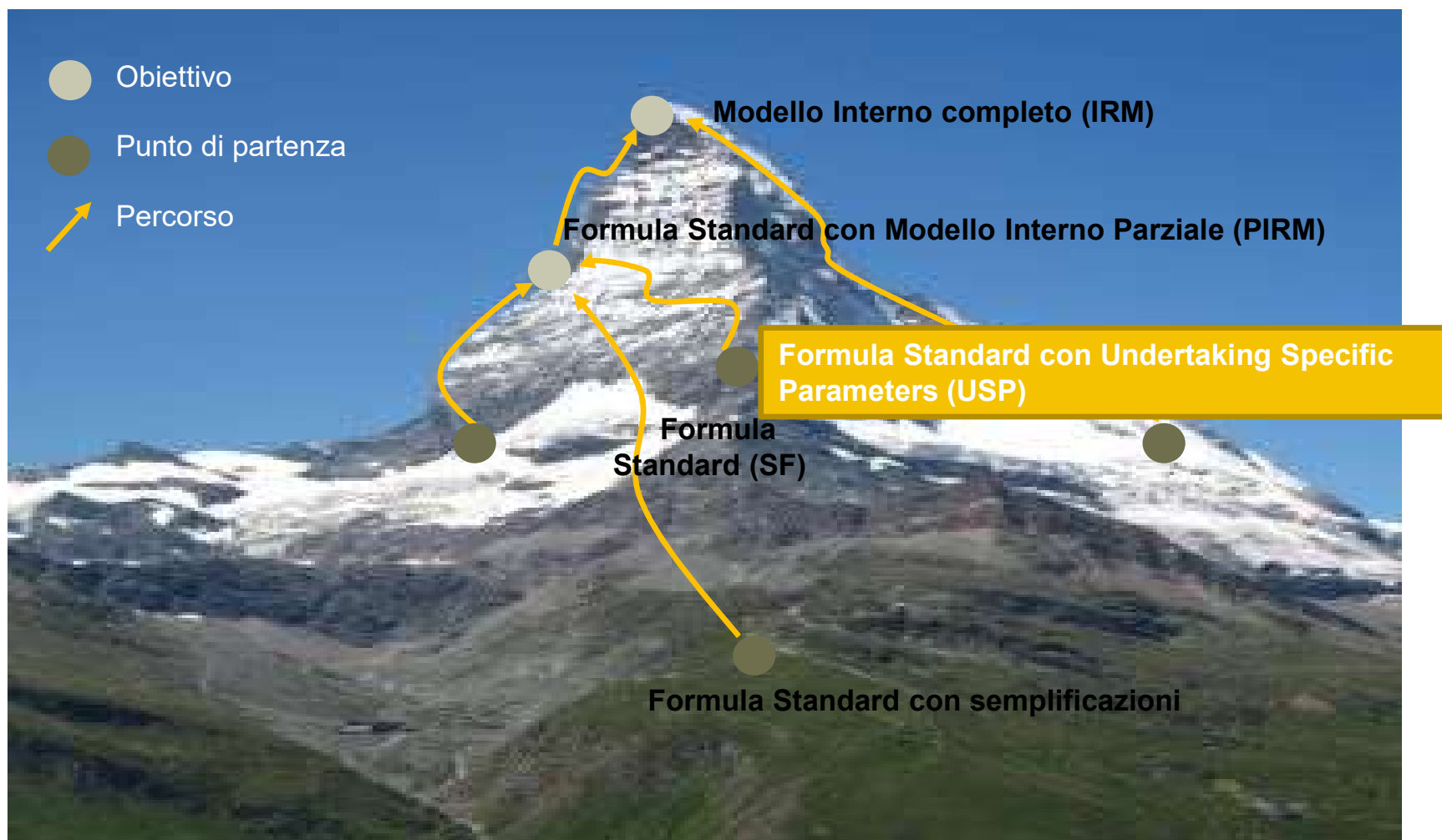
rocco.cerchiara@gmail.com

Agenda

- **L'approccio USP**
- Requisiti normativi
- Esempi
- Conclusioni

II Regime Solvency II

- Solvency II prevede un insieme di approcci di complessità crescente per il calcolo del SCR, per consentire alle compagnie di scegliere il **modello** che è **più adatto** alla **natura, dimensione e complessità** dei **rischi** assunti.

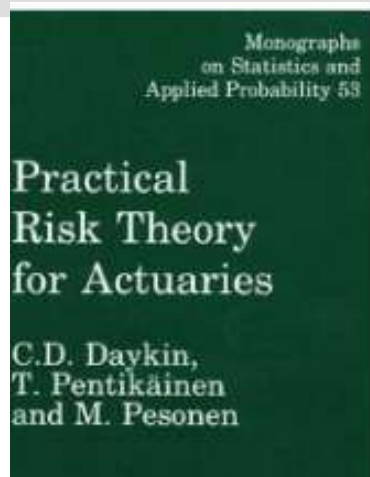


PREMIUM e RESERVE RISK

Modelli disponibili in letteratura

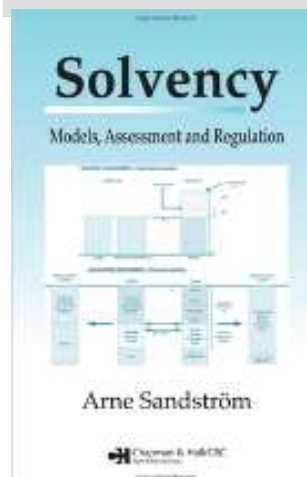
Calcolo Diretto (analitico) e Formule Ricorsive

- Ad es. **Valutazione numerica degli integrali Lebesgue-Stieltjes, Formule Chiuse o Ricorsive**
- **Vantaggi:** nessuna approssimazione
- **Svantaggi:** problemi pratici con portafogli di grandi dimensioni - si possono applicare solo in presenza di alcune distribuzioni della v.a. numero sinistri



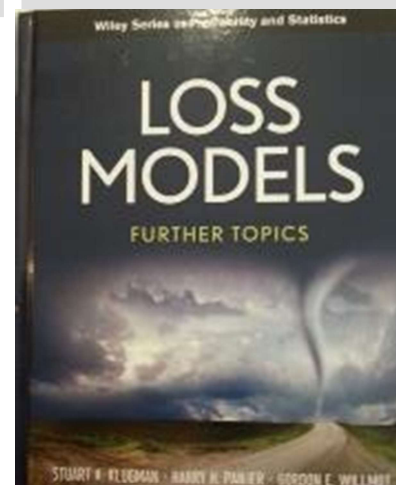
Formule di approssimazione

- Ad es. **Normal Power, Wilson Hilferty, ecc.**
- **Vantaggi:** facile da applicare
- **Svantaggi:** errore di approssimazione crescente al crescere dello skewness



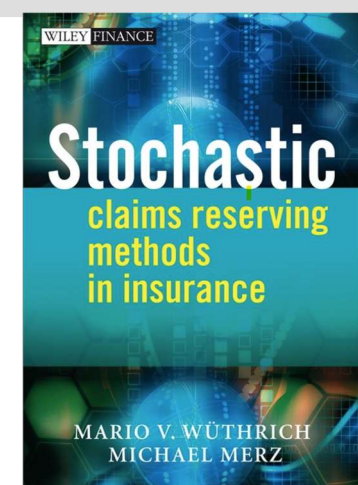
Metodi di inversione

- Ad es. **Fast Fourier Transform**
- **Vantaggi:** facile da applicare
- **Svantaggi:** la discretizzazione della distribuzione del costo del singolo sinistro introduce errori di approssimazione



Metodi GLM - Simulazione – Bootstrapp

- Ad es. **Metodo di Monte Carlo, GLM, Bootstrapp**
- **Vantaggi:** flessibilità e migliore calibrazione secondo lo specifico profilo di rischio
- **Svantaggi:** per la simulazione eventuali problemi computazionali con portafogli di grandi dimensioni



One-year view

Modelli utilizzati nella pratica

	Reserve Risk	Premium Risk
1	USP Metodo 1	USP Metodo 1
2	USP Metodo 2 -Merz-Wüthrich	
3	Actuary-in-the-Box	Actuary-in-the-Box
4	Emergence Patterns	Emergence Patterns
5	GLM	GLM
6	Simulation based approaches	Collective Risk Theory
7	Bayesian methods	Metodi Loss Ratio
8	Robbins' Method	
9	Hindsight re-estimation	
10	Complementary loss ratio method	



Institute
and Faculty
of Actuaries

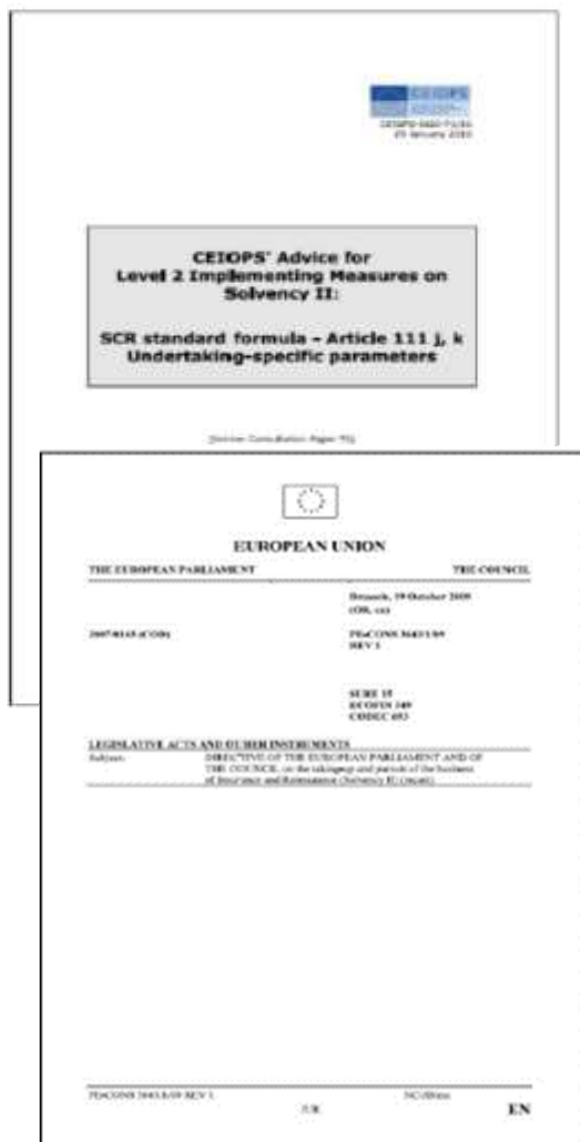
A Practitioner's Introduction to Stochastic Reserving

The One-Year View

by Robert Scarth, Saanya Jain, Rocco Roberto
Cerchiara

Metodi Loss Ratio

I metodi basati sul loss ratio sono utilizzati nella pratica, come emerge dai consultation paper dell'EIOPA per la calibrazione dell'Underwriting Risk danni.



- Technical Specifications del QIS5.
 - **Final Advice** pubblicati dal CEIOPS sull' **UW del Non-Life e Health**:
 - Final advice CEIOPS-DOC- 67/10 (Non-Life – versione rivista del CP 71)
 - Final advice CEIOPS-DOC- 68/10 (Health – versione rivista del CP 72)
- e dall'EIOPA nel 2011:
- ***Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II*** - Report of the Joint Working Group (JWG) on Non-Life and Health NSLT Calibration.
 - **Atti Delegati**

II Regime Solvency II

One-year volatility – Reserve Risk

Fonte: Carrato, McGuire e Scarth (2016)

CDR_t è il Claim Development Result dopo t anni dall'istante di valutazione (differenza tra Actual e Expected). Idealmente, a fronte di una best estimate "corretta", il valore atteso del CDR per ogni futuro t all'istante di valutazione dovrebbe essere zero ("prospective CDR"). Tale concetto è opposto a quello di "retrospective CDR", cioè il CDR osservato dopo t anni (in genere non è pari a zero). Si veda Merz e Wüthrich (2008) per ulteriori approfondimenti su questo aspetto.

In sintesi la "ultimate view" contiene tutti i possibili path della riserva fino al completo run-off, mentre la "one-year view" produce un assessment solo dei diversi path nel primo anno (occorrerebbe stimare la riserva dopo aver osservato tutti questi possibili path "one-year", come nel caso di "actuary-in-the-box" - re-reserving; si veda Ohlsson, Esbjörn, e Lauzenings, 2008).

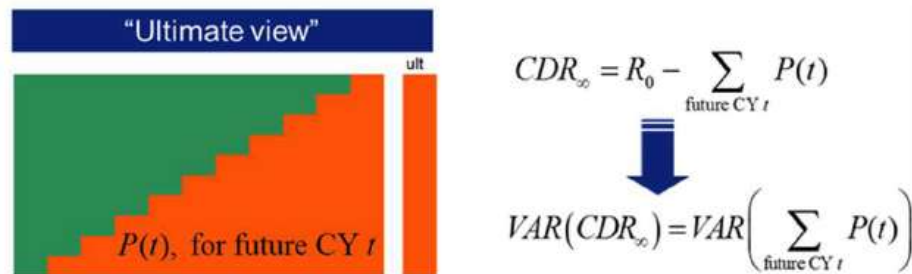


Figure 1: Ultimate View

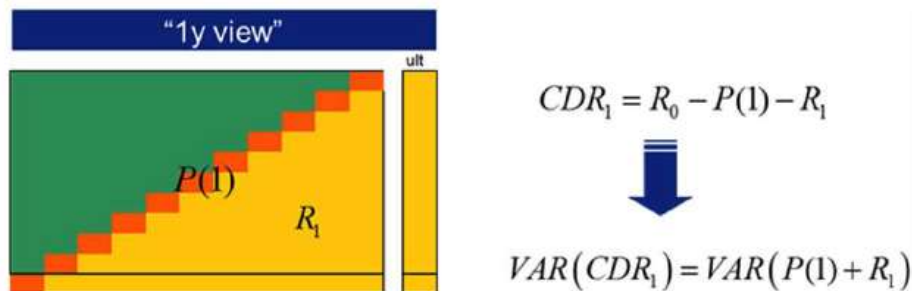


Figure 2: One Year View

Dove:

- R_0 : "opening reserve" ed è nota ($VAR(R_0) = 0$);
- $P(t)$: Pagamenti durante l'anno di calendario t , per i soli sinistri già accaduti all'istante di valutazione $t = 0$ (ipotizzando assenza di new business);
- R_1 : "closing reserve" dopo aver osservato $P(1)$.

II Regime Solvency II

One-year volatility – Premium Risk

Fonte: Carrato, McGuire e Scarth (2016)

Il premium risk é relativo al rischio nei futuri periodi di esposizione. Come evidenziato in Ohlsson e Lauzenings (2009): *“from an economic perspective, the premium risk is not very different from the reserve risk, only that it relates to claims that have not yet occurred, but for which the company has a contractual liability”*.

Con questa interpretazione possiamo valutare il premium risk (profit/loss) secondo una one-year view considerando (escludendo per semplicità le spese):

$$PL = U_0 + P - C - R - U_1$$

dove

- U_t : premium risk reserve, allocata per tutte le esposizioni dopo t per i contratti in essere e stipulati prima di t (esistono diverse regole di accounting per il calcolo di questa riserva)
- C : sinistri incurred (pagati durante l'anno)
- R : riserva sinistri alla fine dell'anno per i sinistri incurred, ma non pagati nell'anno
- P : premio.

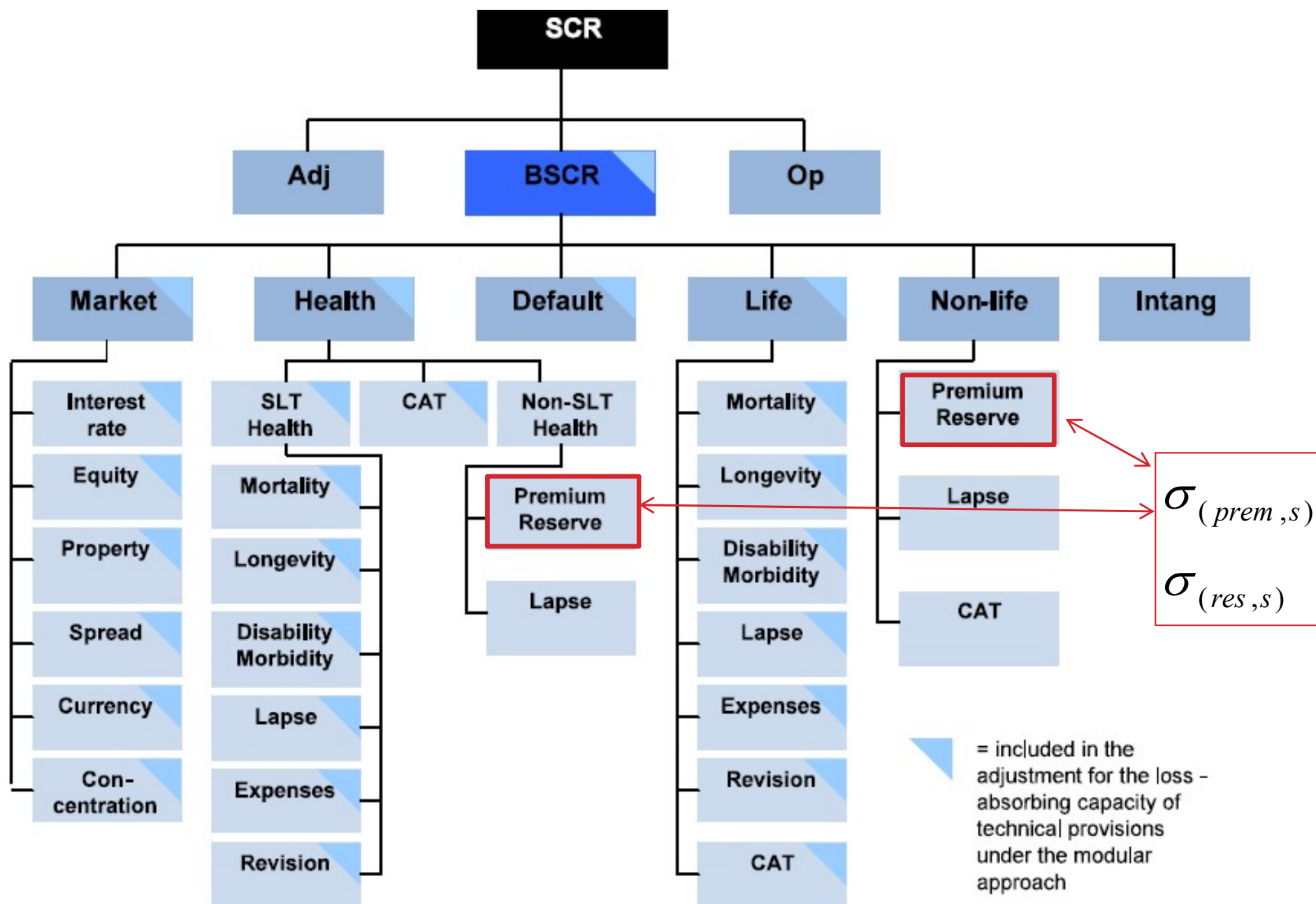
Il Claims Development Result per il premium risk è

$$CDR = E_0[PL] - PL$$

con valore atteso pari a zero (idealmente il valore atteso di PL dovrebbe essere zero...). Essendo U_0 nota in 0, per calcolare la distribuzione del CDR, è necessario definire le distribuzioni di U_1 , C , R , e P .

Nota: Il one-year premium risk non ha ricevuto in letteratura la stessa attenzione del one-year reserve risk.

II Regime Solvency II - Premium Risk e Reserve Risk Standard Formula



II Regime Solvency II - Premium Risk e Reserve Risk

Standard Formula

- Il SCR per il premium risk e reserve risk é il seguente:

$$SCR_{nl\,prem\,res} = 3 \sigma_{nl} V_{nl}$$

Dove

- V_{nl} é la misura di volume (somma delle misure di volume di ciascun segmento - V_s – si veda l'art. 116 degli Atti Delegati)
- σ_{nl} é la standard deviation del modulo Non-Life premium-reserve risk, combinando le σ_s di ciascun segmento in base ad una prefissata matrice di correlazione

Doppio livello di aggregazione

A)
$$\sigma_s = \frac{\sqrt{\sigma_{(prem,s)}^2 \cdot V_{(prem,s)}^2 + 2 \cdot \sigma_{(prem,s)} \cdot V_{(prem,s)} \cdot \sigma_{(res,s)} \cdot V_{(res,s)} + \sigma_{(res,s)}^2 \cdot V_{(res,s)}^2}}{V_{(prem,s)} + V_{(res,s)}}$$

B)
$$\sigma_{nl} = \frac{1}{V_{nl}} = \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{(s,t)} \cdot \sigma_s \cdot V_s \cdot \sigma_t \cdot V_t}$$

Ipotesi coefficiente correlazione = 0.5

Parametri Standard – Market wide



	Non Life Segment	Lines of business, as set out in Annex K	Standard deviation for gross premium risk of the segment	Standard deviation for reserve risk of the segment
1	Motor vehicle liability insurance and proportional reinsurance	4 and 16	10,0%	9,0%
2	Other motor insurance and proportional reinsurance	5 and 17	8,0%	8,0%
3	Marine, aviation and transport insurance and proportional reinsurance	6 and 18	15,0%	11,0%
4	Fire and other damage to property insurance and proportional reinsurance	7 and 19	8,0%	10,0%
5	General liability insurance and proportional reinsurance	8 and 20	14,0%	11,0%
6	Credit and suretyship insurance and proportional reinsurance	9 and 21	19,0%	17,2%
7	Legal expenses insurance and proportional reinsurance	10 and 22	8,3%	5,5%
8	Assistance and its proportional reinsurance	11 and 23	6,4%	22,0%
9	Miscellaneous financial loss insurance and proportional reinsurance	12 and 24	13,0%	20,0%
10	Non-proportional casualty reinsurance	26	17,0%	20,0%
11	Non-proportional marine, aviation and transport Reinsurance	27	17,0%	20,0%
12	Non-proportional property reinsurance	28	17,0%	20,0%

	Health Segment	Lines of business, as set out in Annex K	Standard deviation for gross premium risk of the segment	Standard deviation for reserve risk of the segment
1	Medical expense insurance and proportional reinsurance	1 and 13	5,0%	5,7%
2	Income protection insurance and proportional reinsurance	2 and 14	8,5%	14,0%
3	Workers' compensation insurance and proportional reinsurance	3 and 15	9,6%	11,0%
4	Non-proportional health reinsurance	25	17,0%	17,0%

Per tutti i segmenti, lo scostamento standard del **rischio di tariffazione** per l'assicurazione non vita di un determinato segmento è uguale allo scostamento standard del rischio di tariffazione **lordo** per l'assicurazione non vita del segmento di cui all'allegato II **moltiplicato per il fattore di aggiustamento della riassicurazione non proporzionale**:

- Per i segmenti **1, 4 e 5**, il **fattore di aggiustamento della riassicurazione non proporzionale** è uguale all'**80%**.
- Per tutti gli altri segmenti, il **fattore di aggiustamento della riassicurazione non proporzionale** è uguale al **100%**.

Applicazione nel modulo NL_{PremRes} degli USP

"Previa approvazione da parte delle autorità di vigilanza, le imprese di assicurazione e riassicurazione possono, all'interno del progetto della formula standard, sostituire un sottoinsieme di parametri con parametri specifici per l'impresa interessata, per il calcolo dei moduli del rischio di sottoscrizione vita, non vita e malattia".

Art. 218 Atti Delegati Solvency II

(Sottoinsieme di parametri standard che può essere sostituito da parametri specifici dell'impresa)

(a) Nel sottomodulo del rischio di tariffazione e di riservazione per l'assicurazione **non-life**, per ciascuno dei segmenti di cui all'allegato II del presente regolamento:

- i) La **deviazione standard per il rischio di tariffazione** per l'assicurazione non-life;
- ii) La **deviazione standard per il rischio di tariffazione lordo** per l'assicurazione non-life;
- iii) Il **fattore di aggiustamento per la riassicurazione non-life**, purché vi sia un riconoscibile contratto di riassicurazione dell'eccesso di perdite per il segmento considerato;
- iv) La **deviazione standard per il rischio di riservazione** per l'assicurazione non-life.

A differenza di un Partial Internal Model, la **metodologia** di calcolo degli USP è **pre-determinata** dalla **normativa**:

- **1 Metodo Standardizzato per il Premium Risk (M1P)**
- **2 Metodi Standardizzati per il Reserve Risk (M1R e M2R)**

I METODI STANDARDIZZATI

ART. 220 DELLA DIRETTIVA S2

- Per il calcolo delle **deviazioni standard specifiche** sono previsti due metodi standardizzati:
 - Il Metodo1 è applicabile per i sottomoduli premium risk e reserve risk (M1P e M1R)
 - Il Metodo 2 può essere utilizzato solo per il sottomodulo reserve risk (M2R)
- Entrambi i metodi sono basati su modelli stocastici a formula chiusa.
- Per il calcolo del **Fattore di Aggiustamento** sono previsti:
 - in presenza di un contratto di riassicurazione **dell'eccesso di perdite** riconoscibile, il metodo di riassicurazione non proporzionale 1 o
 - in caso di contratto di riassicurazione **stop loss** riconoscibile, il metodo di riassicurazione non proporzionale 2

come descritto nell'allegato XVII, paragrafi F.1 e F.2, del Regolamento Delegato

La stima degli USP (1 di 2)

$\sigma(\text{prem},s)$ e $\sigma(\text{res},s)$	Parametri Market Wide (standard)
$\hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma})$ e MSEP	Parametri da stimare sui dati specifici della compagnia
$\sigma(\text{prem},s, \text{USP})$ e $\sigma(\text{res},s, \text{USP})$	USP
T (>5)	Profondità storica

Premium Risk (M1P)

$$\sigma_{(\text{prem},s, \text{USP})} = c \cdot \hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \cdot \sqrt{\frac{T+1}{T-1}} + (1-c) \cdot \sigma_{(\text{prem},s)}$$

Reserve Risk (M1R e M2R)

M1R: Premium risk type method

$$\sigma_{(\text{res},s, \text{USP})} = c \cdot \hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \cdot \sqrt{\frac{T+1}{T-1}} + (1-c) \cdot \sigma_{(\text{res},s)}$$

M2R: Run-off triangle type method

$$\sigma_{(\text{res},s, \text{USP})} = c \cdot \frac{\sqrt{\text{MSEP}}}{\sum_{i=0}^I (\hat{C}_{(i,I)} - C_{i,I-i})} + (1-c) \cdot \sigma_{(\text{res},s)}$$

La stima degli USP (2 di 2)

La normativa prevede una combinazione lineare di parametri standard e specifici, con pesi dati da un **fattore di credibilità «c»**, che varia in **funzione sia della profondità storica (T)** dei dati in base ai quali sono stati stimati gli USP, **sia del segmento s**:

<i>T</i>	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	≥ 15
<i>c</i>	34%	43%	51%	59%	67%	74%	81%	87%	92%	96%	100%

Coefficienti di credibilità per Motor Vehicle Liability, General Liability, Credit and Suretyship

<i>T</i>	5	6	7	8	9	≥ 10
<i>c</i>	34%	51%	67%	81%	92%	100%

Coefficienti di credibilità per i rimanenti segmenti

Maggiore è la **profondità** storica dei dati utilizzati, **maggiore** è il **peso** dei parametri specifici di compagnia

Metodi standardizzati

Il Metodo M1

- Il modello M1 è stato scelto da EIOPA in base allo studio del Joint Working Group Non-Life and Health NSLT Calibration (JWG) – EIOPA 11/163 in relazione alla calibrazione delle deviazioni standard **marketwide** per il premium e il reserve risk sulla base di un campione di dati del mercato europeo
- Il modello M1 appartiene alla classe dei Lognormal Models - Second Variance Parametrisation (come un'estensione del modello Poisson Composto, ma che consente di ricorrere a procedure di ottimizzazione non troppo complesse per la stima dei parametri) ed è stato ottenuto attraverso una riparametrizzazione della funzione di stima del JWG
- In pratica si cerca di stimare la varianza di una variabile aleatoria Y sulla base delle sue relazioni teoriche con una variabile esplicativa X, che agisce come misura di volume.
- La stima dei parametri di questo modello è basata sulle serie storiche delle osservazioni di X e Y
- La **deviazione standard specifica unitaria** σ è quindi il coefficiente di variazione di Y, pari a $\text{Std}(Y)/E(Y)$.
- *Si veda De Felice e Moriconi (2016) per ulteriori dettagli.*

Metodo M1 – Dati

M1P PREMIUM RISK

Dati:

- (a) i pagamenti effettuati e le migliori stime delle riserve per sinistri da liquidare nel segmento s dopo il primo anno di sviluppo dell'anno di accadimento di tali sinistri (perdite aggregate);*
- (b) i premi acquisiti nel segmento s.*

M1R RESERVE RISK

PREMIUM RISK TYPE (processo di calcolo analogo a M1P)

Dati:

- (a) la somma della migliore stima della riserva alla fine dell'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario e dei pagamenti effettuati durante l'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario;*
- (b) la migliore stima della riserva per i sinistri da pagare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario.*

II Metodo M1 - Ipotesi



European Actuarial Journal
pp 1-26

<http://rdcu.be/l0hm>

Undertaking specific parameters under solvency II
reduction of capital requirement or not?

- There is a linear relation between $E[Y]$ and X in a particular accident year:

$$E[Y] = \beta X$$

(M1M)

- The variance of Y in a particular segment and accident year is quadratic in X :

$$Var(Y) = \beta^2 \sigma^2 [(1 - \delta) \bar{X}X + \delta X^2]$$

(M1V)

where $\bar{X} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t$

- Y follows a lognormal distribution $\ln(Y) \sim Normal(\mu, \omega)$ where:

$$\omega = \ln\{1 + \sigma^2[(1 - \delta)\bar{X}X + \delta X^2]\} \text{ and } \mu = \ln(\beta X) - \frac{\omega}{2}$$

(M1D)

- Maximum Likelihood estimation is appropriate.

(ML)

i. le perdite aggregate (Y) attese in un determinato segmento e anno di accadimento dei sinistri sono linearmente proporzionali rispetto ai premi acquisiti (X) in un determinato anno di accadimento dei sinistri (*per il reserve risk: alla migliore stima della riserva per i sinistri da liquidare in un determinato segmento e in un determinato esercizio finanziario*);

ii. la varianza delle perdite aggregate in un determinato segmento e anno di accadimento dei sinistri è quadratica rispetto ai premi acquisiti in un determinato anno di accadimento dei sinistri (*per il reserve risk: alla riserva per i sinistri da liquidare in un determinato segmento e in un determinato esercizio finanziario*);

iii. le perdite aggregate seguono una distribuzione lognormale;

iv. la stima della massima verosimiglianza è appropriata.

IL JWG ha incluso l'ipotesi che la $Var(Y)$ sia proporzionale a β^2 ("second variance parametrisation"), in modo che il coefficiente di variazione di Y sia indipendente da β .

Metodo M1 – Metodologia e Stima

$$\hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) = \exp \left(\hat{\gamma} + \frac{\frac{1}{2}T + \sum_{t=1}^T \pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \cdot \ln \left(\frac{y_t}{x_t} \right)}{\sum_{t=1}^T \pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma})} \right)$$

Deviazione
Standard Specifica

$\pi = 1/\omega$ = reciproco della varianza della distribuzione lognormale (*precisione*)

$\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t$, dove T è la lunghezza della serie storica

$$\pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) = \frac{1}{\ln \left(1 + \left((1 - \hat{\delta}) \cdot \frac{\bar{x}}{x_t} + \hat{\delta} \right) \cdot e^{2\hat{\gamma}} \right)}$$

I parametri $\hat{\delta}$ e $\hat{\gamma}$ di $\hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma})$, detti rispettivamente ***mixing parameter*** e ***coefficiente di variazione logaritmico***, sono ricavati con il metodo della massima verosimiglianza dalla seguente funzione:

$$\sum_{t=1}^T \pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \left(\ln \left(\frac{y_t}{x_t} \right) + \frac{1}{2 \cdot \pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma})} + \hat{\gamma} - \ln \left(\hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \right) \right)^2 - \sum_{t=1}^T \ln \left(\pi_t(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \right)$$

- Il mixing parameter è compreso fra 0 e 1
- Il coefficiente di variazione logaritmico non ha limitazioni, ma in genere è negativo, essendo il logaritmo di un numero reale appartenente a [0,1]:

$$\gamma = \ln \left(\sigma / \beta \right)$$

I metodi standardizzati

II Metodo M2R – Dati e Ipotesi

M2R RESERVE RISK

DATI:

$C(i,j)$ = IMPORTI DEI PAGAMENTI CUMULATI RELATIVI AI SINISTRI COPERTI DA CONTRATTI DI ASSICURAZIONE O DI RIASSICURAZIONE NEL SEGMENTO S (IMPORTI DEI SINISTRI CUMULATI) SEPARATAMENTE PER CIASCUN ANNO DI ACCADIMENTO DEL SINISTRO E CIASCUN ANNO DI SVILUPPO DEI PAGAMENTI (TRIANGOLO DI RUN-OFF).

IPOTESI alla base del metodo M2:

- I pagamenti cumulati di anni di accadimento diversi sono stocasticamente indipendenti (M2I);
- Per ogni anno di accadimento, il valore atteso dei pagamenti cumulati in un anno di sviluppo é proporzionale ai pagamenti cumulati del precedente anno di sviluppo (M2M);

$$E(C_{i,j} | C_{i,j-1}) = f_j \cdot C_{i,j-1}$$

- Per ogni anno di accadimento, la varianza dei pagamenti cumulati in un anno di sviluppo é proporzionale ai pagamenti cumulati del precedente anno di sviluppo (M2V).

$$Var(C_{i,j} | C_{i,j-1}) = s_j^2 \cdot C_{i,j-1}$$

Metodi standardizzati

Il Metodo M2R – Metodologia e stima

Il Metodo 2 è derivato dal modello di Merz-Wuthrich (MW) [2008]:

$$\text{Deviazione Standard Specifica} = \frac{\sqrt{MSEP}}{\sum_{i=0}^I (\hat{C}_{(i,J)} - C_{i,I-i})}$$

Contiene Process Variance e Estimation Error

Riserva stimata con CL

$i=0, \dots, I$ anni di accadimento

$j=0, \dots, J$ anni di sviluppo

$\hat{C}_{(i,j)}$ stima dei pagamenti cumulati fino all'anno j dei sinistri avvenuti nell'anno i :

$$\hat{C}_{(i,j)} = C_{(i,I-i)} \hat{f}_{I-i} \cdots \hat{f}_{j-2} \hat{f}_{j-1}$$

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{I-j-1} C_{(i,j+1)}}{\sum_{i=0}^{I-j-1} C_{(i,j)}}$$

e

MSEP: Mean Squared Error of Prediction (la formula non è riportata per brevità, essendo ben nota in letteratura)

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale - NP

APPLICABILITÀ:

«... PURCHÉ VI SIA UN RICONOSCIBILE CONTRATTO DI RIASSICURAZIONE DELL'ECESSO DI PERDITE O STOP LOSS PER IL SEGMENTO CONSIDERATO..»

Un contratto di riassicurazione dell'eccesso di perdite o un contratto di riassicurazione stop loss per un segmento è ritenuto riconoscibile se soddisfa le seguenti condizioni:

- (a) se il contratto è un contratto di riassicurazione **dell'eccesso di perdite**, esso offre un risarcimento completo fino a un limite specificato o senza limiti delle perdite dell'impresa cedente che riguardano singole richieste di indennizzo o tutte le richieste di indennizzo nell'ambito della stessa polizza durante un periodo di tempo specificato e sono superiori a una determinata soglia di mantenimento del rischio;
- (a bis) se il contratto è un contratto di riassicurazione **stop loss**, esso offre un risarcimento completo fino a un limite specificato o senza limiti delle perdite aggregate dell'impresa cedente che riguardano tutte le richieste di indennizzo nel segmento o gruppi di rischi omogenei compresi nel segmento durante un periodo di tempo specificato e sono superiori a una determinata soglia di mantenimento del rischio;
- (b) copre **tutte le richieste di indennizzo** in cui l'impresa di assicurazione o di riassicurazione può incorrere nel segmento oppure in gruppi di rischi omogenei compresi nel segmento durante i 12 mesi successivi;
- (c) consente **un sufficiente numero di reintegri**, al fine di garantire la copertura di tutte le richieste di indennizzo relative a eventi multipli sostenute nei 12 mesi successivi;
- (d) soddisfa i requisiti di cui agli articoli 209, 210, 211 e 213 (*tecniche di attenuazione del rischio*).

Quando le imprese di assicurazione o di riassicurazione hanno concluso numerosi contratti di riassicurazione dell'eccesso di perdite o stop loss che singolarmente soddisfano i requisiti su indicati nella lettera d), e collettivamente soddisfano i requisiti di cui alle lettere a), b) e c), la combinazione di tali contratti è considerata un unico contratto di assicurazione dell'eccesso di perdite **riconoscibile** o un unico contratto di riassicurazione stop loss, a seconda del caso.

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale - NP

APPLICABILITÀ:

«.. PURCHÉ VI SIA UN RICONOSCIBILE CONTRATTO DI RIASSICURAZIONE DELL'ECESSO DI PERDITE PER IL SEGMENTO CONSIDERATO..»

Art. 208 – Tecniche di attenuazione del rischio – comma 2

- Quando l'impresa di assicurazione o di riassicurazione trasferisce rischi di sottoscrizione mediante contratti di **riassicurazione «finite»**, quale definita all'articolo 210, paragrafo 3, della direttiva 2009/138/CE, che soddisfa i requisiti di cui agli articoli 209, 211 e 213 del presente regolamento, i relativi contratti sono considerati nei calcoli basati su scenari di cui al titolo I, capo V, sezioni 2, 3 e 4, del presente regolamento solo nella misura in cui il rischio di sottoscrizione è trasferito alla controparte del contratto.
- Nonostante la frase precedente, **la riassicurazione «finite» o accordi analoghi** in cui l'effettivo trasferimento del rischio è paragonabile a quello della riassicurazione «finite» **non sono presi in considerazione** per la determinazione delle misure di volume del rischio di tariffazione e di riservazione ai sensi degli articoli 116 e 147 del presente regolamento, **né nel calcolo dei parametri specifici dell'impresa ai sensi della sezione 13 del presente capo**

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale - NP

DATI:

GLI IMPORTI FINALI DEI SINISTRI RELATIVI AI SINISTRI COPERTI DA CONTRATTI DI ASSICURAZIONE E DI RIASSICURAZIONE CHE SONO STATI NOTIFICATI ALL'IMPRESA DI ASSICURAZIONE O DI RIASSICURAZIONE NEL SEGMENTO S NEGLI ULTIMI ESERCIZI FINANZIARI, SEPARATAMENTE PER CIASCUN SINISTRO COPERTO DA CONTRATTO DI ASSICURAZIONE O DI RIASSICURAZIONE.

Principali Ipotesi:

- (a) i dati sono **rappresentativi** del rischio di tariffazione cui l'impresa di assicurazione o di riassicurazione è esposta nei 12 mesi successivi;
- (b) i dati non indicano un **rischio di tariffazione superiore a quello riflesso nello scostamento standard** per il rischio di tariffazione utilizzato nel calcolo del requisito patrimoniale di solvibilità;
- (c) sono disponibili dati per almeno **5 anni di notifica**;
- (d) se il contratto di riassicurazione dell'eccesso di perdite o stop loss riconoscibile si applica ai sinistri lordi, gli **importi finali dei sinistri sono lordi**;
- (e) se il contratto di riassicurazione dell'eccesso di perdite o stop loss riconoscibile si applica ai sinistri previa deduzione degli importi recuperabili da altri determinati contratti di riassicurazione e società veicolo, gli **importi recuperabili da tali altri determinati contratti di riassicurazione e società veicolo sono dedotti dagli importi finali dei sinistri**;
- (f) i dati sono in linea con l'ipotesi secondo cui gli **importi finali dei sinistri seguono una distribuzione lognormale, anche nella coda della distribuzione**.

Necessario escludere gli effetti di altri tipi di riassicurazioni non più vigenti, che erano però esistenti all'epoca a cui i dati si riferiscono (Regolamento IVASS 11/2015).

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale – NP

Metodo 1 di cui all'allegato XVII – paragrafo F.1

Segmento	$\sigma(\text{prem}, s)$ Net of Reinsurance
RCA → Motor Vehicle Liability (MVL)	10% NP

- **NP** = fattore di aggiustamento (mitigazione) per riassicurazione non proporzionale per risk XoL, pari all'80% per i segmenti MVL, General Liability e Property e al 100% per i restanti
- Possibilità di stimare il fattore specifico (NP_{USP}) secondo la seguente formula (non prende in considerazione l'effetto dei trattati stop loss):

$$NP_{USP} = c \cdot NP' + (1 - c) \cdot NP$$

- NP' = Rapporto tra la volatilità ante e post mitigazione

$$NP' = \left\{ \sqrt{\frac{\omega_1 - \omega_2 + \omega + 2 \cdot (b_2 - b_1) \cdot (\mu_2 - \mu)}{\frac{\omega}{\omega_1}}} \right\}$$

Con portata
Senza portata

μ = media semplice dei costi ultimi osservati al lordo della riassicurazione

ω = media quadratica dei costi ultimi osservati al lordo della riassicurazione

b_1 = soglia di mantenimento (retention) della riassicurazione per risk XoL

b_2 = limite di compensazione della riassicurazione (se prevista portata)

μ_2, ω_1 (e ω_2) = stime, rispettivamente, della media semplice e della media quadratica al netto della riassicurazione (ω_2 da non considerare in caso assenza di portata)

- Possibilità di definire un fattore NP' come media ponderata dei fattori di aggiustamento definiti per gruppi di rischi omogenei all'interno di un segmento

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale – NP

Metodo 2 di cui all'allegato XVII – paragrafo F.2

Premessa:

"The proposed USP **for Stop-loss reinsurance** is further analysed below and proposed to be introduced in the Delegated Regulation" (poi recepito nel Regolamento Delegato modificato il 2.8.2022)

Input data and method-specific data requirements

- (1) Remains unchanged except to replace ultimate claim amounts by the term **aggregated annual losses** and to delete the last part of the sentence "separately for each insurance and reinsurance claim"
- (2) All paragraphs apply with the difference that the term excess of loss is replaced by **stop loss** and the term ultimate claim amounts is replaced by the term **aggregated annual losses** as above.

Method specification

(3) a) can be deleted

Nota 1: metodo applicato al costo sinistri aggregato e non ai singoli sinistri coperti da contratti di assicurazione e di riassicurazione per i quali sono disponibili dati

b) n denotes the number of accident years for which annual aggregated losses data is available

Nota 2: quindi non riferito al numero dei sinistri, come nel caso dell'excess of loss

c) Y_i denotes the aggregated losses in accident year i

d) μ and ω denote the first and second moment, respectively, of the aggregated annual losses distribution, being equal to the following amounts

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \text{ and } \omega = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i^2$$

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale – NP

Metodo 2 di cui all'allegato XVII – paragrafo F.2

Cfr. da pag. 84:

*The proposed USP **for Stop-loss reinsurance** is further analysed below and proposed to be introduced in the Delegated Regulation.*

$$NP' = \begin{cases} \sqrt{\frac{(\omega_1 + \omega - \omega_2 + 2(b_2 - b_1)(\mu_2 - \mu_1)) - (\mu_1 + \mu - \mu_2)^2}{\omega - \mu^2}}, & \text{where paragraph 3(f) applies} \\ \sqrt{\frac{\omega_1 - \mu_1^2}{\omega - \mu^2}} & \text{else.} \end{cases}$$

Difference to the NP formula for excess of loss reinsurance

The slight structural difference (the additional terms after the minus sign in the nominator and denominator) to the NP formula for an excess of loss reinsurance comes from the fact that the NP formula for the latter is derived within the collective risk model and an implicit Poisson distribution assumption for the number of claims.

$$NP' = \sqrt{\frac{E(Y_{net}^2)E(N)}{E(Y^2)E(N)}} = \sqrt{\frac{E(Y_{net}^2)}{E(Y)}}$$

I metodi standardizzati – Premium Risk

Il Fattore di Aggiustamento per la riassicurazione non proporzionale – NP

Reserve Risk

- A partire dal primo trimestre 2027, in concomitanza con l'entrata in vigore della nuova revisione degli Atti Delegati, sarà possibile applicare, sotto certe condizioni, anche un **fattore di aggiustamento non proporzionale per il reserve risk**, che non si configura però come USP.
- Per l'applicazione del fattore di aggiustamento, i trattatati non proporzionali dovranno essere del tipo «Adverse Development Cover».
- Ogni ADC dovrà essere applicato a uno specifico gruppo di polizze che abbiano le stesse caratteristiche di rischio all'interno del segmento di riferimento; dovrà avere punti di attacco e di saturazione separati e distinti.
- I parametri per calcolare il NP reserve sono specificati nella nuova formulazione dell'art.117.

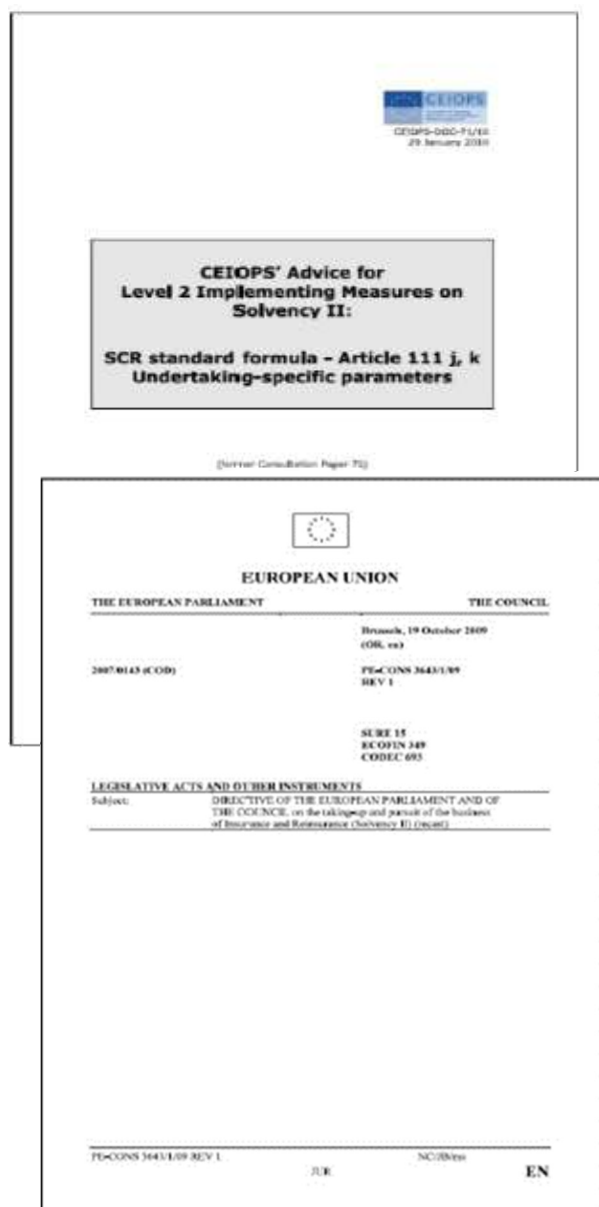
Agenda

- L'approccio USP
- **Requisiti normativi**
- Esempi
- Conclusioni

Atti delegati e Regolamento IVASS n. 11 del 22/12/2015

- Le imprese che intendono ricorrere all'adozione di **USP** devono procedere ad una comunicazione all'Istituto volta a dimostrare che, entro la data della richiesta di approvazione, sono in grado di soddisfare i diversi requisiti minimi previsti dal **Regolamento IVASS N. 11 del 22 Dicembre 2015**.
- Ai fini del Regolamento valgono le definizioni dettate dal Codice legislativo 7 settembre 2005, n. 209 e dal Regolamento delegato (UE) 2015/35 della Commissione. In aggiunta, si intende per:
 - a) “Atti delegati”, il Regolamento delegato (UE) 2015/35 della Commissione (e relativo aggiornamento al 2 agosto 2022);
 - b) “Codice”, il decreto legislativo 7 settembre 2005, n. 209 come modificato dal decreto legislativo 12 maggio 2015, n. 74;
 - c) “Giudizio esperto”, il giudizio operato nel rispetto dell'articolo 2 degli Atti delegati;
 - d) “USP”, parametri specifici dell'impresa, di cui all'articolo 45-sexies, comma 7, del Codice;
 - e) “GSP”, parametri specifici di gruppo, di cui all'articolo 338 degli Atti delegati;
 - f) “Regolamento UE 2015/498”, il Regolamento di esecuzione (UE) 2015/498 della Commissione.

Quadro normativo: Direttiva Solvency II, Consultation Papers del CEIOPS, Report EIOPA 2011 e Atti Delegati



- Le slide successive sono basate sul framework previsto dagli Atti Delegati, ma anche con alcuni spunti derivanti dalle Technical Specifications del Quantitative Impact Studies 5 (QIS5).
- Sono rilevanti in questo contesto anche i Final Advice pubblicati dal CEIOPS sull'Underwriting del Non-Life e Health:
 - Final advice CEIOPS-DOC- 67/10 (Non-Life – versione rivista del CP 71)
 - Final advice CEIOPS-DOC- 68/10 (Health – versione rivista del CP 72)

e soprattutto dall'EIOPA nel 2011:

- *Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II - Report of the Joint Working Group (JWG) on Non-Life and Health NSLT Calibration.*

Quadro normativo: Linee Guida EIOPA e Regolamento IVASS n. 11 del 22/12/2015



EIOPA-BoS-14/178 IT

**Orientamenti sui parametri specifici
dell'impresa**



ISTITUTO PER LA VIGILANZA
SULLE ASSICURAZIONI

IVASS



REGOLAMENTO IVASS N. 11 DEL 22 DICEMBRE 2015

Si ricorda che rispetto al QIS5, è stata **introdotta la riduzione:**

- **da tre metodi ad un unico metodo** standardizzato per il premium risk e
- **a due metodi** per il reserve risk.

A differenza del QIS5, non sono più disponibili helper tab per il calcolo degli USP previsto dagli Atti Delegati.

EIOPA – GUIDELINES ON USP

2. BACKGROUND

In the context of the review of Solvency II, EIOPA reviews all existing guidelines based on that Directive. In view of the large number of these guidelines, the review will be sequential. The main objective of the review is to ensure that the guidelines are up to date and in line with the legal framework as amended by the Solvency II review. Another objective of the review is to simplify and shorten the guidelines, in particular where the guidelines are relevant for insurance and reinsurance undertakings. The corpus of the guidelines has grown over the years, while the Solvency II review mandates EIOPA to issue additional guidelines. EIOPA believes that the corpus of guidelines should be limited to what is strictly necessary to ensure a sound and consistent application of Solvency II.

The current Guidelines on undertaking-specific parameters have been applied since 2015. Based on the practical application of the Guidelines, improvements have been identified.

Some legal references are updated in Guidelines 7 and 10 as they currently refer to EIOPA's draft Implementing Technical Standards about the supervisory approval procedure to use undertaking-specific parameters instead of the adopted Commission Implementing Regulation.

In order to simplify and shorten the Guidelines, Guidelines 2, 8 and 12 are deleted. Additionally, Guidelines 6, 7 and 11 are shortened. The rationale for the deletions is that the guidance that the deleted Guidelines provide is sufficiently clear from the legal provisions of Solvency II. Furthermore, drafting amendments had been introduced to Guidelines 1, 4, 5, 7, 9, 13 and 14 to improve the clarity of the text without altering its meaning.

The amendments to the Guidelines are solely for clarification and streamlining purposes with no intention to reduce supervisory expectations. They do not provide new guidance for the application of the legal framework. Therefore, this revision is not expected to have a material impact on the insurance industry or supervisory authorities. Accordingly, this final report does not include an impact assessment of the changes to the Guidelines.



FINAL REPORT

FINAL REPORT

on the revised Guidelines on undertaking-specific parameters

EIOPA-BoS-25/249
14 July 2025

DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

Dati interni e/o esterni

✓	Riserve sinistri
✓	Inclusione spese
✓	Al netto o al lordo della riassicurazione (in funzione del parametro che si vuole stimare)
✓	Aggiustamento per sinistri catastrofali e riassicurazione prospettica
✓	Costo Ultimo ad un anno e Claim Development Result
✓	Misure di volume

Metodi standardizzati

✓	M1P
✓	M1R
✓	M2R

USP

FOCUS SU DATA QUALITY

L'impresa assicura il rispetto degli standard di qualità dei dati di cui all'articolo 219 degli Atti delegati in relazione a ciascun USP, indipendentemente dalla significatività del segmento per il quale esso si utilizza o dalla natura, portata e complessità dei rischi a cui si riferisce detto parametro.

REQUISITI SUI DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

ARTICOLO 219 DEL REGOLAMENTO DELEGATO

DATI INTERNI

I dati utilizzati per il calcolo dei parametri specifici dell'impresa sono considerati **completi, accurati e appropriati** solo se soddisfano i seguenti criteri:

- a) i dati utilizzati per il calcolo dei parametri rispettano gli **stessi requisiti di qualità definiti per la valutazione delle riserve tecniche**;
- b) i dati possono essere incorporati nei metodi standardizzati e **ne rispettano i requisiti specifici (test preliminari di aderenza alle ipotesi)**;
- c) i dati soddisfano qualsiasi requisito aggiuntivo relativo ai dati necessario per l'uso di ciascun metodo standardizzato;
- d) i dati e la loro produzione sono accuratamente documentati, compresi:
 - **la raccolta dei dati e l'analisi della loro qualità**, le caratteristiche e l'uso, nonché il processo di raccolta, elaborazione e applicazione dei dati;
 - **la scelta delle ipotesi utilizzate nella produzione e nell'aggiustamento dei dati**, compresi gli aggiustamenti riguardanti le richieste di indennizzo relative a **riassicurazioni e catastrofi e l'attribuzione delle spese**, qualora la documentazione richiesta includa un indice di tutte le ipotesi rilevanti su cui è basato il **calcolo delle riserve tecniche** e una giustificazione della scelta delle ipotesi;
 - la selezione e l'applicazione di metodi attuariali e statistici **per la produzione e l'aggiustamento dei dati**;
 - la **convalida** dei dati.

REQUISITI SUI DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

ARTICOLO 219 DEL REGOLAMENTO DELEGATO

DATI INTERNI – APPROPRIATI, COMPLETI E ACCURATI

Requisito	Definizione
Appropriati	• Idonei allo scopo per il quale devono essere utilizzati • Rilevanti-collegati ai rischi sottoscritti (si veda la sezione dei test preliminari sui dati)
Completi	• Profondità storica adeguata dei triangoli di run-off o comunque della serie storica utilizzata in relazione alla natura e alla coda del business sottoscritto (rami long-tail ad es.) • Adeguato livello di segmentazione al fine di garantire una corretta interpretazione dei trend dei rischi sottostanti • Tutti i dati rilevanti devono essere inclusi nella raccolta dati • Le eventuali lacune devono essere non materiali
Accurati	• Non contengono errori materiali od omissioni (problemi derivanti da issues IT, di processo o di outsourcing) • Trattamento e registrazione costante nel tempo dei diversi stati dei sinistri (senza seguito, riaperti, eventi catastrofici) • Necessari test di convalida e di coerenza nel tempo

Necessaria quindi una policy di Data Quality e di sistemi IT che consentano tra l'altro di:

- Garantire la tracciabilità dei dati
- Identificare eventuali issues nei processi di raccolta dati e relativi piani di rimedio
- Monitoraggio continuo della Data Quality (KPI)

REQUISITI SUI DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

ARTICOLO 219 DEL REGOLAMENTO DELEGATO

DATI ESTERNI

In caso di utilizzo di dati **esterni**, questi sono conformi ai seguenti criteri aggiuntivi:

- a) la procedura di raccolta dei dati è trasparente, verificabile tramite *audit* e nota all'impresa di assicurazione o di riassicurazione che utilizza tali dati come base per calcolare i parametri specifici dell'impresa;
- b) quando i dati derivano da fonti differenti, le ipotesi fatte in sede di raccolta, trattamento e applicazione dei dati stessi ne garantiscono la comparabilità;
- c) i dati derivano da imprese di assicurazione e di riassicurazione il cui profilo operativo e di rischio è analogo a quello dell'impresa di assicurazione o di riassicurazione il cui parametro specifico è calcolato sulla base di tali dati;
- d) le imprese che utilizzano i dati esterni sono in grado di verificare l'esistenza di sufficienti prove statistiche dell'esistenza di un elevato livello di somiglianza tra le distribuzioni di probabilità sottostanti ai loro dati e le distribuzioni di probabilità sottostanti ai dati esterni, con particolare riguardo al livello di volatilità di cui tengono conto;
- e) i dati esterni comprendono soltanto dati provenienti da imprese con un profilo di rischio analogo e tale profilo di rischio è analogo a quello dell'impresa che utilizza i dati; in particolare, i dati esterni comprendono dati derivanti da imprese la cui natura operativa e il cui profilo di rischio relativamente ai dati esterni sono analoghi e per i quali sussistono sufficienti prove statistiche dell'esistenza di un elevato livello di omogeneità delle distribuzioni di probabilità sottostanti ai dati esterni.

REQUISITI SUI DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

ADOZIONE DEL GIUDIZIO ESPERTO

Giudizio Esperto	Definizione
Ammesso	L'impresa può adottare ipotesi definite sulla base del giudizio esperto solo per aggiustamenti a dati esistenti volti a migliorare l'aderenza dei dati ai criteri di cui all'articolo 219 degli Atti Delegati.
Non Amesso	Nella determinazione degli USP l'impresa non può adottare ipotesi definite sulla base del giudizio esperto per • sostituire dati mancanti • allungare le serie storiche • aumentare il livello di granularità dei dati.

Requisiti: il giudizio esperto può essere fornito esclusivamente da esperti con un adeguato livello di esperienza, conoscenza e comprensione della materia

Documentazione:

- L'utilizzo del giudizio esperto deve essere giustificato, documentato e validato, con conseguente evidenza dei ruoli e responsabilità
- Indicazione di criteri decisionali utilizzati e ogni limitazione materiale

Test e sensitivity analysis: devono essere effettuate anche analisi di sensitività sui parametri utilizzati a seguito di giudizio esperto

Esempio (cfr. Regolamento IVASS 11/2015 – art. 7):
nella determinazione degli USP l'impresa aggiusta i dati storici per eliminare gli effetti di rischi che non sono rilevanti nei dodici mesi successivi alla data di riferimento

REQUISITI SUI DATI PREVISTI DALLA NORMATIVA DI RIFERIMENTO

AGGIUSTAMENTO DEI DATI

Rischio	Definizione
Premium	• Sinistri Catastrofali: Necessario eliminare i costi sinistri relativi ai sinistri catastrofici secondo un processo coerente con la classificazione adottata nel sottomodulo CAT Risk. • Riassicurazione: • I dati considerati nel metodo M1 sono a) al lordo oppure b) al netto della riassicurazione non proporzionale a seconda che si ricorra o meno all'utilizzo del fattore di aggiustamento <i>NP</i> • Gli aggiustamenti per tenere conto dell'effetto della riassicurazione devono basarsi sugli accordi in vigore nei 12 mesi successivi alla data di valutazione (determinazione del ceduto «AS IF»): questa valutazione é onerosa, richiedendo in alcuni casi l'applicazione di giudizio esperto sui dati e comunque è auspicabile l'utilizzo di un tool dedicato in tal senso.
Reserve	Per questo rischio non è previsto il coefficiente di aggiustamento per la riassicurazione. I dati saranno definiti al netto della riassicurazione.

L'impresa garantisce che le modifiche della ritenzione assicurativa negli accordi di riassicurazione non proporzionale siano adeguatamente considerate, nei casi in cui esse abbiano un impatto sulla volatilità del rischio di riservazione.

Nel documento del CEA "Guidance to Insurance undertakings providing net financial CEIOPS data....pdf" – ref. ECO-SLV-10-688 – viene evidenziata l'importanza di verificare a priori la stabilità delle strategie riassicurative o l'assenza di variazioni significative nei livelli di ritenzione nel periodo di osservazione considerato. In caso di instabilità, l'undertaking dovrebbe ricostruire i dati relativi al periodo di osservazione considerato, come se esclusivamente l'attuale e la futura strategia di riassicurazione fossero in atto, in particolare tale approccio é fondamentale nel caso della riassicurazione non proporzionale grazie al significativo effetto che essa ha sulla standard deviation, ma al tempo stesso, come detto, questo aggiustamento rappresenta l'esercizio più difficile da effettuare.

Gli aggiustamenti devono essere giustificati, validati e documentati.

PROCESSO DI **VALIDAZIONE** DELLA DATA QUALITY

La **funzione attuariale** e la **società di revisione** sono chiamati a svolgere analisi della qualità dei dati:

- La funzione attuariale, che si esprime tra l'altro sulla qualità dei dati e delle metodologie utilizzate nel calcolo delle technical provisions, è coinvolta nella validazione dei dati e dei relativi aggiustamenti in relazione agli USP.
- In genere la società di revisione procede all'analisi di campioni di dati, conducendo test formali e sistematici.

**Necessità di validazione sull'intero
framework di valutazione degli USP**

ATTI DELEGATI E REGOLAMENTO IVASS N. 11 DEL 22/12/2015

- Sulla base dell'attuale impianto normativo, qualora la **formula standard** per il calcolo del Requisito Patrimoniale di Solvibilità **non consenta una rappresentazione appropriata dei rischi sopportati dall'impresa o dal gruppo**, l'IVASS può autorizzare la sostituzione di un sottoinsieme dei parametri definiti nella formula standard, individuato dall'art. 218 degli Atti Delegati, con parametri specifici dell'impresa.
- Per la determinazione dei parametri specifici **l'impresa seleziona uno fra i metodi** indicati nell'allegato XVII degli Atti delegati, nel rispetto di quanto disposto dall'art. 220 degli Atti delegati.
- Rispetto a tale quadro, **le Linee guida EIOPA** specificano i criteri per valutare la **qualità dei dati** utilizzati nel calcolo di parametri specifici, individuano il contributo atteso dalla **funzione attuariale**, chiariscono il rapporto con informazioni e ipotesi utilizzati per calcolare le riserve tecniche, armonizzano il processo di approvazione di vigilanza per i GSP con quello definito dal Regolamento UE 2015/498 per gli USP.
- Il procedimento di **autorizzazione** dei parametri specifici **presuppone che, fra l'impresa e l'IVASS, anche prima della presentazione dell'istanza, si instauri un dialogo su base continuativa.**

REQUISITI MINIMI PER LA PROCEDURA DI APPROVAZIONE

IVASS: LETTERA AL MERCATO DEL 4 NOVEMBRE 2014

Ai fini della richiesta di approvazione, l'impresa deve dimostrare che abbia soddisfatto diversi requisiti minimi:

- a) aver **implementato un sistema di risk management** in linea con i requisiti previsti dall'articolo 44 della Direttiva 2009/138/CE (*sistema efficace di gestione dei rischi, ORSA, ecc.*);
- b) **essere in grado di giustificare il sottoinsieme dei parametri specifici** di cui all'articolo 218 degli Atti Delegati per i quali si intende richiedere l'approvazione;
- c) aver valutato che i parametri specifici determinati dall'impresa rappresentano il proprio profilo di rischio **in maniera più adeguata** rispetto ai parametri previsti nella formula standard;
- d) aver verificato la **completezza, l'accuratezza e l'adeguatezza dei dati** utilizzati al fine di garantire il soddisfacimento dei requisiti previsti dall'articolo 219 degli Atti. A questo riguardo, l'IVASS ritiene opportuno che **i dati utilizzati per il calcolo dei parametri specifici siano assoggettati a validazione da parte di un soggetto che possieda il requisito di indipendenza** richiesto dal D.Lgs. 39/2010 e dalle relative norme di attuazione;
- e) **aver sviluppato una conoscenza dei profili di rischio specifici dell'impresa sia a livello di Consiglio di Amministrazione che di Alta Direzione**;
- f) aver determinato, mediante i metodi standardizzati di cui all'articolo 220 degli Atti, i parametri di cui all'articolo 218 paragrafo 1 degli Atti **per tutte le principali linee di business** della compagnia;
- g) disporre della **documentazione** utile affinché un soggetto terzo sia in grado di comprendere le analisi preliminari effettuate, le metodologie ed i criteri utilizzati per la determinazione dei parametri specifici;
- h) aver predisposto **un piano relativo alle implicazioni** - in termini di pianificazione del fabbisogno di capitale - **per l'eventualità in cui i parametri specifici non siano approvati**.

DOMANDA DI APPROVAZIONE (1 DI 2)

ART. 356 DEL REGOLAMENTO DELEGATO

ART. 1 DELLE NORME TECNICHE DI ATTUAZIONE (ITS) DELL'EIOPA PER LA PROCEDURA DI APPROVAZIONE DEGLI USP

Deve essere sottoposta ad IVASS una specifica **domanda di approvazione**, con almeno le seguenti caratteristiche (cfr.):

- *The insurance and reinsurance undertakings shall submit the **application** for approval of the use of undertaking-specific parameters to replace a subset of parameters of the standard formula to the supervisory authority **in writing in one of the official languages of the Member State in which the insurance or reinsurance undertaking has its head office or in a language that has been agreed with the supervisory authority.***
- *The application shall be accompanied by a **cover letter** stating that the application complies with the requirements of Articles 1 and 3 of this Regulation*
- *A specific **start date** from which the use of the undertaking-specific parameters is requested;*
- ***The subset of standard parameters** which are requested to be replaced by undertaking-specific parameters;*
- *For each segment the **standardised method used and the insurance and reinsurance undertaking-specific parameter value** obtained by using this method;*
- *The calculation of the undertaking-specific parameter the undertaking applies to use and information that the **calculation is adequate**;*
- *Evidence that data used to calculate the undertaking-specific parameters are **complete, accurate and appropriate**;*
- *A **justification** that each standardised method to calculate the undertaking-specific parameter for a single segment provides **the most accurate result** for the fulfillment of the requirements set out in Article 101 of Directive 2009/138/EC.*

Occorre anche evidenziare ulteriori applicazioni già sottomesse all'autorità di vigilanza o eventualmente previste nei successivi 6 mesi.

DOMANDA DI APPROVAZIONE (2 DI 2)

ART. 356 DEL REGOLAMENTO DELEGATO S2

ART. 1 DELLE NORME TECNICHE DI ATTUAZIONE (ITS) DELL'EIOPA PER LA PROCEDURA DI APPROVAZIONE DEGLI USP

L'IVASS fornisce un riscontro sulla completezza o meno della domanda entro 30 giorni dal suo ricevimento:

- In caso negativo: se la domanda non è completa, informa immediatamente l'impresa che il periodo di approvazione non è iniziato e specifica il motivo per cui la domanda non è ritenuta completa.
- In caso positivo: garantisce l'adozione di una decisione entro **sei mesi** dal ricevimento di una domanda completa. Nel frattempo l'IVASS può richiedere ulteriori informazioni per valutare la domanda e anche richiedere aggiustamenti delle modalità con cui l'impresa propone di applicare gli USP. I giorni intercorsi per soddisfare le richieste aggiuntive di IVASS non sono inclusi nel periodo di sei mesi di cui sopra.

L'impresa informa l'IVASS in merito ad eventuali modifiche da apportare ai dettagli della domanda. In questo caso, la richiesta dell'impresa viene considerata come una nuova domanda, a meno che:

- la modifica sia dovuta ad una richiesta di ulteriori informazioni o aggiustamenti da parte dell'IVASS;
- l'IVASS sia convinta che la modifica non influisca sensibilmente sulla propria valutazione della domanda.

La domanda può essere approvata per intero o solo in riferimento ad alcuni segmenti o parametri.

Parametri specifici di Gruppo (GSP) per il calcolo della solvibilità di gruppo

Art. 338 del Regolamento Delegato

- Previa autorizzazione da parte dell'autorità di vigilanza del gruppo, il requisito patrimoniale di solvibilità di gruppo consolidato può essere calcolato, nell'ambito della formula standard, sostituendo un sottoinsieme dei parametri standard di cui all'articolo 218 con parametri specifici del gruppo.
- Procedimento di autorizzazione dei GSP secondo le stesse modalità definite per gli USP.
- Analoghi metodi standardizzati e requisiti sui dati previsti per gli USP.
- Al fine di garantire la coerenza tra le ipotesi statistiche per i dati utilizzati a livello di singola entità e quelle per i dati a livello di gruppo, deve essere dimostrato che la natura del business di gruppo e il risk profile siano simili a quelli delle singole imprese.

Rispetto dei requisiti di utilizzo degli USP nel continuo

Regolamento IVASS 11/2015

- a) Il rispetto dei requisiti su cui si basa l'autorizzazione all'utilizzo degli USP è **parte della valutazione interna del rischio e della solvibilità** di cui all'articolo 30-ter del Codice.
- b) L'impresa informa tempestivamente l'IVASS nel caso in cui siano intervenute **modifiche significative agli elementi forniti nell'ambito del procedimento di autorizzazione** disciplinato dal Regolamento UE 2015/498, fornendo i dettagli necessari sulle modifiche significative intervenute.
- c) Quando **l'utilizzo di nuovi dati** comporta modifiche significative, l'impresa, trasmette, su richiesta dell'IVASS, **tutti gli elementi di dettaglio inerenti al calcolo degli USP, operato con i nuovi dati**, al fine di dimostrare il rispetto dei requisiti su cui si basa l'autorizzazione.
- d) L'impresa che viene a conoscenza del fatto che **l'applicazione di un metodo standardizzato, diverso** da quello associato all'USP per cui ha ottenuto l'autorizzazione, **fornisca un risultato più accurato** al fine di soddisfare i requisiti di calibrazione di cui all'articolo 45-ter, commi 3 e 4, del Codice, presenta tempestivamente all'IVASS una **nuova istanza di autorizzazione** per l'uso di un nuovo USP, calcolato utilizzando tale metodo standardizzato alternativo.
- e) Misure correttive: **Nel caso in cui non siano più rispettati i requisiti su cui si basa l'autorizzazione, l'IVASS revoca l'autorizzazione all'utilizzo di USP**, in coerenza con le disposizioni di cui all'articolo 6 del Regolamento UE 2015/498, a meno che la portata della non conformità, le azioni che l'impresa intende adottare e il tempo necessario per la loro realizzazione consentano il ripristino di detti requisiti entro il termine di tre mesi.

PROCESSO **CONTINUATIVO** DI VIGILANZA SUGLI USP DA PARTE DEL SUPERVISOR

- **L'appropriatezza dei modelli interni e delle metodologie dei parametri USP/GSP è oggetto di un processo continuativo di vigilanza.**
- Ogni anno vengono valutate le modifiche ai modelli interni proposte dalle imprese o richieste dall'Istituto, le calibrazioni e la validazione di alcuni risk driver, **e verificato il permanere delle condizioni sottostanti le autorizzazioni all'utilizzo degli USP/GSP.**
- La stabilità delle imprese e dei gruppi viene anche monitorata attraverso verifiche **sull'adeguatezza della formula standard** a rappresentare il profilo di rischio delle imprese, l'esame degli investimenti e dei fondi propri.
- Gli approfondimenti sulla gestione tecnica, finanziaria ed economica, nonché sulle tecniche di mitigazione del rischio, contribuiscono alle valutazioni sulla solidità patrimoniale.

Agenda

- L'approccio USP
- Requisiti normativi
- Esempi
 - **Analisi e test preliminari**
 - Il modello Chain Ladder Multivariato a supporto della validazione delle stime di volatilità
- Conclusioni

USP – Metodo standardizzato 1 - input

Company One	date	segment_label	risk	type	anno	X	Y
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2010	236	158
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2011	479	338
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2012	692	452
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2013	758	443
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2014	663	682
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2015	856	1.089
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2016	1.524	1.328
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2017	1.671	1.302
Company One	31/12/2018	GTPL	Reserve	DN	2018	1.514	1.071
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2010	214	187
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2011	481	274
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2012	630	300
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2013	1.077	735
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2014	988	907
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2015	964	822
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2016	1.147	833
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2017	1.019	929
Company One	31/12/2018	Fire	Reserve	DN	2018	1.253	902
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2010	1.095	427
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2011	1.446	516
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2012	1.845	538
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2013	2.276	418
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2014	2.547	507
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2015	2.794	809
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2016	2.936	755
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2017	3.183	806
Company One	31/12/2018	GTPL	Premium	DN	2018	3.399	900
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2010	2.492	634
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2011	3.391	880
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2012	3.408	1.795
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2013	3.538	1.532
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2014	3.267	808
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2015	3.828	1.140
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2016	4.472	885
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2017	4.864	1.029
Company One	31/12/2018	Fire	Premium	DN	2018	5.419	1.297

USP – Metodo standardizzato 1 - calibrazione

Compagnia	Rischio	LoB	Tipo Lavoro	Cat Claims	Lunghezza	Anno iniziale	Anno finale	Credibilità	Npaf	Sigma MW
Company One	premium	Fire	DN	NC	9	2010	2018	92%	80%	6,4%
Company One	reserve	Fire	DN	NC	9	2010	2018	92%	100%	10,0%
Company One	premium	GTPL	DN	NC	9	2010	2018	67%	80%	11,2%
Company One	reserve	GTPL	DN	NC	9	2010	2018	67%	100%	11,0%

M1P: Premium risk type method

$$\sigma_{(prem,s,USP)} = c \cdot \hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \cdot \sqrt{\frac{T+1}{T-1}} + (1-c) \cdot \sigma_{(prem,s)}$$

M1R: Premium risk type method

$$\sigma_{(res,s,USP)} = c \cdot \hat{\sigma}(\hat{\delta}, \hat{\gamma}) \cdot \sqrt{\frac{T+1}{T-1}} + (1-c) \cdot \sigma_{(res,s)}$$

Compagnia	Rischio	LoB	Tipo Lavoro	Cat Claims	Lunghezza	Sqrt[(T+1)/(T-1)]	Loss Ratio	Delta	Gamma	Beta	CV	Sigma	Usp - art. 218 (i) or (iv)
Company One	premium	Fire	DN	NC	9	1,118	28,84%	1	-1,158	29,51%	31%	9,27%	10,05%
Company One	reserve	Fire	DN	NC	9	1,118	75,75%	0	-1,6536	75,81%	19%	14,51%	15,72%
Company One	premium	GTPL	DN	NC	9	1,118	26,38%	0	-1,61	26,40%	20%	5,28%	7,65%
Company One	reserve	GTPL	DN	NC	9	1,118	81,77%	0	-1,5356	81,64%	22%	17,58%	16,80%

USP – Metodo standardizzato 2 - input

Cumulative Triangles

Key	AY	DY_1	DY_2	DY_3	DY_4	DY_5	DY_6	DY_7	DY_8	DY_9
Company One FDP DL	2010	247,135	343,881	343,993	343,993	343,993	343,993	343,993	343,993	343,993
Company One FDP DL	2011	412,702	550,029	550,029	550,029	550,029	550,029	550,029	550,029	
Company One FDP DL	2012	3357,629	4237,446	4253,197	4304,448	4357,269	4358,183	4358,916		
Company One FDP DL	2013	3344,518	5116,571	5291,071	5359,45	5359,701	5361,951			
Company One FDP DL	2014	292,379	455,822	473,465	474,537	594,989				
Company One FDP DL	2015	541,319	857,322	882,023	882,287					
Company One FDP DL	2016	353,922	684,112	807,567						
Company One FDP DL	2017	526,357	772,865							
Company One FDP DL	2018	356,439								
Company One GLI DL	2010	51,685	153,976	159,413	171,121	202,244	205,813	205,813	206,54	206,783
Company One GLI DL	2011	58,296	166,641	178,254	195,267	206,53	206,771	213,721	213,721	
Company One GLI DL	2012	117,864	190,692	217,635	238,132	246,126	246,126	247,83		
Company One GLI DL	2013	102,322	317,856	406,834	455,576	530,631	530,359			
Company One GLI DL	2014	81,163	277,859	376,285	386,153	398,158				
Company One GLI DL	2015	76,572	277,742	410,921	453,873					
Company One GLI DL	2016	69,496	334,763	371,527						
Company One GLI DL	2017	97,668	276,977							
Company One GLI DL	2018	141,434								

USP – Metodo standardizzato 2 - calibrazione

USP Method 2 - Reserve Risk

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo Lavoro	Anno iniziale	Lunghezza	Sigma MW	Credibilità	Sigma	Usp
Company One	Fire	reserve	DL	2010	9	10%	0,92	61,90%	57,75%
Company One	Fire	reserve	DL	2011	8	10%	0,81	67,76%	56,78%
Company One	Fire	reserve	DL	2012	7	10%	0,67	75,63%	53,97%
Company One	Fire	reserve	DL	2013	6	10%	0,51	70,67%	40,94%
Company One	Fire	reserve	DL	2014	5	10%	0,34	13,96%	11,35%
Company One	GTPL	reserve	DL	2010	9	11%	0,67	24,07%	19,76%
Company One	GTPL	reserve	DL	2011	8	11%	0,59	26,22%	19,98%
Company One	GTPL	reserve	DL	2012	7	11%	0,51	29,23%	20,30%
Company One	GTPL	reserve	DL	2013	6	11%	0,43	24,47%	16,79%
Company One	GTPL	reserve	DL	2014	5	11%	0,34	25,04%	15,77%

M2R: Run-off triangle type method

$$\sigma_{(res,s,USP)} = c \cdot \frac{\sqrt{MSEP}}{\sum_{i=0}^I (\hat{C}_{(i,I)} - C_{i,I-i})} + (1 - c) \cdot \sigma_{(res,s)}$$

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 1

Premium Risk – M1P

Si applicano i seguenti **requisiti per i dati specifici**:

- a) i **dati sono rappresentativi del rischio di tariffazione** cui l'impresa di assicurazione o di riassicurazione è esposta **nei 12 mesi successivi**;
- b) sono disponibili dati per **almeno 5 anni di accadimento** dei sinistri consecutivi;
- c) riflettere i **programmi di riassicurazione attuali** e quello **previsto per l'anno seguente** (aggiustamento AS IF);
- d) le perdite aggregate **sono aggiustate in base ai sinistri catastrofici nella misura in cui il rischio di tali sinistri è riflesso nei sottomoduli del rischio di catastrofe dell'assicurazione non vita o malattia**;
- e) le perdite aggregate **comprendono le spese incorse** in relazione alle obbligazioni di assicurazione e di riassicurazione.

Reserve Risk – M1R

Si applicano i seguenti **requisiti per i dati specifici**:

- a) i **dati sono rappresentativi del rischio di riservazione** cui l'impresa di assicurazione o di riassicurazione è esposta **nei 12 mesi successivi**;
- b) sono disponibili dati per **almeno 5 esercizi finanziari consecutivi**;
- c) i **dati sono valutati al netto degli importi recuperabili da contratti di riassicurazione** e da società veicolo **conformi** ai contratti di riassicurazione e alle società veicolo esistenti per fornire copertura **nei 12 mesi successivi**. Si adotta in genere un approccio «As Is» alla riassicurazione.
- d) i dati **comprendono le spese incorse** in relazione alle obbligazioni di assicurazione e di riassicurazione;
- e) l'impresa garantisce che le modifiche della ritenzione assicurativa negli accordi di riassicurazione non proporzionale siano adeguatamente considerate, nei casi in cui esse abbiano un impatto sulla volatilità del rischio di riservazione (regolamento Ivass 11/2015).

METODO 1

TEST DI APPROPRIATEZZA DEI DATI IN RELAZIONE ALLE IPOTESI

Ipotesi da testare:

- **M1M: PREMIUM RISK** - Le perdite aggregate attese in un determinato segmento e anno di accadimento dei sinistri sono linearmente proporzionali rispetto ai premi acquisiti in un determinato anno di accadimento dei sinistri - *per il reserve risk, la BE della riserva per i sinistri da liquidare a fine esercizio più i pagamenti effettuati (da riserva di provenienza es. precedenti) è proporzionale alla BE della riserva per i sinistri da liquidare in uno specifico segmento e all'inizio di un determinato esercizio finanziario;*
 - **M1V: PREMIUM RISK** - La varianza delle perdite aggregate in un determinato segmento e anno di accadimento dei sinistri è quadratica rispetto ai premi acquisiti in un determinato anno di accadimento dei sinistri - *per il reserve risk, la varianza della BE della riserva per i sinistri da liquidare a fine esercizio più i pagamenti effettuati (da riserva di provenienza es. precedenti) è quadratica alla BE della riserva per i sinistri da liquidare in un determinato segmento e all'inizio di un determinato esercizio finanziario;*
 - **M1D: PREMIUM RISK** - Le perdite aggregate seguono una distribuzione lognormale - *per il reserve risk, la somma della migliore stima della riserva alla fine dell'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario e dei pagamenti effettuati durante l'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario segue una distribuzione lognormale;*
 - **ML: PREMIUM RISK (RESERVE RISK)** - La stima della massima verosimiglianza è appropriata.
-
- Ulteriori analisi possono fare riferimento a quanto previsto nel documento EIOPA *The underlying assumptions in the standard formula for the Solvency Capital Requirement calculation*, che prevede, tra l'altro, che:
 - I premi netti (riserve nette) siano una proxy adeguata dell'esposizione al rischio
 - Il valore atteso del combined ratio (run-off ratio) non cambi sostanzialmente nel corso del tempo e, in particolare, non presenti un trend di lungo periodo

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 1

FOCUS SU IPOTESI M1M

Modello di regressione $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$

- Y_t : costo dei sinistri a fine esercizio
- X_t : premi di competenza
- β_0 : intercetta della regressione
- β_1 : coefficiente angolare della regressione
- ε_t : termine di errore della regressione

Da De Felice e Moriconi (2015), cfr.: *Per la verifica dell'ipotesi M1M si tratterà di analizzare la significatività complessiva del modello, controllando il valore della statistica t (relativa all'ipotesi che tutti i parametri, tranne l'intercetta, siano nulli) e il relativo p-value, e considerare il livello della varianza spiegata dalla regressione calcolando il valore del coefficiente R^2 (coefficiente di determinazione).*

Con riferimento alla stima dei singoli parametri, si tratta inoltre di verificare che:

- **il termine β_1 sia significativamente diverso da zero e,**
- **nel caso con intercetta, anche che il termine β_0 non sia significativamente diverso da zero.**

Come d'uso, si assume il fatto che il parametro sia uguale a zero come ipotesi nulla, e si adottano i classici test delle ipotesi disponibili in questi casi.

Per l'eventuale rifiuto dell'ipotesi nulla si considererà il p-value, associato alla statistica test (in questo caso, la probabilità che la variabile aleatoria t sia, in valore assoluto, maggiore del valore osservato).

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 1

FOCUS SU IPOTESI M1M

Modello di regressione lineare semplice

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

- E' importante che il coefficiente β_1 sia statisticamente significativo; in caso contrario l'impresa non potrebbe applicare il modello per stimare il parametro specifico (*per il reserve risk la relazione dovrebbe avere un coefficiente β_1 pari a 1 dato che X è la miglior stima...*).
- Un parametro β_0 non significativamente diverso da zero comporterebbe solamente l'esclusione dell'intercetta dal modello (*teoricamente non dovrebbe prevedere il termine d'intercetta in quanto con una misura di volume nulla il rischio non esiste*).

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 1

FOCUS SU IPOTESI M1M E M1V

- Dopo aver stimato i parametri è necessario verificare che siano valide le assunzioni relative agli errori alla base del modello di regressione lineare tramite opportuni metodi grafici o test statistici.
- Quando si analizzano delle serie storiche, come nella verifica delle assunzioni su media e varianza, si riscontra frequentemente la presenza di correlazione seriale (o autocorrelazione) ed eteroschedasticità:
 - La prima è tipicamente presente quando si analizza la serie storica di osservazioni della compagnia,
 - mentre l'assenza di omoschedasticità (residui indipendenti dalle variabili esplicative) può caratterizzare i dati di mercato.
- La presenza di questi due fenomeni non supporta le ipotesi alla base del modello di regressione standard; le valutazioni di significatività delle stime dei parametri sono quindi distorte e sarà necessario che l'impresa corregga opportunamente la valutazione degli errori di stima.
- La correlazione seriale e l'eteroschedasticità non sono solitamente di facile riconoscimento attraverso i risultati di stima, ma entrambi i fenomeni non causano la distorsione dei coefficienti stimati: *si ha un incremento nella variabilità delle stime che tuttavia continuano a essere corrette.*
- In alternativa è possibile correggere gli *standard error* per ottenere una maggiore accuratezza: la letteratura suggerisce di utilizzare delle stime consistenti in presenza di eteroschedasticità e autocorrelazione, ad es. **HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent)**.
- Tali rimedi tuttavia sono efficaci in grandi campioni.

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI

METODO 1 PACKAGE IN R

- Per approfondimenti si rimanda a:
 - Andrews D.W.K., Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, *Econometrica* 59, 817-858, 1991.
 - De Felice e Moriconi (2016)
 - Newey, W.K, West, K., A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703-708, 1987.
- Per un'applicazione della verifica delle ipotesi per il metodo 1 con il Software R, è utile citare Zeileis (2004) - <https://www.jstatsoft.org/article/view/v011i10> - cfr.: *heteroskedasticity consistent (HC) and heteroscedasticity and autocorrelation consistent (HAC) estimators have been receiving attention in the econometric literature over the last 20 years. To apply these estimators in practice, an implementation is needed that preferably translates the conceptual properties of the underlying theoretical frameworks into computational tools. In this paper, such an implementation in the package sandwich in the **R system** for statistical computing is described and it is shown how the suggested functions provide reusable components that build on readily existing functionality and how they can be integrated easily into new inferential procedures or applications. The toolbox contained in sandwich is extremely flexible and comprehensive, including specific functions for the most important HC and HAC estimators from the econometric literature. Several real-world data sets are used to illustrate how the functionality can be integrated into applications.*

M1M

FLOWCHART TEST MODELLO CON INTERCETTA ESEMPIO

Test sulla presenza di eteroschedasticità – H0: omoschedasticità (OLS produce standard error inappropriati)

Ad es. esito negativo se entrambi i test con p-value <5%

Ad es. p-value <5%
=> esito negativo

Test sulla presenza di autocorrelazione – H0: assenza di autocorr.

Ad es. esito negativo se p-value < 5%

Eteroschedasticità		Normalità Residui	Autocorrelazione		
Breusch Pagan p.value	Goldfeld-Quandt p.value	Residuals : Shapiro Wilk p.value	Run test p.value	Ljung-Box p.value	Durbin-Watson p.value
0,645678319	0,864941783	0,068417028	0,888274534	0,909081553	0,309894271
0,75179564	0,914933347	0,089678347	0,687971316	0,755458272	0,32252754

Corretta Spec. Modello	Standard Error					
Reset p,value	Pvalue_intercept_HC3	Pvalue_slope_HC3	Pvalue_intercept_HC4	Pvalue_slope_HC4	Pvalue_intercept_HAC_NW	Pvalue_slope_HAC_NW
0,060002539	0,856432333	2,52699E-12	0,88024754	1,07711E-09	0,679731477	4,6122E-07
0,100478838	0,901179053	0,253124532	0,961804119	0,658624565	0,241042775	1,38491E-05

Test sull'ipotesi di linearità del modello di regressione – H0: linearità (H1: modelli alternativi)
Ad es. esito negativo se entrambi i test con p-value <5%

Correzione standard error – se appurate eterosched./autocorrelazione si può considerare il p-value derivante da HAC_NW - nell'esempio si vede che:

- per l'intercetta il p-value è maggiore del 5% (quindi intercetta non significativa)
- per la slope il p-value è minore del 5% (quindi slope significativa)
- dall'analisi congiunta dei due punti precedenti si evince che si può accettare ipotesi di linearità

Diapositiva 59

RC1

Rocco Cerchiara; 20/05/2025

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 1

FOCUS SU IPOTESI M1V

- Come osservato in De Felice e Moriconi (2016), l'introduzione di $\bar{X}$ nell'espressione della varianza é stata effettuata per rendere il coefficiente $\beta^2 \sigma^2 (1-\delta)$ indipendente dalla scala monetaria. Nella trasposizione del modello del JWG da una logica di mercato (media estesa anche al numero di imprese nel campione) a una logica di compagnia, la quantità $\bar{X}$ é stata ridefinita, negli Atti Delegati, come media individuale. Questa scelta può aumentare ulteriormente l'instabilità del modello per serie storiche con poche osservazioni; ha inoltre conseguenze esplicite nei test sulla verifica dell'ipotesi M1V.
- In De Felice e Moriconi (2016) sono descritti alcuni approcci **market-wide** per la verifica di questa ipotesi, in mancanza di dati specifici dell'impresa (osservazioni ripetute ed indipendenti di $\text{Var}(Y)$). Indipendentemente dallo stimatore applicato, possono essere utilizzate le tecniche utilizzate per l'ipotesi M1M.

$$\widehat{\text{Var}}_i(Y) = \beta_0 + \beta_1 \bar{X}_i + \beta_2 \bar{X}_i^2 + \varepsilon_i,$$

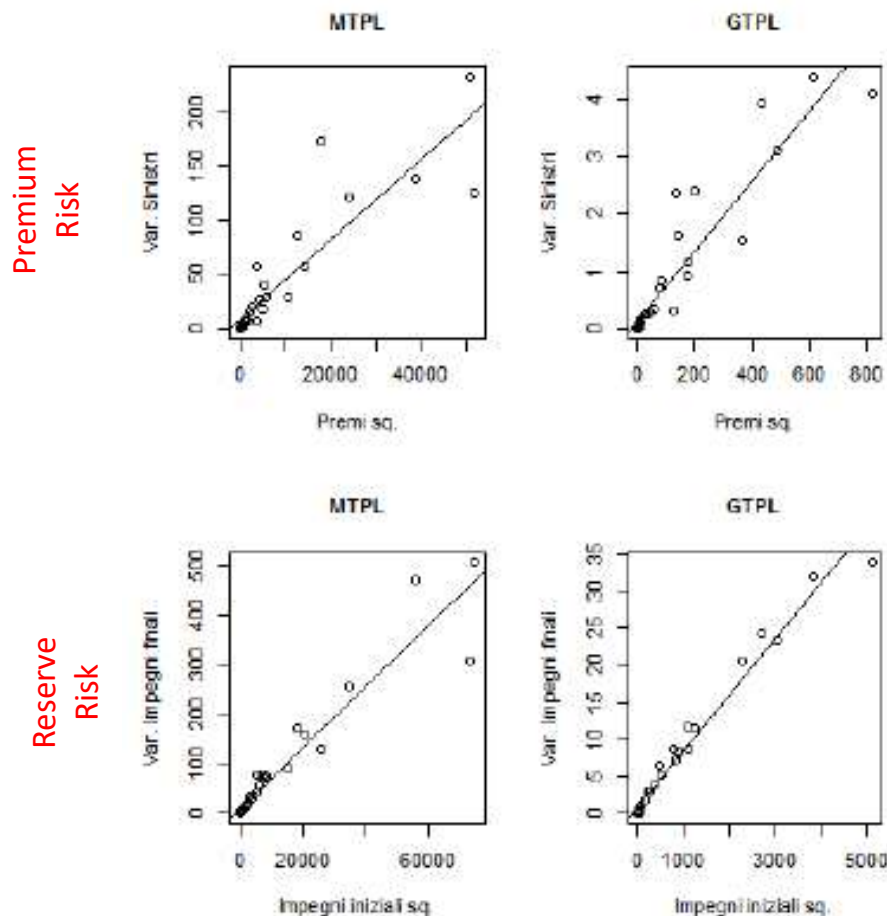
$$\widehat{\text{Var}}_i(Y) \approx \beta_2 \bar{X}_i^2 + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

- The variance of Y in a particular segment and accident year is quadratic

$$\text{Var}(Y) = \beta^2 \sigma^2 [(1 - \delta) \bar{X} X + \delta X^2]$$

$$\text{where } \bar{X} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t$$

Esempio di modello di regressione lineare della varianza di Y sul quadrato di X (MTPL e GTPL – campione di imprese del mercato italiano)



USP – METODO STANDARDIZZATO 1

M1M - IPOTESI DI PROPORZIONALITÀ LINEARE – MODELLO CON INTERCETTA : $Y=BO+B1X+E$

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	anno_iniziale	intercept	slope	p.value_int	p.value_slope	R2
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	779,95	0,09	23,49%	58,96%	4,36%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	-61,13	0,83	61,20%	0,03%	86,29%
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	560,05	0,15	54,19%	56,78%	4,88%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	-301,97	1,29	38,23%	0,78%	66,05%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	2010	163,87	0,20	22,17%	0,52%	69,60%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	2010	25,06	0,79	86,18%	0,06%	83,63%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	2010	170,66	0,19	21,25%	0,66%	67,53%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	2010	-247,02	1,31	31,98%	0,10%	80,87%

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	Breusch Pagan p.value	Goldfeld Quandt p.value	Residuals Shapiro.Wilk p.value
Company One	Fire	premium	DN	NC	26,20%	84,28%	8,95%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	90,31%	76,66%	25,49%
Company One	Fire	premium	DN	NC	70,51%	82,48%	3,66%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	6,82%	8,99%	18,62%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	95,50%	44,07%	2,01%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	88,79%	21,10%	12,07%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	86,94%	45,83%	2,90%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	1,99%	9,03%	92,16%

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	Run.test p.value	Ljung.Box p.value	Durbin.Wats on p.value	Reset p.value	Pvalue_intercep t HC3	Pvalue_slop e HC3	Pvalue_intercep t HC4	Pvalue_slop e HC4	Pvalue_intercep t HAC_NW	Pvalue_slop e HAC NW
Company One	Fire	premium	DN	NC	68,80%	58,96%	12,92%	37,46%	25,28%	56,93%	21,90%	54,18%	8,06%	35,84%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	68,80%	88,02%	33,56%	17,01%	65,59%	0,00%	69,15%	0,00%	26,37%	0,00%
Company One	Fire	premium	DN	NC	100,00%	49,57%	16,22%	43,16%	65,81%	67,19%	69,75%	70,79%	47,61%	48,49%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	10,25%	36,11%	2,92%	49,93%	43,67%	0,49%	50,97%	1,01%	21,32%	0,51%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	22,01%	41,29%	8,02%	30,91%	10,67%	0,00%	8,64%	0,00%	12,18%	0,09%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	10,25%	16,68%	2,16%	72,90%	81,32%	0,00%	79,40%	0,00%	82,25%	0,00%
Company One	GPTL	premium	DN	NC	22,01%	43,85%	8,67%	28,91%	9,41%	0,00%	7,69%	0,00%	9,91%	0,15%
Company One	GPTL	reserve	DN	NC	74,80%	45,61%	57,50%	6,51%	32,36%	0,06%	29,38%	0,02%	0,04%	0,00%

USP – METODO STANDARDIZZATO 1

M1M - IPOTESI DI PROPORZIONALITÀ LINEARE – MODELLO SENZA INTERCETTA : $Y=B1X+E$

IPOTESI

- Premium Risk : “le perdite aggregate attese in un determinato segmento e anno di accadimento dei sinistri sono linearmente proporzionali rispetto ai premi acquisiti in un determinato anno di accadimento dei sinistri”
- Reserve Risk : “la **somma** della migliore stima della riserva alla fine dell'esercizio finanziario **per i sinistri da liquidare** nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario e dei **pagamenti effettuati durante l'esercizio** finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario è linearmente proporzionale alla migliore stima della riserva per i sinistri da liquidare in un determinato segmento e in un determinato esercizio finanziario”

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	anno_iniziale	slope	Pvalue_OLS	R2
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	0,2789	0,004%	89,209%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	0,7663	0,000%	97,661%
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	0,2996	0,003%	90,301%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	0,9876	0,004%	89,182%
Company One	GTPL	premium	DN	NC	2010	0,2577	0,000%	97,280%
Company One	GTPL	reserve	DN	NC	2010	0,8120	0,000%	96,218%
Company One	GTPL	premium	DN	NC	2010	0,2577	0,000%	97,214%
Company One	GTPL	reserve	DN	NC	2010	1,0772	0,001%	93,307%

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	anno_iniziale	bp	Goldfeld_Quandt p.value	Residuals_Shapiro_Wil k p.value	Run_test p.value	Ljung_Box p.value	Durbin_Watson p.value	Reset p.value	Pvalue HC3	Pvalue HC4	Pvalue HAC_NW
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	77,19%	66,07%	7,55%	100,00%	19,22%	9,26%	42,30%	0,00%	0,00%	0,01%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	92,06%	54,77%	52,06%	68,80%	71,90%	35,29%	41,26%	0,00%	0,00%	0,00%
Company One	Fire	premium	DN	NC	2010	79,85%	72,36%	4,27%	22,01%	38,23%	20,18%	32,32%	0,00%	0,00%	0,00%
Company One	Fire	reserve	DN	NC	2010	8,91%	3,59%	2,02%	1,98%	20,45%	3,68%	30,64%	0,00%	0,00%	0,01%
Company One	GTPL	premium	DN	NC	2010	6,15%	85,24%	30,70%	74,80%	29,03%	9,84%	13,93%	0,00%	0,00%	0,00%
Company One	GTPL	reserve	DN	NC	2010	92,99%	12,15%	12,26%	10,25%	18,88%	8,03%	67,50%	0,00%	0,00%	0,00%
Company One	GTPL	premium	DN	NC	2010	6,75%	85,15%	31,23%	74,80%	29,15%	9,88%	11,95%	0,00%	0,00%	0,00%
Company One	GTPL	reserve	DN	NC	2010	8,68%	3,78%	50,62%	41,42%	68,00%	26,28%	11,58%	0,00%	0,00%	0,00%

TEST «PURE REGRESSION BASED », «BLOCK BOOTSTRAP BASED»

- Il Test «**TsBoot X^2** » si basa su un modello di regressione che stima la varianza campionaria in funzione del quadrato della media $\bar{X}$ in ogni ricampionamento. I dati del campione sono simulati attraverso una tecnica di «time series bootstrap» su dati di compagnia (ad es. campioni simulati=100; lunghezza dei blocchi = 2; una regola pratica per definire la lunghezza dei blocchi è $\sqrt[3]{n}$)
- Il Test «**TsBoot $X + X^2$** » si basa su un modello di regressione che stima la varianza campionaria in funzione di $\bar{X}$ (componente lineare) e $\bar{X}^2$. I dati del campione sono simulati attraverso una tecnica di «time series bootstrap» su dati di compagnia (ad es. campioni simulati=100; lunghezza dei blocchi=2)
- Il Test « **$Y^2 = b_0 + b_1 X + b_2 X^2 + e$** » si basa su un modello di regressione che stima $E(Y^2)$ in funzione di X e X^2 . Il modello utilizza i dati originali di compagnia. I test effettuati sono identici a quelli dell'ipotesi M1M;
- Il Test « **$\text{var}(y) = b_0 + b_1 X^2 + e$** » si basa su un modello di regressione che stima la $\text{var}(Y)$ in base alla formula $\beta^2 e^{2\gamma} ((1 - \delta) X \bar{X} + \delta X^2)$. Il modello utilizza i dati originali di compagnia. I test sono effettuati in relazione ad un modello di regressione lineare (con intercetta) tra la $\text{var}(Y)$ e X^2 .

- M1V -QUADRATIC ASSUMPTION APPROACH 1:**

Time series bootstrap on $\text{Var}(Y) = \beta_0 + \beta \cdot \text{mean}(X^2)$;

$\text{varY} = \text{varianza campionaria}$;

$R=100$; Block length= $(\text{obs}^{(1/3)})$;

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	obs	intercept	slope	StErr_intercept	StErr_slope	Pvalue_intercept	Pvalue_slope
Company One	Fire	premium	DN	9	286732,3	-0,01094	29.659,67	0,002	0,000%	0,000%
Company One	Fire	reserve	DN	9	152216	-0,09579	12.920,95	0,016	0,000%	0,000%
Company One	GTPL	premium	DN	9	18431,42	0,001602	5.173,40	0,001	0,037%	8,003%
Company One	GTPL	reserve	DN	9	120022	0,036975	14.889,25	0,015	0,000%	1,680%

- M1V - Quadratic assumption approach 2:**

Time series regression on $\text{Var}(Y) = \beta_0 + \beta \cdot \text{mean}(X^2)$;

$\text{varY} = (\beta^2)(\exp(\gamma)^2)((1-\delta) \cdot \text{mean}(x) \cdot x + \delta \cdot x^2)$;

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	Anno_iniziale	delta	intercept	slope	p.value_int	p.value_slope	R2
Company One	FDP	premium	DN	2010	1	-0,00	0,01	0,0%	0,0%	100,0%
Company One	FDP	reserve	DN	2010	0	5.520,88	0,01	0,0%	0,0%	96,6%
Company One	FDP	premium	DN	2010	1	0,00	0,01	100,0%	0,0%	100,0%
Company One	FDP	reserve	DN	2010	1	-0,00	0,11	0,3%	0,0%	100,0%
Company One	GLI	premium	DN	2010	0	6.813,27	0,00	0,0%	0,0%	98,0%
Company One	GLI	reserve	DN	2010	0	11.695,56	0,01	0,0%	0,0%	96,8%
Company One	GLI	premium	DN	2010	0	6.707,40	0,00	0,0%	0,0%	98,1%
Company One	GLI	reserve	DN	2010	0,844904	5.022,53	0,09	0,0%	0,0%	100,0%

Anche per questo modello vanno effettuati i test diagnostici descritti per l'ipotesi di linearità proporzionale

TEST SULL'IPOTESI DI DISTRIBUZIONE LOGNORMALE DELLA Y

Per analizzare la distribuzione normale del logaritmo di Y possono essere condotti tre test:

- Il test di **Anderson-Darling** di tipo EDF (basato sulla funzione di distribuzione empirica), nella versione che utilizza valori critici della statistica più bassi rispetto al test non parametrico standard. La correzione è necessaria perché l'ipotesi nulla è testata su parametri stimati direttamente dai dati. La relativa approssimazione del pvalue può essere però utilizzata in presenza di campioni **con almeno 8 osservazioni**. Di conseguenza, per serie storiche con lunghezza inferiore a 8 anni, **il test non è utilizzabile**. L'ipotesi nulla di normalità non è rifiutata in funzione del livello di significatività selezionato dall'utente (ad es. 1%, 5%, 10%).
- Il test di **Shapiro-Wilk**, che ha un elevato potere nei piccoli campioni e appartiene alla classe dei test basati sul rapporto tra la stima di due parametri di scala. La statistica è compresa tra 0 e 1. Valori piccoli del test inducono a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità. Anche in questo caso è stata utilizzata la relativa approssimazione del pvalue. L'ipotesi nulla di normalità non è rifiutata in funzione del livello di significatività selezionato dall'utente (ad es. 1%, 5%, 10%).
- Il test di **Shapiro-Francia** è simile al test di Shapiro-Wilk e va utilizzato per grandi campioni ($n \geq 50$). La statistica è compresa tra 0 e 1. Valori piccoli dei test inducono a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità. Il pvalue è calcolato in base alla formula proposta da Royston, P (1993). L'ipotesi nulla di normalità non è rifiutata in funzione del livello di significatività selezionato dall'utente (ad es. 1%, 5%, 10%).
- E' possibile anche analizzare un grafico del tipo **QQPlot**, da utilizzare come ausilio nell'analisi della distribuzione (si veda il paper metodologico EIOPA «Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II»).

USP – METODO STANDARDIZZATO 1

M1D - IPOTESI DI DISTRIBUZIONE LOGNORMALE DELLA Y

IPOTESI

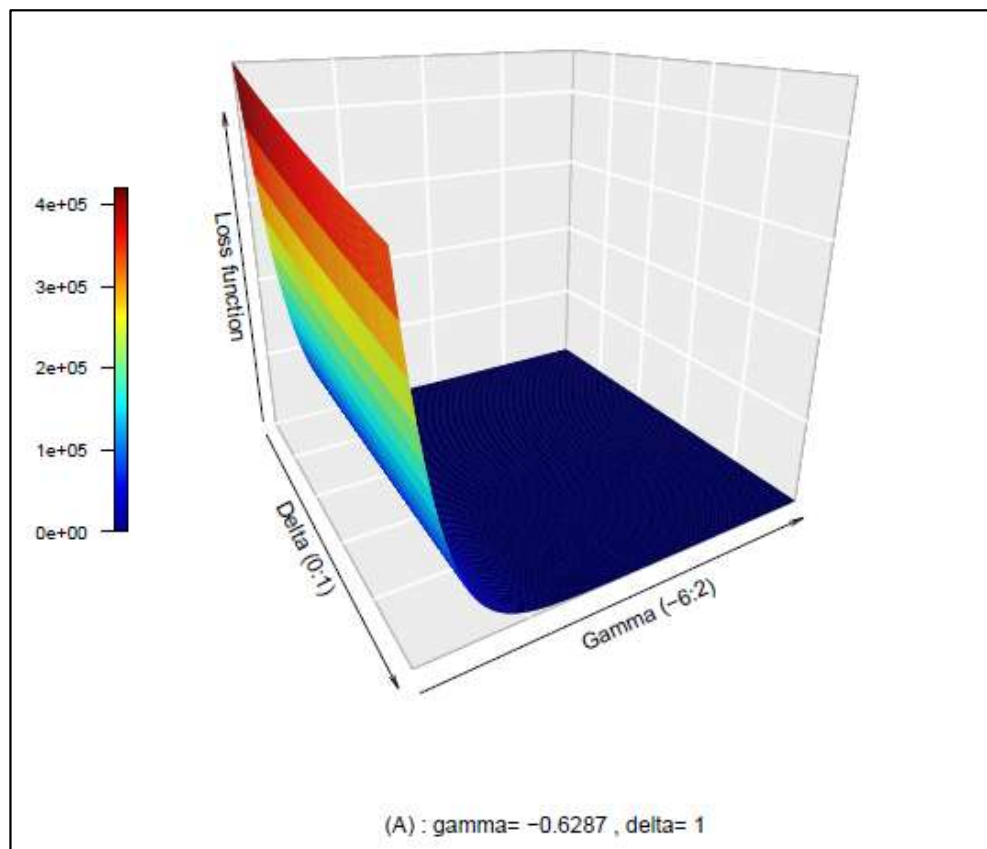
Premium Risk: “le perdite aggregate seguono una distribuzione lognormale”

Reserve Risk: “la somma della migliore stima della riserva alla fine dell'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario e dei pagamenti effettuati durante l'esercizio finanziario per i sinistri da liquidare nel segmento s all'inizio dell'esercizio finanziario segue una distribuzione lognormale”

Compagnia	LoB	Rischio	Tipo_Lavoro	cat	anno_iniziale	Statistics.SW	p.value.SW	Statistics.SF	p.value.SF	Statistics.AD	p.value.AD
Company One Fire	premium	DN		NC	2010	98,07%	96,76%	98,43%	99,23%	14,70%	94,41%
Company One Fire	reserve	DN		NC	2010	76,27%	0,76%	77,77%	1,49%	104,30%	0,50%
Company One Fire	premium	DN		NC	2010	94,15%	59,81%	94,06%	54,62%	32,52%	44,55%
Company One Fire	reserve	DN		NC	2010	91,11%	32,35%	92,45%	38,23%	46,05%	19,53%
Company One GTPL	premium	DN		NC	2010	88,17%	16,37%	90,60%	24,83%	49,32%	15,86%
Company One GTPL	reserve	DN		NC	2010	90,50%	28,26%	91,38%	29,84%	41,27%	26,33%
Company One GTPL	premium	DN		NC	2010	88,84%	19,23%	91,22%	28,75%	46,95%	18,45%
Company One GTPL	reserve	DN		NC	2010	94,60%	64,66%	95,57%	73,40%	27,10%	57,94%

TEST SULL'APPROPRIATEZZA DEL METODO DI MASSIMA VEROSIMIGLIANZA

- Test sull'appropriatezza del metodo della massima verosimiglianza (ML): occorre verificare (**analisi grafiche**) l'esistenza di un minimo globale della funzione da minimizzare nell'intervallo di ottimizzazione (dipende dai valori di $\hat{\delta}$ e $\hat{\gamma}$).



- *Loss function-superficie di perdita: Affinché il metodo della massima verosimiglianza sia considerato appropriato, il grafico della loss function deve evidenziare una superficie di perdita la cui forma è regolare e il cui minimo esiste ed è individuabile dalla procedura di minimizzazione numerica.*

- **Analisi numeriche** : può essere prevista anche una griglia numerica per individuare la presenza di punti di minimo locale, attraverso un algoritmo che consente di verificare se esistono più minimi nella funzione
- Ulteriori condizioni sull'appropriatezza della MLE, «**Regularity Conditions**», possono essere trovate, ad esempio, in ECONOMETRIC ANALYSIS, Greene (2011)

USP – METODO STANDARDIZZATO 1 – APPROPRIATEZZA METODO DI MASSIMA VEROSIMIGLIANZA – GRID SEARCH

company_key	delta_0	gamma_0	delta_mle	gamma_mle	loss_function
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,3	-1,4	1	-1,1579938	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,3	-1,2	1	-1,1579938	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,6	-1,2	1	-1,15799379	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,2	0,4	1	-1,1579938	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	1	-3,8	1	-1,15799379	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,2	-1,8	1	-1,15799383	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,2	0,8	1	-1,15799377	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,3	-0,2	1	-1,15799385	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,2	-0,6	1	-1,15799385	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	1	-5,2	1	-1,15799386	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,2	-1	1	-1,15799374	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,3	-2	1	-1,15799387	-12,27065498
.....					
.....					
.....					
.....					
.....					
.....					
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,4	-0,4	1	-1,1579934	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-5,6	1	-1,1579934	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-3,2	1	-1,1579934	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-2,6	1	-1,1579934	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,6	-6	1	-1,1579934	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-4,6	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-6	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,6	-5,4	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,6	-4,4	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,6	-4	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,3	0	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,4	-0,8	1	-1,15799339	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	1	1	1	-1,15799338	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,7	-1,6	1	-1,15799338	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	0,9	-3,8	1	-1,15799336	-12,27065498
Company One_FDP_1_premium_DN_NC_m1	1	-0,2	1	-1,1579923	-12,27065498

ALGEBRA DEGLI USP E VERIFICA DELLE IPOTESI NEL METODO 1

(1) $Y \sim LN(\mu, \sigma^2)$ con
$$\begin{cases} E(Y) = \exp(\mu + \frac{\sigma^2}{2}) \\ Var(Y) = \exp(2\mu + \sigma^2) * [\exp(\sigma^2) - 1] \end{cases}$$

(2) **Data Generating Process second variance parametrisation**

$$\begin{cases} E(Y) = \beta X \\ \tilde{\pi}^{-1} = (1 - \delta)\bar{X}X + \delta X^2 \\ Var(Y) = (\sigma\beta)^2 \tilde{\pi}^{-1} = \sigma^2 \beta^2 \tilde{\pi}^{-1} = USP^2 (1 - \delta)\bar{X}X + \delta X^2 \end{cases}$$

(3) Posto per comodità $\sigma^2 = \omega$

$$\begin{cases} E(Y) = \exp(\mu + \frac{\omega}{2}) = \beta X \\ Var(Y) = \exp(2\mu + \omega) [\exp(\omega) - 1] = \exp(\mu + \frac{\omega}{2})^2 [\exp(\omega) - 1] \\ Var(Y) = (\beta X)^2 [\exp(\omega) - 1] \end{cases}$$

(4) Risolvendo per μ e ω si ottiene

$$\mu = \ln(\beta X) - \frac{\omega}{2}; \quad \omega = \ln(1 + \frac{Var(Y)}{(\beta X)^2}) = \pi^{-1}$$

(5) Per ogni osservazione si ha quindi : $\omega_i = \frac{1}{\pi_i} = \ln(1 + \sigma^2 \left((1 - \delta) \frac{\bar{X}}{X_i} + \delta \right))$

(6) Quindi $\ln(Y) \sim N(\mu, \omega) = N(\mu, \pi^{-1}) \rightarrow \ln(Y) = \mu + \epsilon = \ln(\beta X) - \frac{\omega}{2} + \epsilon$

(7) da cui si ottiene $\epsilon = \ln(Y) - \ln(X) - \ln(\beta) + \frac{\omega}{2} \sim N(0, \omega)$ da utilizzare nella funzione di MLE

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 2

Reserve Risk – M2R

Si applicano i seguenti **requisiti per i dati specifici**:

- a) i **dati sono rappresentativi del rischio di riservazione** cui l'impresa di assicurazione o di riassicurazione è esposta **nei 12 mesi successivi**;
- b) sono disponibili dati per almeno **5 anni di accadimento dei sinistri consecutivi**;
- c) nel **primo** anno di accadimento del sinistro sono disponibili dati **per almeno 5 anni di sviluppo consecutivi**;
- d) nel **primo** anno di accadimento del sinistro **l'importo cumulato dei pagamenti dell'ultimo anno di sviluppo per il quale sono disponibili dati comprende tutti i pagamenti effettuati nell'anno di accadimento del sinistro**, ad esclusione degli importi irrilevanti;
- e) **il numero degli anni di accadimento consecutivi per i quali sono disponibili dati non è inferiore al numero degli anni di sviluppo consecutivi** nel primo anno di accadimento del sinistro per il quale sono disponibili dati;
- f) i **dati sono aggiustati in base agli importi recuperabili da contratti di riassicurazione** e da società veicolo **conformi** ai contratti di riassicurazione e alle società veicolo esistenti per fornire copertura **nei 12 mesi successivi**;
- g) i dati **comprendono le spese incorse** in relazione alle obbligazioni di assicurazione e di riassicurazione;
- h) gli importi cumulati dei sinistri **comprendono le spese incorse** in relazione alle obbligazioni di assicurazione e di riassicurazione;
- i) l'impresa garantisce che le modifiche della ritenzione assicurativa negli accordi di riassicurazione non proporzionale siano adeguatamente considerate, nei casi in cui esse abbiano un impatto sulla volatilità del rischio di riservazione (regolamento Ivass 11/2015).

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 2

TEST DI APPROPRIATEZZA DEI DATI IN RELAZIONE ALLE IPOTESI

Wüthrich and Merz (2008), cfr.: “*In our opinion **analytic solutions** (also only for second moments) are important because they allow for explicit interpretations in terms of the parameters involved. Moreover, these estimates are very easy to interpret and allow for sensitivity analysis with respect to parameter changes.*”

Alcune problematiche tipiche:

- La formula di M&W produce una sola statistica del CDR (MSEP)
- Deriva dal Mack’s model (Chain Ladder):
 - se il modello di Mack non fornisce un buon fit del triangolo di run-off, la formula può produrre risultati non ragionevoli
 - non può essere usato un altro modello; se qualche development factor viene rimosso o utilizziamo un approccio “curve fitting” o fattore coda, la formula non non dovrebbe essere applicata...
- Prima di analizzare le ipotesi specifiche del modello, l’impresa intenzionata a mostrare la veridicità delle ipotesi dovrebbe anche valutare che il Chain Ladder sia il miglior modello a rappresentare i dati della compagnia. Le diverse opzioni «statistico-attuariali» possono essere confrontate con il Chain Ladder attraverso gli indici di goodness-of-fit (come il BIC o l’AIC). Se tale confronto fosse sfavorevole per il Chain Ladder, il metodo 2 non dovrebbe essere applicato. Si veda **Carrato, McGuire e Scarth, 2016 "A Practitioner’s Introduction to Stochastic Reserving"** - <http://mages.github.io/PSRWP/> e **Cerchiara et al. (2020) “A Practitioner's Introduction to Stochastic Reserving The One-Year View”** - [A-Practitioners-Introduction-One-Year-View.pdf](#)

ANALISI PRELIMINARI SUI DATI – METODO 2

TEST DI APPROPRIATEZZA DEI DATI IN RELAZIONE ALLE IPOTESI

Ipotesi da testare:

- M2M: Per ogni anno di accadimento, il valore atteso dei pagamenti cumulati in un anno di sviluppo é proporzionale ai pagamenti cumulati del precedente anno di sviluppo
- M2V: Per ogni anno di accadimento, la varianza dei pagamenti cumulati in un anno di sviluppo é proporzionale ai pagamenti cumulati del precedente anno di sviluppo.
- M2I: I pagamenti cumulati di anni di accadimento diversi sono stocasticamente indipendenti
- M2I: per tutti gli anni di accadimento dei sinistri gli importi incrementali impliciti dei sinistri sono stocasticamente indipendenti

M2M/M2V – Test sulla proporzionalità di media e varianza

L'ipotesi di proporzionalità tra pagamenti cumulati in t e pagamenti cumulati in $t-1$ viene testata attraverso un modello di regressione pesata con intercetta, applicato ad un numero congruo di antidurate (j), partendo dal modello originale e utilizzando $C_{i,j-1}$ come peso:

$$(1) C_{i,j} = \delta + f_{j-1}C_{i,j-1} + \sigma_{j-1}\sqrt{C_{i,j-1}}\epsilon_i \quad \text{con } \epsilon_i \sim n(0,1), \quad i=\text{origin year}, \quad j=\text{development year}$$

La presenza di un'intercetta significativa implicherebbe la presenza di un effetto di scala non legato ai pagamenti cumulati in $t-1$. L'ipotesi di proporzionalità non viene rigettata se, per tutte le antidurate testate, il pvalue dell'intercetta è sempre superiore al 5%.

Un requisito aggiuntivo, legato all'ipotesi di proporzionalità, è previsto per verificare l'esistenza di due delle assunzioni alla base del modello di MW ossia che esistano delle costanti $f_j > 0, \sigma_j > 0$ tali che:

$$(2) E[C_{i,j} | C_{i,j-1}] = f_{j-1}C_{i,j-1}$$

$$(3) Var(C_{i,j} | C_{i,j-1}) = \sigma_{j-1}^2 C_{i,j-1}$$

Il requisito aggiuntivo è testato attraverso un modello di regressione pesata senza intercetta, partendo dal modello originale

$$(4) C_{i,j} = f_{j-1} C_{i,j-1} + \sigma_{j-1}\sqrt{C_{i,j-1}}\epsilon_i \quad \text{con } \epsilon_i \sim n(0,1)$$

e applicato ad un numero congruo di antidurate. Il requisito si considera soddisfatto se, per tutte le antidurate testate, il pvalue del coefficiente di regressione è sempre inferiore al 5%. L'esistenza di f_j significativi comporta, per costruzione algebrica, la validità della (3).

Ipotesi di proporzionalità si considera non rifiutata se l'intercetta nel modello (1) non è mai significativa e il coefficiente di regressione nel modello (4) è sempre significativo.

L'ipotesi (3) può essere analizzata/verificata attraverso un'analisi grafica che mostra il «decadimento» esponenziale del parametro σ_j^2 rispetto alla relativa antidurata

Il «Proportionality Test» e il «Correlation Test» consentono di valutare l'ipotesi *«che per tutti gli anni di accadimento dei sinistri il valore atteso dell'importo cumulato dei sinistri di un anno di sviluppo è proporzionale all'importo cumulato dei sinistri dell'anno di sviluppo precedente»*:

- Il **«Proportionality Test»** verifica se nel modello di regressione ponderata l'intercetta è significativa. Vanno testati i periodi di sviluppo con almeno 5 osservazioni ad un livello di confidenza del 10% o 5% (per valori inferiori di Pvalue viene rifiutata H0)
- Ulteriori spunti sulla validità dell'ipotesi di proporzionalità possono essere individuati nei report grafici dove è rappresentabile un multiplot che descrive l'andamento dei fattori individuali di sviluppo rispetto all'anno di avvenimento
- Il **«Correlation Test»** verifica se il valore atteso del coefficiente di correlazione globale è significativamente diverso da zero. Segue l'approccio descritto in Mack (1994 e 1997), in base al quale l'ipotesi di proporzionalità implica che i link ratio tra antidurate adiacenti non sono correlati. Il test analizza la correlazione tra le successive antidurate dell'intero triangolo, piuttosto che su singole antidurate. Il risultato della statistica è testato al 50% di confidenza, assumendo una distribuzione normale standard

USP – Metodo standardizzato 2

Proportionality Test : regression approach

IPOTESI

“per tutti gli anni di accadimento dei sinistri il valore atteso dell'importo cumulato dei sinistri di un anno di sviluppo è proporzionale all'importo cumulato dei sinistri dell'anno di sviluppo precedente”

Model with intercept

Compagnia	LoB	Tipo_Lavoro	Anno Iniziale	Parametri	DY_1	DY_2	DY_3	DY_4	DY_5
Company One	FDP	DL	2010	intercept	58,50	13,80	- 6,36	37,61	- 0,15
Company One	FDP	DL	2010	slope	1,38	1,02	1,01	1,00	1,00
Company One	FDP	DL	2010	Std.Error intercept	58,56	24,67	1,48	37,86	0,12
Company One	FDP	DL	2010	Std.Error slope	0,08	0,02	0,00	0,03	0,00
Company One	FDP	DL	2010	t value intercept	1,00	0,56	- 4,31	0,99	- 1,29
Company One	FDP	DL	2010	t value slope	17,22	45,86	813,18	32,53	11.925,11
Company One	FDP	DL	2010	Pr(> t) intercept	36%	60%	1%	39%	33%
Company One	FDP	DL	2010	Pr(> t) slope	0%	0%	0%	0%	0%
Company One	GLI	DL	2010	intercept	124,96	- 63,68	- 1,02	- 2,33	2,84
Company One	GLI	DL	2010	slope	1,52	1,49	1,09	1,10	0,99
Company One	GLI	DL	2010	Std.Error intercept	96,19	46,92	12,05	27,95	2,79
Company One	GLI	DL	2010	Std.Error slope	1,22	0,20	0,04	0,10	0,01
Company One	GLI	DL	2010	t value intercept	1,30	- 1,36	- 0,08	- 0,08	1,02
Company One	GLI	DL	2010	t value slope	1,25	7,48	24,40	10,63	97,87
Company One	GLI	DL	2010	Pr(> t) intercept	24,16%	23,28%	93,64%	93,89%	41,48%
Company One	GLI	DL	2010	Pr(> t) slope	25,75%	0,07%	0,00%	0,18%	0,01%

Proportionality test *

Compagnia	LoB	Tipo_Lavoro	Anno Iniziale	Parametri	DY_1	DY_2	DY_3	DY_4	DY_5	Result
Company One	Fire	DL	2010	Pr(> t) intercept	35,64%	59,98%	1,26%	39,38%	32,72%	Failed
Company One	GTPL	DL	2010	Pr(> t) intercept	24,16%	23,28%	93,64%	93,89%	41,48%	Passed

* È possibile effettuare il test per primi n periodi di sviluppo, in funzione anche della percentuale di sviluppo proiettata

USP – Metodo standardizzato 2

Proportionality Test : Global Correlation test - Mack (1997)

IPOTESI

“per tutti gli anni di accadimento dei sinistri il valore atteso dell'importo cumulato dei sinistri di un anno di sviluppo è proporzionale all'importo cumulato dei sinistri dell'anno di sviluppo precedente”

Null-hypothesis $E(T)=0$: Lower limit C.I $\leq T \leq$ Upper limit C.I								
Compagnia	LoB	Tipo_Lavoro	Anno Iniziale	T	VAR	Lower limit C.I	Upper limit C.I	Result
Company One	Fire	DL	2010		0,05	-0,15	0,15	
Company One	Fire	DL	2011	0,56	0,07	-0,17	0,17	Failed
Company One	Fire	DL	2012	-0,02	0,10	-0,21	0,21	Passed
Company One	Fire	DL	2013	0,20	0,17	-0,28	0,28	Passed
Company One	Fire	DL	2014	0,67	0,33	-0,39	0,39	Failed
Company One	GTPL	DL	2010	0,22	0,05	-0,15	0,15	Failed
Company One	GTPL	DL	2011	0,33	0,07	-0,17	0,17	Failed
Company One	GTPL	DL	2012	0,10	0,10	-0,21	0,21	Passed
Company One	GTPL	DL	2013	-0,10	0,17	-0,28	0,28	Passed
Company One	GTPL	DL	2014	-0,00	0,33	-0,39	0,39	Passed

M2I – TEST sull'indipendenza stocastica dei pagati cumulati e incrementali

D) – 2) – h) – i) allegato 17 reg. 35/2015

Il «**Calendar Year Test**» consente di valutare l'ipotesi che «gli importi **cumulati** dei sinistri per anni di accadimento diversi sono stocasticamente indipendenti tra di loro». Il test si basa sul modello proposto da Mack (1997). Dovrebbe essere fissato a un livello di confidenza del 10% di una distribuzione binomiale per ogni diagonale. Per testare, invece, congiuntamente tutte le diagonali, si assume che la statistica Z del test si distribuisca normalmente. È quindi possibile definire un intervallo di confidenza per valutare il risultato del test.

M2I – TEST sull'indipendenza dei pagati incrementali

D) – 2) – h) – ii) allegato 17 reg. 35/2015

L' «Incremental Independence Test» consente di valutare l'ipotesi che «per tutti gli anni di accadimento dei sinistri i pagati incrementali impliciti dei sinistri sono stocasticamente indipendenti». Il test si basa sul modello proposto da Venter (1998) ed è un «Dummy Regression based Test» che valuta l'indipendenza dei pagati incrementali rispetto all'anno di calendario.

Ulteriori spunti sulla validità delle ipotesi di indipendenza possono essere tratti dal report grafico in cui vengono mappate l'analisi standard dei residui e la HeatMap dei residui di Pearson.

USP – Metodo standardizzato 2

M2I - Independence Test : Calendar year test - Mack (1997)

IPOTESI

“per tutti gli anni di accadimento dei sinistri il valore atteso dell'importo cumulato dei sinistri di un anno di sviluppo è proporzionale all'importo cumulato dei sinistri dell'anno di sviluppo precedente”

Null-hypothesis: Lower limit C.I <= Z <= Upper limit C.I									
Compagnia	LoB	Tipo_Lavoro	Anno Iniziale	Z	E(Z)	VAR(Z)	Lower limit C.I	Upper limit C.I	Result
Company One	Fire	DL	2010	6	8,44	2,43	5,88	11,00	Passed
Company One	Fire	DL	2011	5	7,13	2,37	4,59	9,66	Passed
Company One	Fire	DL	2012	3	4,88	1,43	2,91	6,84	Passed
Company One	Fire	DL	2013	3	2,75	0,81	1,27	4,23	Passed
Company One	GTPL	DL	2010	6	9,78	2,86	7,00	12,56	Failed
Company One	GTPL	DL	2011	4	6,94	2,05	4,58	9,29	Failed
Company One	GTPL	DL	2012	3	4,88	1,43	2,91	6,84	Passed
Company One	GTPL	DL	2013	1	2,75	0,81	1,27	4,23	Failed

USP – Metodo standardizzato 2

M2I - Independence Test : Venter (1998) – non attendibile in triangoli di piccole dimensioni

IPOTESI

“per tutti gli anni di accadimento dei sinistri gli importi incrementali impliciti dei sinistri sono stocasticamente indipendenti”

LoB	Rischio	Tipo Lavoro	Compagnia	Anno iniziale	Coefficients label	Estimate	Std..Error	t.value	P.value
Fire	reserve	DL	Company One	2010	(Intercept)	- 4,10	130,98	- 0,03	97,53%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable1	0,41	0,03	12,38	0,00%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable2	0,01	0,02	0,41	68,78%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable3	0,00	0,02	0,08	93,49%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable4	- 0,01	0,02	- 0,25	80,66%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable5	- 0,01	0,02	- 0,60	55,65%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable6	- 0,02	0,03	- 0,54	59,83%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable7	- 0,13	0,23	- 0,58	56,76%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	cumulative_variable8	- 0,20	0,42	- 0,48	63,36%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2012	- 12,98	160,15	- 0,08	93,62%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2013	- 161,25	153,97	- 1,05	30,75%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2014	100,24	150,28	0,67	51,24%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2015	48,53	146,74	0,33	74,43%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2016	46,75	143,73	0,33	74,83%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2017	53,02	142,60	0,37	71,39%
Fire	reserve	DL	Company One	2010	factor(calendar)2018	74,29	144,87	0,51	61,37%

IIMMATERIALITA' DELLA CODA

D) – 2) – d) – allegato 17 reg. 35/2015

Il test sull'immaterialità della coda consente di valutare l'ipotesi che «nel primo anno di accadimento del sinistro l'importo cumulato dei pagamenti dell'ultimo anno di sviluppo per il quale sono disponibili dati comprende tutti i pagamenti effettuati nell'anno di accadimento del sinistro, ad esclusione degli importi irrilevanti».

Un approccio pragmatico è quello di aggiungere - nella combinazione primo anno di avvenimento/ultimo anno di sviluppo del triangolo dei pagati - la riserva/Bel OC ancora pendente e verificare la variazione dell'USP rispetto a quello calcolato con il solo triangolo del pagato.

Può essere fissata per default una variazione consentita massima del 20% dell'USP con coda rispetto a quello senza coda.

IPOTESI

“un importo di pagamento è ritenuto rilevante qualora la sua mancata considerazione nel calcolo del parametro specifico dell'impresa potrebbe influenzare il processo decisionale o il giudizio degli utenti di tali informazioni, ivi comprese le autorità di vigilanza ”

Usp variation <= 20%									
LoB	Rischio	Tipo Lavoro	Compagnia	Anno iniziale	Lunghezza	Sigma not tail	Sigma with tail	Usp variation	Result
Fire	reserve	DL	Company One	2010	9	61,90%	61,90%	0,00%	Passed
GTPL	reserve	DL	Company One	2010	9	24,07%	23,98%	-0,39%	Passed

Agenda

- L'approccio USP
- Requisiti normativi
- Esempi
 - Analisi e test preliminari
 - **Il modello Chain Ladder Multivariato a supporto della validazione delle stime di volatilità**
- Conclusioni

Chain Ladder Multivariato

- Il modello Chain Ladder Multivariato (CLMV) può essere utilizzato a supporto delle analisi USP per il Reserve Risk al fine di individuare l'effetto sulla variabilità dei parametri specifici da parte della correlazione tra rami della stessa compagnia o tra lo stesso ramo di diverse compagnie del gruppo.
- I dati da utilizzare sono coerenti con i requisiti del Metodo 2 previsto per il Reserve Risk e quindi sono da intendersi riferiti agli importi pagati.
- Questo metodo può essere utilizzato per ricavare una stima dell'incertezza delle riserve aggregate, attraverso tutti i segmenti combinati. Ciò non si ottiene applicando un metodo ai dati aggregati (ad es. Mack), ma ai segmenti in un contesto multivariato.
- Rappresenta quindi un'alternativa all'applicare indipendentemente uno o più metodi stocastici a ciascun segmento e poi combinarli.

Chain Ladder Multivariato

- La maggior parte dei metodi multivariati presuppone inoltre che i triangoli dei dati abbiano la stessa dimensione per tutti i segmenti, il che potrebbe non essere vero in alcune situazioni pratiche
- A tal fine, è necessario selezionare una dimensione comune a tutti i triangoli e/o dell'anno di accadimento iniziale di partenza per l'analisi multivariata
- Inoltre nella prassi si raccomanda di utilizzare un approccio separato per i dati nei periodi di sviluppo nella coda per stabilizzare la stima, in quanto nella coda ci sono pochi dati e l'applicazione di un modello multivariato in tale contesto potrebbe produrre stime altamente volatili e non corrette. E' necessario quindi suddividere il dataset in una prima parte (anni di sviluppo dove sussiste una sufficiente numerosità), a cui applicare l'analisi multivariata, ed in una seconda parte (coda) su cui eseguire analisi univariate; successivamente vengono «uniti» i due modelli per produrre la stima finale.
- La metodologia applicata produce la media e l'errore di previsione.

Chain Ladder Multivariato

Il modello utilizzato

Si indichi con $Y_{i,k} = (Y_{i,k}^{(1)}, \dots, Y_{i,k}^{(N)})$ un vettore di $N \times 1$ di pagamenti cumulati nell'anno di accadimento $i \in (1, \dots, I)$ e di sviluppo $k \in (1, \dots, I)$ dove (n) rappresenta l'ennesimo triangolo.

In base al paper di Zhang (2010) si ha per il generico anno di sviluppo k :

$$Y_{i,k+1} = A_k + B_k Y_{i,k} + \epsilon_{i,k} \quad (1)$$

dove A_k é la colonna delle intercette e B_k é la matrice per l'anno di sviluppo k . Le ipotesi alla base di questo modello sono:

- $E(\epsilon_{i,k} | (Y_{i,k}, \dots, Y_{i,I+1-k})) = 0$ (2)

- $cov(\epsilon_{i,k} | (Y_{i,k}, \dots, Y_{i,I+1-k})) = D(Y_{i,k}^{-\delta/2}) \Sigma_k D(Y_{i,k}^{-\delta/2})$ (3)

- i pagamenti di anni di accadimento differenti sono indipendenti (4)

- $\epsilon_{i,k}$ sono i.i.d. (5)

dove D é l'operatore nella diagonale ed é un valore positivo che controlla come la varianza dipenda dalla media. Questo modello é denominato general multivariate chain ladder [GMCL] (si veda Zhang, 2010). Un importante caso speciale si ha per $A_k = 0$ e le matrici B_k sono diagonali come nell'originale generalizzazione del Chain Ladder, tipicamente definito multivariate chain ladder [MCL] (si veda Prohl e Schmidt, 2005).

Chain Ladder Multivariato

Il modello utilizzato

- Il metodo MCL si basa quindi su una struttura multivariata per gli stimatori Chain Ladder. Questa struttura è stata descritta prima in Pröhl e Schmidt (2005), che definiscono un modello multivariato Chain Ladder utilizzando la notazione matriciale. È stato utilizzato anche nel paper di Merz e Wüthrich (2008c), che specifica le formule per l'errore di predizione del modello MCL.
- Il modello GMCL è, come suggerisce il nome, una forma più generalizzata del modello MCL in quanto ad esempio, può essere incluso un termine di intercetta, come con i modelli ELTF descritti in Barnett e Zehnwirth (2000). Quindi, come l'uso di un intercetta può in alcuni casi superare i limiti del modello Chain Ladder standard, così può accadere anche in un contesto multivariato.
- Ai fini delle analisi USP, non è necessario utilizzare un modello così sofisticato.
- In queste slide è stata quindi prevista l'implementazione del MCL, senza considerare la presenza di intercetta.

Chain Ladder Multivariato

Output possibili:

- Summary Results
- Cumulative Triangle
- Mack Chain Ladder – Totals
- Mack Chain Ladder – By Origin
- Mack Chain Ladder – CDR
- Mack's method aggregate
- age-to-age factors
- OLS Model – Coefficients
- OLS Model – By Origin
- OLS Model – Totals
- OLS Model – Residual Covariance
- SUR Model – Coefficients
- SUR Model – By Origin
- SUR Model – Totals
- SUR Model – Residual Covariance
- MW Model – Coefficients
- MW Model – By Origin
- MW Model – Totals
- MW Model – Residual Covariance

Chain Ladder Multivariato

- **Cumulative Triangle:** dati degli importi pagati per i quali si sta conducendo l'analisi multivariata
- **Mack Chain Ladder – Totals:** per ciascun triangolo vengono fornite le stime del modello di Mack (Latest, IBNR, CV, ecc.), con indicazione della stima della variabilità degli age-to-age factors. Vengono utilizzati il metodo log-linear nel caso di una regressione log-lineare e il metodo di Mack (approximation). In particolare quando il primo metodo non è applicabile, viene utilizzato il secondo con indicazione di un messaggio di warning
- **Mack Chain Ladder – By Origin:** per ciascun triangolo sono riportate le stime del modello di Mack per ciascun anno di accadimento su una vista run-off
- **Mack Chain Ladder – CDR:** per ciascun triangolo sono riportate le stime del modello di Mack per ciascun anno di accadimento su una vista one-year
- **Mack's method aggregate:** sono riportate le stime con vista run-off e one year per ciascun anno di accadimento sul triangolo «aggregato» (somma dei triangoli selezionati) con entrambi i metodi log-linear e Mack's approximation
- **age-to-age factors:**
 - Triangoli degli age-to-age factors per ogni segmento
 - Stima del sigma per ciascun anno di sviluppo e per ogni segmento: tale sezione è utile per la diagnostica in caso di mancata esecuzione dell'analisi multivariata – ad es. nel caso di un sigma nullo per un certo anno di sviluppo
 - Stima dei fattori di sviluppo in base alla media semplice o ponderata per ogni anno di sviluppo e per ogni segmento.

Chain Ladder Multivariato

E' possibile prevedere l'applicazione del modello MCL con un metodo di stima del MSE che presuppone l'indipendenza tra i parametri stimati (fit.method = "OLS" Ordinary Least Squares – stima sigma ="Mack")

- **OLS Model – Coefficients:** stima coefficienti del modello di regressione per ciascun anno di sviluppo e triangolo
- **OLS Model – By Origin:** stime della media e CV per anno di accadimento e per ciascun triangolo
- **OLS Model – Totals:** stime della media e CV per anno di accadimento del triangolo aggregato
- **OLS Model – Residual Covariance:** stime delle matrici di covarianza per ogni anno di sviluppo

Chain Ladder Multivariato

Per stimare i parametri del modello MCL, viene utilizzata una tecnica nota come "Seemingly Unrelated Regressions" – "SUR" (Regressioni apparentemente non correlate), che agevola strutture di modelli flessibili, così come la modellazione delle correlazioni tra i diversi segmenti. E' possibile prevedere l'applicazione di tale tecnica, in base alla selezione dell'utente in R ("Last Option" = numeri di anni sviluppo esclusi nella coda)

- **SUR Model – Coefficients:** stima coefficienti del modello di regressione per ciascun anno di sviluppo e triangolo
- **SUR Model – By Origin:** stime della media e CV per anno di accadimento e per ciascun triangolo
- **SUR Model – Totals:** stime della media e CV per anno di accadimento del triangolo aggregato
- **SUR Model – Residual Covariance:** stime delle matrici di covarianza e correlazione per ogni anno di sviluppo (riportato in ciascuna riga per ogni segmento – «eq1», «eq2», «eq3», ecc.)

Chain Ladder Multivariato

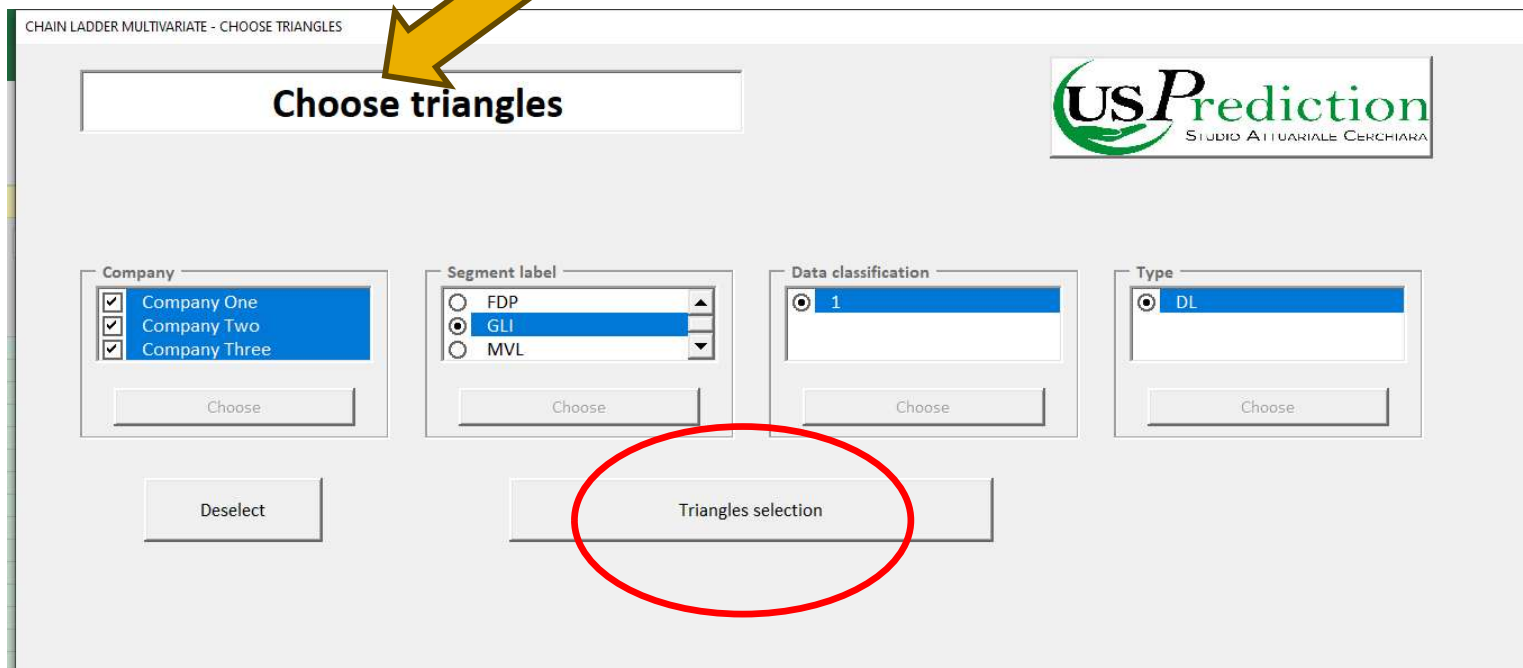
E' possibile ricavare le analoghe statistiche derivanti dal modello Merz & Wuthrich (2008c), che fornisce in genere stime simili al SUR Model

- **MW Model – Coefficients:** stima coefficienti del modello di regressione per ciascun anno di sviluppo e triangolo
- **MW Model – By Origin:** stime della media e CV per anno di accadimento e per ciascun triangolo
- **MW Model – Totals:** stime della media e CV per anno di accadimento del triangolo aggregato
- **MW Model – Residual Covariance:** stime delle matrici di covarianza e correlazione per ogni anno di sviluppo (riportato in ciascuna riga per ogni segmento – «eq1», «eq2», «eq3», ecc.)

Esempio di applicazione del CLMV attraverso un tool basato su visual basic e R

E' possibile selezionare:

- due o più segmenti di una stessa compagnia
- lo stesso segmento di due o più compagnie (a cui si riferisce l'esempio descritto nelle successive slide)
- il tipo di «lavoro» (DL, DN, DIL, DIN) e
- «Triangles selection»



Attivando «Triangles selection», possiamo osservare due tabelle:

- La prima fornirà una sintesi delle caratteristiche dei triangoli importati (anno iniziale, finale, dimensione, ecc.)
- La seconda fornirà la possibilità di selezionare un anno di partenza per l'analisi differente da quello iniziale

CHAIN LADDER MULTIVARIATE - CHOOSE TRIANGLES

Choose triangles



Company

☒ Company One
☒ Company Two
☒ Company Three

Choose

Segment label

☐ FDP
☒ GLI
☐ MVL

Choose

Data classification

☒ 1

Choose

Type

☒ DL

Choose

Deselect

Triangles selection

TRIANGLE NUMBER	COMPANY NAME	SEGMENT LABEL	DATA CLASSIFICATION	TYPE	YEAR MIN	YEAR MAX	TRIANGLE DIMENSION
1	Company One	GLI	1	DL	2010	2018	9 x 9
2	Company Two	GLI	1	DL	2009	2018	10 x 10
3	Company Three	GLI	1	DL	2009	2018	10 x 10

Starting Year Selection
2010
2011
2012
2013
2014

A) Selezione starting year → 2010 (si noti che due dei dataset iniziali hanno come anno iniziale il 2009)

CHAIN LADDER MULTIVARIATE - CHOOSE TRIANGLES

Choose triangles



Company

☒ Company One
☒ Company Two
☒ Company Three

Choose

Segment label

☐ FDP
☒ GLI
☐ MVL

Choose

Data classification

☒ 1

Choose

Type

☒ DL

Choose

Deselect

Triangles selection

TRIANGLE NUMBER	COMPANY NAME	SEGMENT LABEL	DATA CLASSIFICATION	TYPE	YEAR MIN	YEAR MAX	TRIANGLE DIMENSION
1	Company One	GLI	1	DL	2010	2018	9 x 9
2	Company Two	GLI	1	DL	2009	2018	10 x 10
3	Company Three	GLI	1	DL	2009	2018	10 x 10

Tail development periods to be excluded from multivariate analysis

Starting Year Selection

2010
2011
2012
2013
2014

B) Selezione numero di anni di sviluppo «esclusi» nella coda → 3

Numero di anni di sviluppo esclusi nella coda del triangolo (si veda l'appendice metodologica per maggiori dettagli)

Choose Tail development period

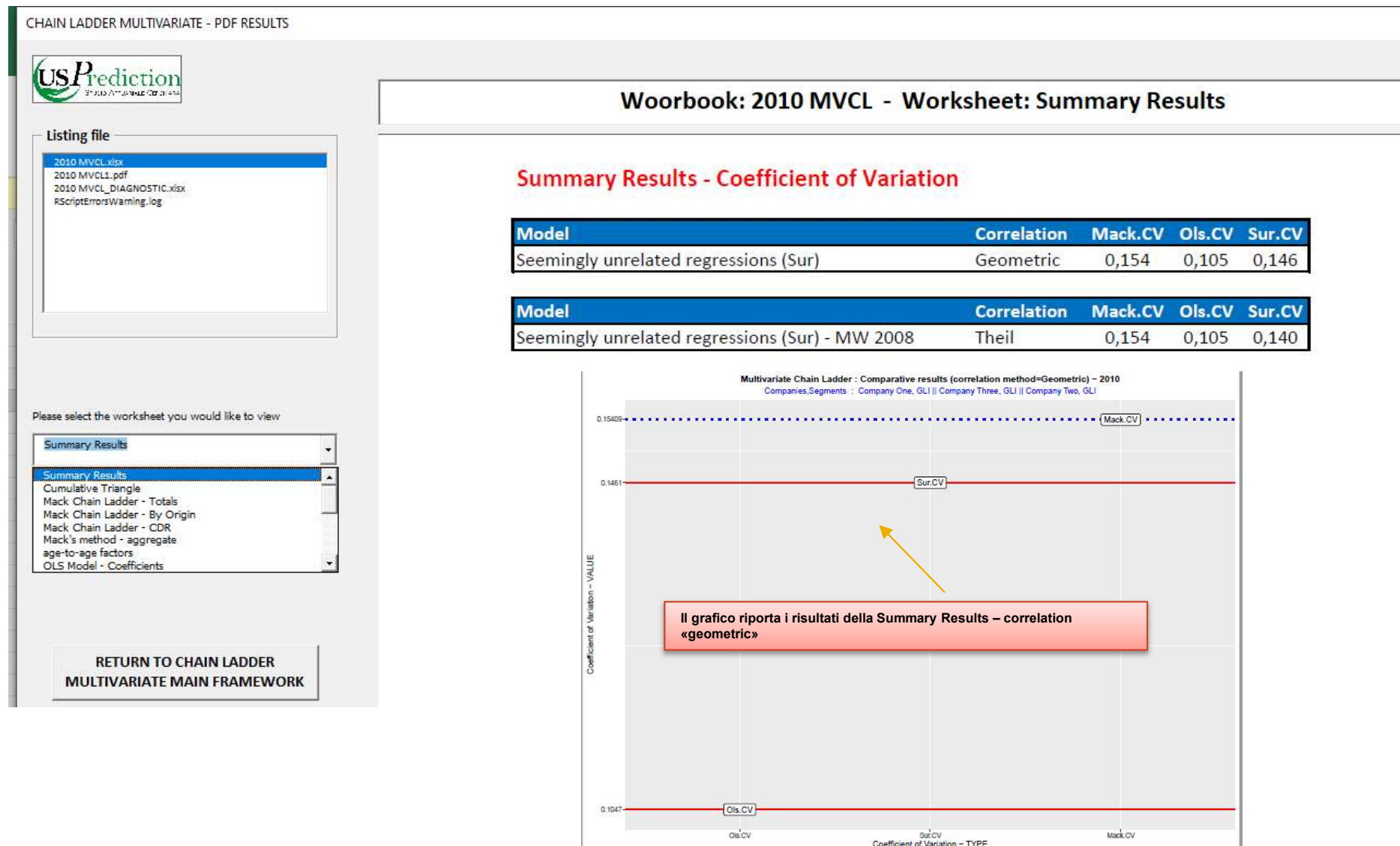
3
4
5
6
7

Starting Year Selection

2010
2011
2012
2013
2014

Successivamente é possibile procedere all'analisi multivariata

L'output del «Run CL Multivariate» produce il risultato principale nel foglio «Summary Results» del file «2010 MVCL.xlsx»:



Chain Ladder Multivariato

Summary Results

E' possibile stimare la matrice di covarianza in diversi modi:

- Il metodo «Theil» produce stime non distorte delle covarianze, ma la matrice potrebbe non essere semidefinita positiva
- In base a quanto evidenziato nel punto precedente, si può ricorrere all'alternativa «Geometric» che consente di ovviare a tale problematica.

Per gli acronimi SUR e OLS si vedano le slide successive.

«Mack's method - aggregate» (Mack's approximation)

«OLS Model – Totals»

«SUR Model – Totals»

Summary Results - Coefficient of Variation

Model	Correlation	Mack.CV	Ols.CV	Sur.CV
Seemingly unrelated regressions (Sur)	Geometric	0,154	0,105	0,146

Model	Correlation	Mack.CV	Ols.CV	Sur.CV
Seemingly unrelated regressions (Sur) - MW 2008	Theil	0,154	0,105	0,140

«MW Model – Totals»

«age to age factors»

CHAIN LADDER MULTIVARIATE - PDF RESULTS

USPrediction

Listing file

- 2010 MVCL.xlsx
- 2010 MVCL.pdf
- 2010 MVCL_DIAGNOSTIC.xlsx
- RScriptErrorsWarning.log

Please select the worksheet you would like to view

age-to-age factors

Woorbook: 2010 MVCL - Worksheet: age_to_age factors

Age-to-age factors: Stand alone triangles

key	ay	DY1to2	DY2to3	DY3to4	DY4to5	DY5to6	DY6to7	DY7to8	DY8to9
CompanyOne_GLI_1_DL	2010	2,979	1,035	1,073	1,182	1,018	1,000	1,004	1,001
CompanyOne_GLI_1_DL	2011	2,859	1,070	1,095	1,058	1,001	1,034	1,000	
CompanyOne_GLI_1_DL	2012	1,618	1,141	1,094	1,034	1,000	1,007		
CompanyOne_GLI_1_DL	2013	3,106	1,280	1,120	1,165	0,999			
CompanyOne_GLI_1_DL	2014	3,423	1,354	1,026	1,031				
CompanyOne_GLI_1_DL	2015	3,627	1,480	1,105					
CompanyOne_GLI_1_DL	2016	4,817	1,110						
CompanyOne_GLI_1_DL	2017	2,836							
CompanyThree_GLI_1_DL	2010	1,848	1,077	1,030	1,067	1,058	1,000	1,001	1,000
CompanyThree_GLI_1_DL	2011	1,709	1,033	1,017	1,018	1,007	1,003	1,004	
CompanyThree_GLI_1_DL	2012	1,469	1,036	1,014	1,006	1,007	1,018		
CompanyThree_GLI_1_DL	2013	1,570	1,063	1,037	1,046	1,003			
CompanyThree_GLI_1_DL	2014	1,647	1,082	1,028	1,019				
CompanyThree_GLI_1_DL	2015	1,644	1,065	1,027					
CompanyThree_GLI_1_DL	2016	1,728	1,043						
CompanyThree_GLI_1_DL	2017	1,889							
CompanyTwo_GLI_1_DL	2010	1,673	1,088	1,019	1,035	1,071	1,000	1,000	1,000
CompanyTwo_GLI_1_DL	2011	1,664	1,031	1,011	1,015	1,007	1,001	1,004	
CompanyTwo_GLI_1_DL	2012	1,462	1,030	1,009	1,004	1,008	1,018		
CompanyTwo_GLI_1_DL	2013	1,469	1,033	1,023	1,023	1,003			
CompanyTwo_GLI_1_DL	2014	1,548	1,049	1,028	1,017				
CompanyTwo_GLI_1_DL	2015	1,559	1,024	1,016					
CompanyTwo_GLI_1_DL	2016	1,598	1,034						
CompanyTwo_GLI_1_DL	2017	1,834							

RETURN TO CHAIN LADDER
MULTIVARIATE MAIN FRAMEWORK

E' previsto anche un file che descrive eventuali errori generati dalla procedura di calcolo in presenza di valori nulli della variabilità che non permettono l'inversione della matrice di covarianza o comunque legati all'impossibilità di risolvere un sistema lineare sottostante alla matrice di covarianza

Mack's Chain Ladder statistics

CHAIN LADDER MULTIVARIATE - PDF RESULTS



Listing file

2010 MVCL.xlsx
2010 MVCL.pdf
2010 MVCL_DIAGNOSTIC.xlsx
RScriptErrorsWarning.log

Please select the worksheet you would like to view

age-to-age factors

Woorbook: 2010 MVCL - Worksheet: age_to_age factors

Mack's Chain Ladder Statistics

key	statistic	sigma.method	DY1to2	DY2to3	DY3to4	DY4to5	DY5to6	DY6to7	DY7to8	DY8to9
CompanyOne_GLI_1_DL	Sigma	log.linear	8,475	2,543	0,633	1,251	0,133	0,257	0,036	0,023
CompanyThree_GLI_1_DL	Sigma	log.linear	5,613	0,981	0,467	1,031	0,851	0,474	0,075	0,097
CompanyTwo_GLI_1_DL	Sigma	log.linear	4,980	0,646	0,364	0,468	0,917	0,523	0,093	0,016

key	statistic	sigma.method	DY1to2	DY2to3	DY3to4	DY4to5	DY5to6	DY6to7	DY7to8	DY8to9
CompanyOne_GLI_1_DL	Sigma	Mack's approximation	8,475	2,543	0,633	1,251	0,133	0,257	0,036	0,005
CompanyThree_GLI_1_DL	Sigma	Mack's approximation	5,613	0,981	0,467	1,031	0,851	0,474	0,075	0,012
CompanyTwo_GLI_1_DL	Sigma	Mack's approximation	4,980	0,646	0,364	0,468	0,917	0,523	0,093	0,016

key	method	DY1to2	DY2to3	DY3to4	DY4to5	DY5to6	DY6to7	DY7to8	DY8to9
CompanyOne_GLI_1_DL	simple averages of the development periods' link ratios	3,158	1,210	1,086	1,094	1,005	1,014	1,002	1,001
CompanyThree_GLI_1_DL	simple averages of the development periods' link ratios	1,688	1,057	1,026	1,031	1,019	1,007	1,002	1,000
CompanyTwo_GLI_1_DL	simple averages of the development periods' link ratios	1,601	1,041	1,018	1,019	1,022	1,006	1,002	1,000

key	method	DY1to2	DY2to3	DY3to4	DY4to5	DY5to6	DY6to7	DY7to8	DY8to9
CompanyOne_GLI_1_DL	volume-weighted averages of the development periods' link ratios	3,048	1,233	1,086	1,095	1,003	1,013	1,002	1,001
CompanyThree_GLI_1_DL	volume-weighted averages of the development periods' link ratios	1,660	1,053	1,024	1,024	1,010	1,010	1,003	1,000
CompanyTwo_GLI_1_DL	volume-weighted averages of the development periods' link ratios	1,586	1,035	1,017	1,015	1,011	1,010	1,003	1,000

Chain Ladder Multivariato in una prospettiva one-year

Se le assunzioni del modello Chain Ladder sono valide per i portafogli A e B, è possibile calcolare la «prediction covariance» del CDR (Claims Development Results) tra i due portafogli come somma della covarianza di processo e della covarianza di stima

$$\widehat{Cov}[{}_A\widehat{CDR}, {}_B\widehat{CDR} \mid Data] = {}_{process}\widehat{Cov}[{}_A\widehat{CDR}, {}_B\widehat{CDR} \mid Data] + {}_{estimat}\widehat{Cov}[{}_A\widehat{CDR}, {}_B\widehat{CDR} \mid Data]$$

Per il calcolo di entrambe le componenti della «prediction covariance» si dovranno considerare i parametri di volatilità di entrambi i portafogli nonché la correlazione stimata (attraverso i rispettivi link ratios o in alternativa utilizzando i residui) tra i due portafogli.

Una volta ottenuta la «prediction covariance», si potrà calcolare implicitamente la correlazione tra i CDR dei due portafogli attraverso la seguente formula

$$\widehat{Corr}[{}_A\widehat{CDR}, {}_B\widehat{CDR} \mid Data] = \frac{\widehat{Cov}[{}_A\widehat{CDR}, {}_B\widehat{CDR} \mid Data]}{\widehat{mse}_{{}_A\widehat{CDR}|Data}(0)^{1/2} \cdot \widehat{mse}_{{}_B\widehat{CDR}|Data}(0)^{1/2}}$$

Il calcolo può essere effettuato su base analitica o simulativa.

Agenda

- L'approccio USP
- Requisiti normativi
- Esempi
- **Conclusioni**

Conclusioni - Focus sul mercato italiano

RELAZIONE ANNUALE IVASS 2024 – USP E GSP

- Dall'entrata in vigore del regime **Solvency II** nel 2016 l'Istituto ha autorizzato, per il calcolo del requisito patrimoniale di solvibilità:
 - cinque modelli interni di gruppo, utilizzati da 12 imprese operanti in Italia, e
 - un modello ai fini del calcolo del requisito individuale.
- Per altri due gruppi è in corso l'autorizzazione all'utilizzo del modello interno.
- I gruppi attualmente autorizzati all'utilizzo dei parametri specifici di gruppo (GSP) sono due, mentre 11 imprese adottano i parametri specifici a livello individuale (USP).
- Per un gruppo e due imprese l'autorizzazione all'utilizzo dei parametri specifici è venuta meno a seguito della fusione per incorporazione in imprese che adottano il modello interno o la formula standard.
- Per un'impresa e il gruppo di appartenenza sono in corso le valutazioni propedeutiche all'autorizzazione all'utilizzo degli USP e dei GSP.
- La verifica sulla appropriatezza dei modelli interni e dei parametri **USP/GSP** e delle relative calibrazioni necessita di un'attività continuativa per valutare che modifiche alle variabili di mercato o del contesto operativo siano correttamente riflesse nel profilo di rischio. Particolare rilievo assumono le verifiche sulle ipotesi alla base dei modelli di assorbimento del capitale e la valutazione di eventuali cambiamenti proposti dalle imprese.

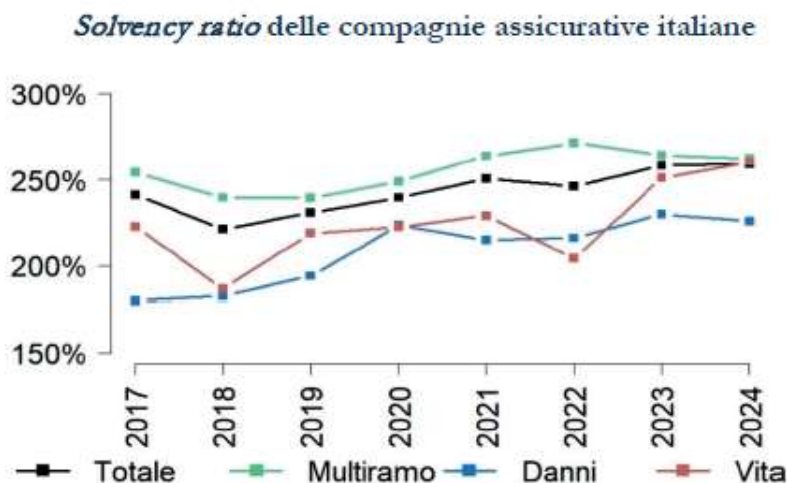
RELAZIONE ANNUALE IVASS 2023 – USP E GSP

La verifica dell'adeguatezza della standard formula e dei parametri specifici (USP)

- ⑩ Un'impresa e il gruppo di appartenenza, **altamente specializzati nell'assicurazione dei rischi di credito e cauzione**, sono stati autorizzati all'utilizzo dei parametri specifici.
- ⑩ Si sono inoltre **conclusi i procedimenti per l'autorizzazione all'utilizzo degli USP di due imprese e un gruppo** per la valutazione dei rischi di specifici segmenti di attività **per i quali le precedenti analisi di adeguatezza della standard formula avevano evidenziato scostamenti significativi del profilo di rischio**. In uno di questi casi il profilo di rischio dell'impresa e del gruppo, autorizzati all'utilizzo degli USP in altri segmenti, aveva subito rilevanti cambiamenti a seguito dell'acquisizione di un'impresa specializzata **nel ramo malattia**.
- ⑩ Un'impresa autorizzata all'utilizzo dei parametri specifici ha modificato la metodologia di calcolo del parametro specifico del **reserve risk** per rappresentare adeguatamente l'effettivo profilo di rischio.
- ⑩ Si è concluso **l'early dialogue propedeutico** alla presentazione dell'istanza di autorizzazione all'utilizzo dei parametri specifici per il calcolo del requisito di solvibilità di **una ulteriore impresa** e del gruppo di appartenenza.
- ⑩ **Per due imprese autorizzate**, il **monitoraggio nel continuo** dell'applicazione dei parametri specifici ha riguardato la verifica del persistere dei requisiti per l'utilizzo degli USP a seguito di **operazioni straordinarie di fusione per incorporazione**.
- ⑩ Per altre due imprese si è reso necessario **l'aggiornamento del margine conservativo** sul requisito di capitale per alcuni segmenti di attività in ragione dell'inadeguatezza della formula standard a rappresentarne i rischi.

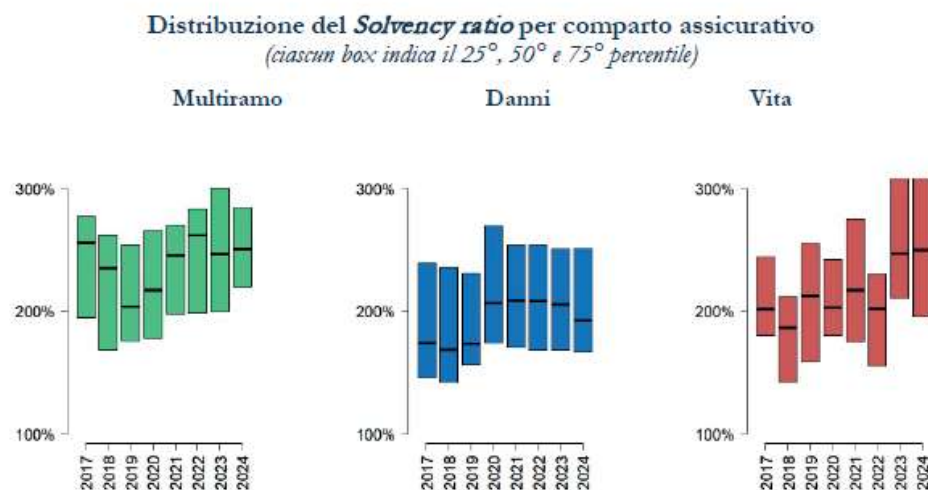
Solvency Ratio

Figura I.32



- Nel 2024 l'indice medio di solvibilità (Solvency ratio) risulta quasi invariato, attestandosi al 259,4% rispetto al 258,4% nel 2023. Le imprese vita registrano un incremento di 9 punti percentuali, continuando la crescita di + 47 p.p. nel 2023 a fronte della riduzione di -25 p.p. nel 2022. Il Solvency ratio medio delle imprese danni, pari a 225,8%, presenta un decremento di -4 punti (+14 nel 2023) e quello delle imprese multiramo, pari a 262,4%, si riduce di -2 punti (-7 nel 2023)

Figura I.33



- Il valore mediano del Solvency ratio è più elevato (251%) per le imprese multiramo e per le imprese vita (250%) rispetto a quelle danni (192%). La variabilità (differenza interquartile) del Solvency ratio nel mercato è maggiore tra le imprese vita rispetto a quelle danni e multiramo
- La variabilità è in aumento negli ultimi due esercizi per le compagnie vita, mentre risulta in riduzione per le compagnie multiramo

RELAZIONE ANNUALE IVASS 2024 – USP E GSP

SCR Ratio (rapporto tra fondi propri e SCR)

SCR ratio per modalità di calcolo e attività dell'impresa												
(valori percentuali)												
	Vita			Danni			Miste			Totale mercato		
	2020	2021	2022	2020	2021	2022	2020	2021	2022	2020	2021	2022
Standard Formula	227,1	235,2	207,5	220,2	197,9	207,3	134,8	139,3	196,1	222,5	226,0	207,2
Standard Formula - USP	-	-	-	247,0	285,3	256,4	181,9	208,0	201,9	194,3	226,5	216,0
Modello interno	197,5	193,9	175,2	218,8	211,3	205,7	255,3	270,0	277,3	251,0	264,4	269,5
Totale mercato	222,7	229,2	203,3	223,7	215,1	217,2	248,9	264,1	271,6	239,6	250,7	245,8

(valori percentuali)									
	Vita		Danni		Miste		Totale mercato		
	2022	2023	2022	2023	2022	2023	2022	2023	
Standard Formula	208,6	264,1	206,0	215,5	196,1		207,9	256,9	
Standard Formula - USP			256,4	277,9	201,9	205,3	216,0	229,1	
Modello interno	175,2	177,0	205,7	231,7	277,3	267,0	269,5	260,8	
Totale mercato	204,2	251,2	216,2	229,9	271,6	264,4	246,1	258,4	

(valori percentuali)								
	Vita		Danni		Miste		Totale mercato	
	2023	2024	2023	2024	2023	2024	2023	2024
Standard Formula	264,1	273,4	215,9	209,0			256,9	263,0
Standard Formula - USP			277,9	278,2	205,3	226,5	229,1	247,4
Modello interno	177,0	177,6	231,7	204,1	267,0	263,8	260,8	258,5
Totale mercato	251,2	260,5	230,1	225,8	264,4	262,4	258,4	259,4

- Il Solvency ratio medio a fine 2024 è risultato pari al 258%. **L'indicatore, invariato rispetto al dato di fine 2023, ha subito una lieve flessione nel primo semestre 2024**, riassorbita nella seconda metà dell'anno per effetto della contrazione dei tassi di interesse e delle azioni di rafforzamento patrimoniale e di mitigazione dei rischi intraprese dalle imprese che avevano registrato le maggiori riduzioni.
- Tra il 2023 e il 2024 il ratio è :
 - aumentato** per le imprese danni che ricorrono agli USP e superiore al ratio delle imprese danni con Standard formula
 - In riduzione** per le imprese danni che adottano un modello interno o la standard formula. Tale effetto non si riscontra per le imprese miste, il cui risultato condiziona anche il trend a livello di mercato per tale modalità di calcolo

L'APPROCCIO USP E' UNA SOLUZIONE VALIDA PER LE COMPAGNIE CHE PRESENTA COMUNQUE DEI PUNTI DI ATTENZIONE

Vantaggi

- I parametri specifici sono calibrati sulla base dei dati storici (ricostruiti) dell'azienda
- La volatilità propria dell'azienda, può essere inferiore a quella di mercato
- Riassicurazione: se la compagnia ha un livello di ritenzione molto basso, la volatilità potrebbe essere molto bassa
- Il processo di approvazione che si esige impone un approccio rigoroso e una vasta documentazione

Implicazioni

- Permettono di valutare meglio il profilo di rischio dell'azienda e quindi rendere la gestione dei rischi più aderente alla realtà dell'impresa
- Possono generare una diminuzione del capitale richiesto
- Permettono una migliore comprensione del rischio
- Possono essere un input utile per l'ORSA

Punti di attenzione

- La qualità dei dati riveste un'importanza particolare e le caratteristiche dell'impresa influenzano il risultato finale
- La volatilità propria dell'azienda può essere superiore a quella di mercato
- Riassicurazione: se la compagnia ha un livello di ritenzione molto alto, la volatilità potrebbe essere molto alta
- Il ritorno ai parametri standard deve essere autorizzato

Implicazioni

- E' necessario predisporre uno studio accurato preventivo, per comprendere la capacità di definire dati con elevata qualità e le risultanze preliminari tenendo conto delle caratteristiche dell'impresa anche prospettiche (M&A, ORSA, ecc.)
- Può generare un aumento del capitale richiesto

Conclusioni

SF vs USP vs Partial Internal Model

	Standard Formula	USP	PIM
Pro	- Factor based o Scenario based - Semplice da sviluppare/seguire	- Basati sui dati della Compagnia secondo un determinato fattore di credibilità - La volatilità potrebbe essere inferiore a quella calcolata con la SF	- Connessione tra Pricing/Premium Risk anche in merito allo "Use Test" - La volatilità potrebbe essere inferiore a quella calcolata con gli USP
Contro	- Non tiene conto del rischio realmente sottoscritto dalla Compagnia - Necessità di dimostrare adeguatezza della SF	- Dati: completi, accurati e appropriati - Soggetti a un processo di Pre-Approvazione da parte dell'Authority	Soggetti a un processo di Pre-Approvazione più complesso degli USP

Conclusioni

- L'approccio USP non sempre garantisce un risparmio di capitale, in particolare in relazione alla sensibilità dei metodi anche ad un solo picco nella serie storica. Di anno in anno gli USP possono variare drasticamente comportando anche un aumento di SCR.
- Di seguito si riporta la sintesi delle sensitivity definite in Cerchiara e Demarco (2016).

	Premium Risk M1P	Reserve Risk M1R	Reserve Risk 2 M2R
Peaks on losses	High impact	High impact	High impact
Peaks on premium/opening reserve	High impact	High impact	
Growing Business	High impact	High impact	
Decreasing Business	High impact	High impact	
T+1	Low impact	Low impact	
T+5	Medium impact	Medium impact	

- L'approccio USP può rappresentare una scelta strategica, ma occorre tenere conto a priori i possibili effetti di variazioni nell'underwriting/tariffazione, M&A, ecc., perché, come detto, il cherry picking non é ovviamente ammesso.

Conclusioni

	Standardised Methods (deterministic-formula based)	Stochastic Approaches
<i>Vantaggi</i>	Velocità e facilità nei calcoli e nell'implementazione, facile da documentare	Split tra attritional/large/cat claims, personalizzazione della riassicurazione in uso e delle dipendenze
<i>Svantaggi</i>	Non è possibile calibrare dipendenze e riassicurazione specifiche della compagnia, ecc.	Necessità di un software specializzato, calcoli complessi anche da documentare, documentazione maggiore rispetto all'approccio USP

- Nella letteratura esistono diversi approcci per la stima della volatilità one-year:
 - Closed Formula:
 - Cavastracci and Tripodi (2017) - reserve risk
 - Proxy model for method 1: Cerchiara, Demarco e Siegenthaler (2017)
 - ...
 - Simulation models (e.g. Actuary-in-the-box, DFA, ecc.) – work in progress – IFOA paper
 - Individual Claim Reserving, utilizzando al tempo stesso tecniche di Pricing e Reserving, e Machine learning (Wüthrich, 2016)
 - GLM (Cerchiara e Magatti, 2014)
 - Hindsight re-estimation – Performance testing (Reserving Risk - model error estimation)
- Si veda anche Cerchiara et al. (2020) per una review delle metodologie esistenti sulla stima della volatilità one-year (reserve risk)

TIME HORIZON PARADOX

- Geman and Ohana (2005) – TIME HORIZON PARADOX: *This is a very general phenomenon and refers to a situation where you have two risks, X and Y, and if you compare them over one time horizon (say one year) you see that X is riskier than Y, whereas if you compare them over a different time horizon (say ten years) then you see that Y is riskier than X.*
- AISAM-ACME (2007): *A problem with the one-year risk is that the reserves for long-tailed business might change so little over one year that ‘/.../ it should not be a surprise that some long-tail business – where adverse movements in claims provisions emerge slowly over many years – requires less solvency capital than some short-tail business /.../’.* Si veda anche Dhaene et al. (2008) per ulteriori esempi.
- Merz e Wuthrich (2010): *With long tail lines ... [there is] ... usually little extra claim specific information is gained over a single year resulting in small changes to reserves using typical stochastic methods and consequently very low measures of one-year reserve risk.*
- Cerchiara et al. (2020): *This phenomenon is a consequence of the one-year horizon of the Solvency II framework, which relates to risks that could appear in the financial statements over one year and does not take the long-term nature of insurance into account, right or wrong. Of course, mixing an ultimo perspective for liabilities with a one-year perspective for assets is not an alternative if we are interested in the combined total risk of the company.* - <https://www.actuaries.org.uk/system/files/field/document/A-Practitioners-Introduction-One-Year-View.pdf>

Principali Riferimenti

AISAM-ACME (2007), *Study on non-life long tail liabilities: reserve risk and risk margin assessment under Solvency II*.
<http://www.aisam.org>

Bulmer R. (2011), *Undertaking Specific Parameters*. General Insurance Convention, Liverpool

Cavastracci S. (2015), Quaderno n. 3 IVASS, *Dal chain ladder al modello di Merz e Wüthrich: derivazione completa del modello di volatilità della riserva sinistri in un orizzonte annuale*

Cavastracci S., Tripodi A. (2017), Modello overdispersed Poisson: formula chiusa per la stima GLM della volatilità one year della riserva sinistri. Quaderno IVASS n.9, Roma.

<https://www.ivass.it/pubblicazioni-e-statistiche/pubblicazioni/quaderni/2017/iv9/ivassq0022.pdf>

CEIOPS (2010), “*QIS5 Technical Specifications*”, Brussels, 5 July 2010

CEIOPS (2010) *CEIOPS’ Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: Undertaking Specific Parameters*.
<https://ec.europa.eu>

Cerchiara, R.R. (2013), “*Come migliorare l’assorbimento di capitale?*”, Proceedings of Congress “Quali sono le leve per un impiego più efficiente del capitale nel business danni”, Towers Watson, Milano, Italy, 26 March 2013

Cerchiara R.R. e Magatti V. (2014), “*Undertaking Specific Parameters or a Partial Internal Model under Solvency 2?*”, Atti del Congresso Internazionale degli Attuari, Washington D.C.

Cerchiara R.R. e Magatti V. (2014), “*The estimation of Standard Deviation of Premium Risk under Solvency 2*”, MAF Springer Book 2014

Cerchiara R.R., Desantis S., Giuli G., Magatti V. (2016), “*An analysis on the Premium Risk for the Italian Market*”, MAF Congress, Paris

Cerchiara R.R. e Demarco V. (2016), “*Undertaking specific parameters under solvency II: reduction of capital requirement or not?*”, European Actuarial Journal, http://link.springer.com/article/10.1007/s13385-016-0139-6?wt_mc=Internal.Event.1.SEM.ArticleAuthorOnlineFirst

Cerchiara R.R., Jain S. e Scarth R. (2020), “*A Practitioner’s Introduction to Stochastic Reserving The One-Year View*”, IFoA - <https://www.actuaries.org.uk/system/files/field/document/A-Practitioners-Introduction-One-Year-View.pdf>

Principali Riferimenti

- De Felice M. e Moriconi F.** (2015), “*Sulla stima degli Undertaking Specific Parameters e la verifica delle ipotesi*”, Working Paper n. 9, Università di Perugia
- EIOPA** (2011), “*Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II*”, Report of the Joint Working Group on Non-Life and Health NSLT Calibration, 12 December
- EIOPA** (2012), “*Technical Specifications for the Solvency II valuation and Solvency Capital Requirements calculations (Part I)*”, EIOPA-DOC-12/362, 18 October 2012
- EIOPA** (2014), “*The underlying assumptions in the standard formula for the Solvency Capital Requirement calculation*”, Frankfurt am Main
- EIOPA** (2015), “*Guidelines on undertaking-specific parameters.*” <https://eiopa.europa.eu>
- EIOPA** (2024), “*EIOPA-BoS-24-480_CP on revised GLs on undertaking-specific parameters*” <https://eiopa.europa.eu>
- European Parliament** (2009), “*Solvency II Directive 2009/138/EC*”
- European Commission** (2015), “*Delegated Acts Solvency II*”, published on Official Journal of the EU, vol. 58, 17 January
- Gigante, P., Picech, L., Sigalotti, L.** (2010), “*La tariffazione nei rami danni con modelli lineari generalizzati*”, Trieste: EUT editore
- Gisler A** (2009) “*The Insurance Risk in the SST and in Solvency II: Modelling and Parameter Estimation*”. ASTIN Colloquium, Helsinki. <https://www.actuaries.org/ASTIN/Colloquia/>
- Hastie, T.J., Tibshirani, R.J.** (1990), “*Generalized Additive Models*”, NY, Chapman&Hall
- IVASS** (2015-2016), “*Regolamenti attuativi Solvency II*”, www.ivass.it
- Klugman, S. A., Panjer, H. H., Willmot, G.E.** (2012), “*Loss Models: From Data to Decisions*”, 4th edition, Hoboken (New Jersey), Wiley – SOA
- Larsen, C.R.** (2007), “*An Individual Claim Reserving Model*”, Astin Bulletin, volume 37, iss. 1
- Magatti V.** (2015), “*Il Premium Risk nei Modelli di Pricing*”, Tesi di Dottorato di Ricerca in Scienze Attuariali

Principali Riferimenti

Mack T (1993), *"Distribution-free Calculation of the Standard Error of Chain Ladder Reserve Estimates"*. ASTIN Bull 23(2), 213-225

Merz M, Wuthrich MV (2008), *"Modelling Claims Development Result for Solvency Purposes"*. Casualty Actuarial Society, E-Forum Fall, 542-568

Merz M, Wuthrich MV (2008), *"Stochastic Claims Reserving Methods in Insurance."* Wiley Finance.

Nelder J.A., Wedderburn R.W.M. (1972), *"Generalized Linear Models"*, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 135, 370–384

Ohlsson E., Esbjörn e Lauzenings J. (2008), *"The One-Year Non-Life Insurance Risk."* Manchester

Ohlsson E., Lauzenings J. (2009), *"The one-year non-life insurance risk"*. Insurance Math Econ 45:203–208

Ohlsson, E., Johansson, B. (2010), *"Non-Life Insurance Pricing with Generalized Linear Models"*, EAA Series Textbook, Berlin, Springer

Savelli N. e Clemente G.P. (2008), *"Modelling Aggregate Non-Life Underwriting Risk: Standard Formula vs Internal Model"*, Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari

Savelli N. e Clemente G.P. (2011), *"Hierarchical Structures in the Aggregation of Premium Risk for Insurance Underwriting"*, Scandinavian Actuarial Journal, Issue 3

Taylor G. e McGuire G. (2004), *"Loss reserving with GLMs: a case study"*, Spring 2004 Meeting of the Casualty Actuarial Society, Colorado Springs, Colorado

Werner G. e Modlin C. (2010), *"Basic Ratemaking"*, quarta edizione CAS

Wolfinger, R. e O'Connell, M. (1993), *"Generalized Linear Mixed Models: A Pseudo-likelihood Approach"*, Journal of Statistical Computation and Simulation, 4, 233–243

Zeileis, A. (2004), *"Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators"*, Journal of Statistical Software, Vol. 11, Issue 10

Principali Riferimenti - CLMV

- Braun C.** (2004) The prediction error of the chain-ladder method applied to correlated run-off triangles. Astin Bulletin. 34, 399-423
- Mack T.** (1993) Distribution-free Calculation of the Standard Error of Chain Ladder Reserve Estimates. ASTIN Bull 23(2), 213-225
- Mack T.** (1994, 1997) Measuring the Variability of Chain Ladder Reserve Estimates. Casualty Actuarial Society Forum 1, Spring 1994, pp. 101–182 and in Claims Reserving Manual, vol. 2. London: Institute of Actuaries
<https://www.actuaries.org.uk/system/files/documents/pdf/crm2-D6.pdf>
- Merz M., Wüthrich M.V.** (2008a) Modelling the Claims Development Result for Solvency Purposes. Casualty Actuarial Society E-Forum, 542-568
- Merz M., Wuthrich M.V.** (2008b) Stochastic Claims Reserving Methods in Insurance. Wiley Finance. ISBN: 978-0-470-72346-3
- Merz M., Wüthrich M.V.** (2008c) Prediction error of the multivariate chain ladder reserving method. North American Actuarial Journal, 12:175-197
- Prohl C., Schmidt K. D.** (2005) Multivariate chain-ladder. Dresdner Schriften zur Versicherungsmathematik
- Zhang Y.** (2010) A general multivariate chain ladder model. Insurance: Mathematics and Economics, 46:588-599



Rocco Roberto Cerchiara
Actuary (IOA) – PhD

- ❖ MSc in Statistical and Actuarial Sciences with honors at the University of Rome “La Sapienza” in 1999
- ❖ Full Qualified Actuary (IOA) since 2000 and volunteer at IFoA since 2018
- ❖ PhD in Actuarial Sciences at University of Rome “La Sapienza” in 2006
- ❖ He is Senior Advisor at Oliver Wyman Actuarial
- ❖ He is adjunct professor at CISA «Scuola di Attuariato»
- ❖ He is lecturer at MIB School of Management in Trieste
- ❖ He has been board member of the Italian Institute of Actuaries
- ❖ Since 1999 to 2003 he has been serving at Arthur Andersen (Deloitte Consulting)
- ❖ From 2005 to 2021 he was Assistant Professor of Risk Theory and Non-Life Insurance Mathematics at the Department of Economics, Statistics and Finance, University of Calabria in Italy
- ❖ Since 2007 to 2017 he was Senior Consultant with Willis Towers Watson in Rome
- ❖ From 2017 he is an independent actuary with consultancy for several Italian insurance companies on several. His experience covers the full range of actuarial services, including: Actuarial Function, Economic capital modelling, USP, Appointed Actuary, Pricing Support, Reserve review, IFRS 17, Pension Funds, Life Insurance, NAT CAT pricing, Machine Learning, AI (in partnership with ESPLORES and SIR)
- ❖ He has been Head of Non Life Underwriting Risk at the Risk Management office of Generali Group Headquarter
- ❖ He has been teaching at various Universities at University of Rome “La Sapienza”, University of Sannio and LUISS.
- ❖ His main topics of research are: Risk Theory models for pricing and reserving risk, Individual Claim Reserving, Machine Learning, Extreme Value Theory, Solvency II and IFRS17.
- ❖ He had published a large number of works and presented in many national and international congress on these topics



Andrea Calabria
Actuary (IOA) – PhD

- ❖ He holds a Master's degree in Economics, a Master of Science, and a PhD in Economics with a specialization in Statistics and Econometrics.
- ❖ He is senior Risk Management Analyst at Assicurazioni Generali S.p.A. in Group Risk Management P&C
- ❖ He has over 20 years of experience in primary insurance companies, with a focus on Non-life risk management and related analytical quantitative activities.

GRAZIE PER L'ATTENZIONE!!