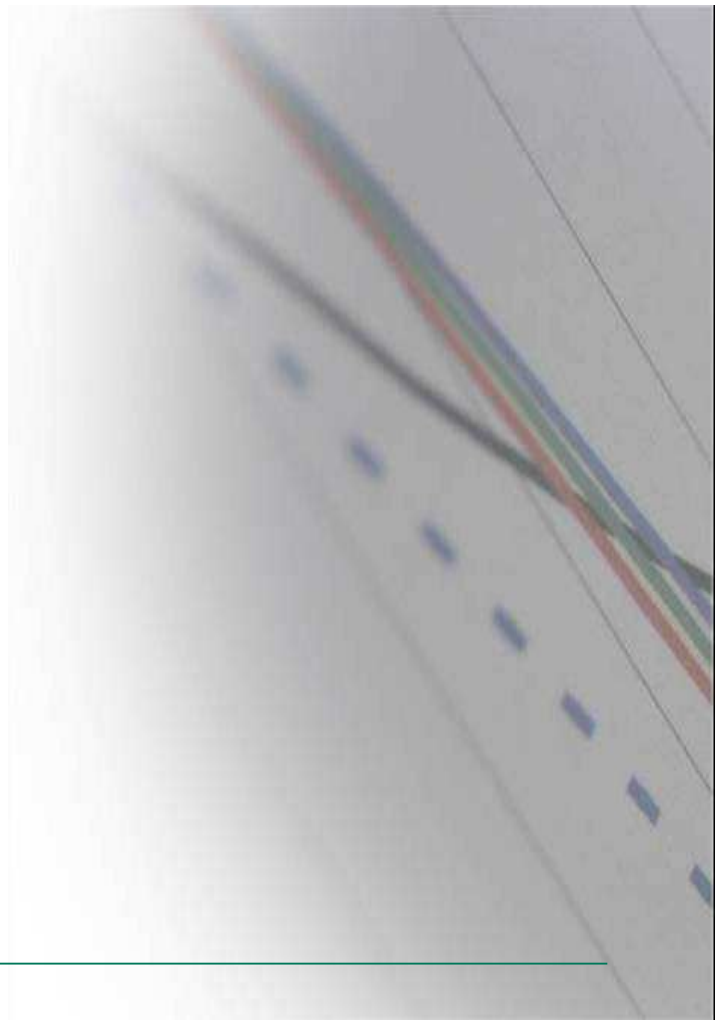


## Value-at-Risk

Dr. Richard Herrmann

Nürnberg, 14. November 2006  
IVS-Forum



## Gliederung

- **Modell**
- **Beispiel aus der betrieblichen Altersversorgung**
- **Verteilung des Gesamtschadens**
- **Value-at-Risk und Tail Value-at-Risk**
- **Risikobeurteilung einer Pensionskasse**
- **Hinweise für die Praxis**

# Modell

- **Hauptgesamtheit der versicherten Personen**
  - gesamter Bestand
  - Abrechnungsverband
  - Versicherte in einem Tarif
  - Versorgungsberechtigte in einem Pensionsplan
- **Verschiedene Ursachen, aus der Hauptgesamtheit in eine Nebengesamtheit auszuscheiden**
- **Typische Ausscheideursachen können beispielsweise sein:**
  - in der Lebensversicherung: Tod, Rückkauf, Beitragsfreistellung
  - in der Krankenversicherung: Tod, Storno
  - in der betrieblichen Altersversorgung: Tod ohne Witwe, Tod mit Witwe, Invalidität, Ausscheiden mit oder ohne unverfallbare Ansprüche, Portabilität, Wechsel in den Altersruhestand.

# Modell

## Ausscheidewahrscheinlichkeiten

Für das Mitglied  $j$  der Hauptgesamtheit bezeichne für die Ausscheideursachen  $h = 1, \dots, m$

$$q_j^{(h)} = P(\text{Ausscheiden wegen Ursache } h)$$

die Wahrscheinlichkeit aus der Hauptgesamtheit auszuscheiden und

$$q_j^{(0)} = 1 - \sum_{h=1}^m q_j^{(h)}$$

die Wahrscheinlichkeit, in der Hauptgesamtheit zu verbleiben.

Da es sich bei der Hauptgesamtheit um Versicherungen handelt, wird im Folgenden ausgeschlossen, dass sämtliche Ausscheidewahrscheinlichkeiten null sind, d. h.

$$\exists h \in \{1, \dots, m\} \text{ mit } q_j^{(h)} > 0$$

# Modell

## Zufallsvariable des Ergebnisses

Bezeichne die Zufallsvariable  $X_j$  für Mitglied  $j$  das Ergebnis (Aufwand bzw. Ertrag) für die Versicherung im Geschäftsjahr, dann gibt es für  $X_j$   $(m + 1)$  mögliche Realisationen.

Bezeichne

$$R_j = \{r_j^{(h)} \in \mathbb{Z}, h = 0, 1, \dots, m\}$$

die Menge der möglichen Realisation von  $X_j$ .

Für Erwartungswert und Varianz von  $X_j$  gilt dann

$$E(X_j) = \sum_{h=0}^m q_j^{(h)} \cdot r_j^{(h)} =: \mu_j$$

$$\text{Var}(X_j) = \sum_{h=0}^m q_j^{(h)} \cdot (r_j^{(h)} - \mu_j)^2 =: \sigma_j^2$$

Darüber hinaus existieren auch die Momente höherer Ordnung.

Für die Versicherung ergeben sich die Realisationen von  $X_j$  als Differenzen zwischen dem vorhandenen Vermögen und der zu erbringenden Leistung.

# Modell

## Bezeichne

$L^{(h)}$  den Barwert (zu Beginn des Jahres) aller Leistungen, die bei Ausscheiden aus der Hauptgesamtheit aufgrund der Ursache  $h$  ( $h = 1, \dots, m$ ) fällig werden,

$L^{(0)}$  den Barwert (zu Beginn des Jahres) bei Verbleiben in der Hauptgesamtheit.

${}_0V$  = Deckungskapital am Beginn des Jahres bei Zugehörigkeit zur Hauptgesamtheit

$P$  = Prämie (fällig zu Beginn des Jahres)

$P^S$  = Sparprämie

$v$  =  $\frac{1}{1+i}$ ,  $i$  = Zins

# Modell

Dann gilt

$$\begin{aligned} {}_0V + P &= q_j^{(0)} \cdot L^{(0)} + \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} \cdot L^{(h)} \\ &= \left( 1 - \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} \right) L^{(0)} + \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} \cdot L^{(h)} \\ &= L^{(0)} + \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} (L^{(h)} - L^{(0)}) \\ &= L^{(0)} + \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} \underbrace{(L^{(h)} - L^{(0)})}_{\text{Risikokapital } K^{(h)} \text{ für } \text{Ausscheideursache } h} \\ &= {}_0V + P^S + \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} \cdot K^{(h)} \end{aligned}$$

# Modell

Für die individuelle Schadenfunktion werden die Realisationen  $r_j^{(h)}$  von  $X_j$  wie folgt festgelegt

$$\begin{aligned} r_j^{(h)} &= K^{(h)} = L^{(h)} - L^{(0)} && \text{für } h = 1, \dots, m \\ r_j^{(0)} &= L^{(0)} - L^{(0)} = 0 \end{aligned}$$

Der Erwartungswert  $E(X_j)$  ist dann

$$\begin{aligned} E(X_j) &= \sum_{h=0}^m q_j^{(h)} \cdot r_j^{(h)} \\ &= \sum_{h=0}^m q_j^{(h)} (L^{(h)} - L^{(0)}) \\ &= {}_0V + P - L^{(0)} \end{aligned}$$

## Beispiel aus der betrieblichen Altersversorgung

- Pensionszusage auf gleichbleibender Jahresrente  $R$ , 60 % Witwenrentenanwartschaft
- Populationsmodell der Richttafeln, d.h. drei Ausscheidursachen: Invalidität, Tod mit Witwe, Tod ohne Witwe
- Barwerte, riskierte Kapitale und Ausscheidewahrscheinlichkeiten

Verbleiben in der Hauptgesamtheit ( $h = 0$ )

$$\begin{aligned} L^{(0)} &= v \cdot V \\ &= v \cdot R \cdot \left( a_{x+k+1}^{aiA} + w \cdot a_{x+k+1}^{aw} - P \cdot a_{x+k+1}^a \right) \\ K^{(0)} &= 0 \\ q_j^{(0)} &= 1 - i_{x+k} - q_{x+k}^{aa} \end{aligned}$$

Tod mit Witwe ( $h = 2$ )

$$\begin{aligned} L^{(2)} &= w \cdot R \cdot v^{\frac{1}{2}} \cdot a_{y(x+k)+\frac{1}{2}}^w \\ K^{(2)} &= L^{(2)} - L^{(0)} \\ q_j^{(2)} &= q_{x+k}^{aa} \cdot h_{x+k} \end{aligned}$$

Invalidität ( $h = 1$ )

$$\begin{aligned} L^{(1)} &= R \cdot v^{\frac{1}{2}} \cdot \left( a_{x+k+\frac{1}{2}}^i + w \cdot a_{x+k+\frac{1}{2}}^{iw} \right) \\ K^{(1)} &= L^{(1)} - L^{(0)} \\ q_j^{(1)} &= i_{x+k} \end{aligned}$$

Tod ohne Witwe ( $h = 3$ )

$$\begin{aligned} L^{(3)} &= 0 \\ K^{(3)} &= -L^{(0)} \\ q_j^{(3)} &= q_{x+k}^{aa} \cdot (1 - h_{x+k}) \end{aligned}$$

## Beispiel aus der betrieblichen Altersversorgung

Der Erwartungswert des Einzelschadens beträgt bei gleichem Populationsmodell und gleichen Ausscheidewahrscheinlichkeiten wie für die Bewertung

$$E(X_j) = R \left[ \left( a_{x+k}^{aiA} + w \cdot a_{x+k}^{aw} - P \cdot a_{x+k, z-x-k}^a \right) + P - v \cdot \left( a_{x+k+1}^{aiA} + w \cdot a_{x+k+1}^{aw} - P \cdot a_{x+k+1, z-x-k-1}^a \right) \right]$$

**Zusätzliche Berücksichtigung der Fluktuation**

- Modifikation der Ausscheidewahrscheinlichkeiten für Tod und Invalidität erforderlich
- Modellerweiterung

$$q_j^{(4)} = \text{Fluktuationswahrscheinlichkeit}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} L^{(4)} &= v \cdot u \cdot R \cdot \left( a_{x+k+1}^{aiA} + w \cdot a_{x+k+1}^{aw} \right) \\ K^{(4)} &= L^{(4)} - L^{(0)} \\ \text{mit } u &< 1 \text{ Unverfallbarkeitsfaktor} \end{aligned}$$

oder

$$\begin{aligned} L^{(4)} &= 0 \\ K^{(4)} &= -L^{(0)} \\ \text{falls keine Ansprüche aufrechterhalten werden} \end{aligned}$$

# Verteilung des Gesamtschadens

Der Gesamtschaden des Versicherungsunternehmens (bzw. eines Teilbestandes) ergibt sich als Summe der Einzelschäden

$$S_n = \sum_{j=1}^n X_j$$

Es gilt dann

$$E(S_n) = \sum_{j=1}^n E(X_j) = \sum_{j=1}^n \mu_j$$

und wegen der Unabhängigkeit der  $X_j$

$$\text{Var}(S_n) = \sum_{j=1}^n \text{Var}(X_j) = \sum_{j=1}^n \sigma_j^2$$

# Verteilung des Gesamtschadens

## Berechnung der Gesamtschadenverteilung durch Faltung

Da die Verteilungen der Einzelschäden bekannt sind, kann die Gesamtschadenverteilung durch Faltung ermittelt werden mittels

$$P(S_n = a) = \sum_{h=0}^m P(S_{n-1} = a - K_n^{(h)}) \cdot P(X_n = K_n^{(h)})$$

wobei  $K_n^{(h)}$  das riskierte Kapital bei Ausscheiden wegen Ursache  $h$  ( $h = 1, \dots, m$ ) des Mitglieds  $n$  aus der Hauptgesamtheit bzw. das Verbleiben in der Hauptgesamtheit ( $h = 0$ ) bezeichnet.

Mit Hilfe der Faltung kann insbesondere für kleinere Bestände die Gesamtschadenverteilung exakt und zugleich schnell ermittelt werden.

## Verteilung des Gesamtschadens

### Approximation der Gesamtschadenverteilung durch eine zusammengesetzte Poisson-Verteilung

Im kollektiven Modell wird der Gesamtschaden  $S$  als Summe aus  $N$  Einzelschäden und den Schadenhöhen  $Y_i$  betrachtet und es wird angenommen, dass die  $Y_i$  identisch verteilt und die Zufallsvariablen  $N, Y_1, Y_2, \dots$  stochastisch unabhängig sind und dass  $N$  poissonverteilt ist.

Der Erwartungswert für die Anzahl der Schäden beträgt

$$E(N) = \sum_{j=1}^n P(X_j > 0) = \sum_{j=1}^n \sum_{h=1}^m q_j^{(h)} = \sum_{j=1}^n (1 - q_j^{(0)}) =: \lambda$$

Die Verteilung des Gesamtschadens ergibt sich dann für  $x > 0$  durch

$$P(S = x) = \sum_{l=0}^x p^{*l}(x) e^{-\lambda} \frac{\lambda^l}{l!}$$

## Verteilung des Gesamtschadens

### Approximation der Gesamtschadenverteilung durch die Normalverteilung

- Die Einzelschäden  $X_i$  sind unabhängig und haben einen Wertebereich, der höchstens  $m+1$  Werte umfasst
- Die Einzelschäden  $X_i$  sind nicht identisch verteilt
  - ⇒ zentraler Grenzwertsatz nur gültig, wenn die Lindeberg-Bedingung erfüllt ist.
- Zentraler Grenzwertsatz gilt, wenn
  - für alle Einzelschäden die Momente 4. Ordnung existieren und durch  $M > 0$  begrenzt sind
  - Varianzen der Einzelrisiken nach unten durch  $c > 0$  begrenzt sind
- Gesamtschadenverteilung konvergiert gegen Normalverteilung mit Erwartungswert  $E(S_n)$  und Varianz  $\text{Var}(S_n)$

## Value-at-Risk und Tail Value-at-Risk

Das Risikomaß Value-at-Risk (VaR) ist definiert durch

$$\text{VaR}^\alpha(X) = u_{1-\alpha}(X) \quad \alpha \in (0, 1)$$

Der Value-at-Risk ergibt sich somit aus der Verteilungsfunktion  $F$  von  $X$  durch

$$\text{VaR}^\alpha(X) = F^{-1}(1 - \alpha)$$

Das Risikomaß Tail Value-at-Risk (TVaR) ist definiert durch

$$\text{TVaR}_\alpha(X) = \frac{1}{\alpha} \int_{1-\alpha}^1 \text{VaR}^{1-\beta}(X) d\beta \quad \alpha \in (0, 1)$$

Der TVaR ist das arithmetische Mittel der Quantile von  $X$  für  $1 - \alpha \leq \beta < 1$ .  
Dadurch wird der Verlauf der Verteilungsfunktion oberhalb des  $(1 - \alpha)$ -Quantils bei der Beurteilung des Risikos einbezogen.

## Value-at-Risk und Tail Value-at-Risk

Im Fall der Normalverteilung  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  mit Verteilungsfunktion  $\Psi$  ist der Value-at-Risk

$$\text{VaR}^\alpha(X) = \Psi^{-1}(1 - \alpha) = u_{1-\alpha}$$

und mit  $\Phi$  als Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung gilt

$$\text{VaR}^\alpha(X) = \mu + \sigma \cdot \Phi^{-1}(1 - \alpha)$$

Für den Tail Value-at-Risk gilt dann mit  $\varphi$  als Dichtefunktion der Standard-Normalverteilung

$$\text{TVaR}_\alpha(X) = \mu + \varphi(\Phi^{-1}(1 - \alpha)) \cdot \frac{\sigma}{\alpha}$$



# Risikobeurteilung einer Pensionskasse

## Plan A:

Zusage auf Alters-, Invaliden- und Hinterbliebenenrente; der Leistungsanspruch entwickelt sich proportional zur Dienstzeit beim Unternehmen (lineares Steigerungssystem). Der Anspruch auf Hinterbliebenenleistungen beträgt 60 % des Anspruchs des Versorgungsberechtigten.

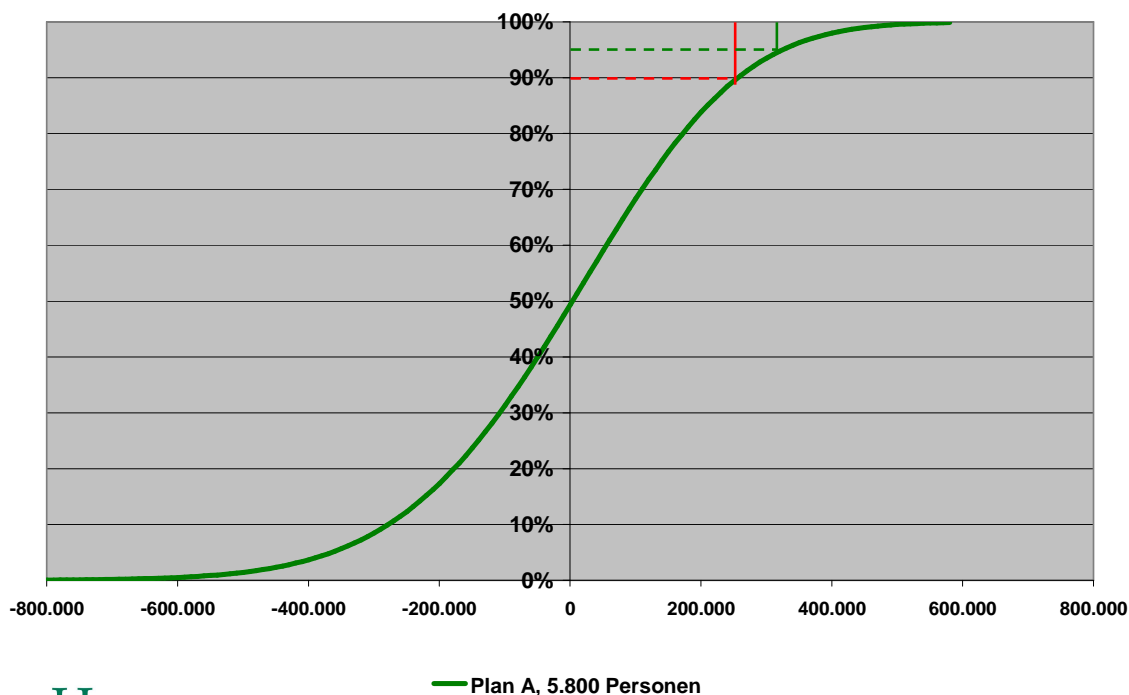
## Plan B:

Im Gegensatz zu Plan A wird bei vorzeitigen Leistungsfällen Invalidität und Tod mit Hinterbliebenenversorgung eine Rente gewährt, die sich nicht aus dem erreichten Anspruch sondern durch Zurechnungszeit bis zum Pensionierungsalter ergibt.

Die beiden Pläne unterscheiden sich dadurch, dass das riskierte Kapital in Plan B aufgrund der Zurechnungszeit deutlich höher ist als in Plan A. Darüber hinaus wird die Anzahl der Mitglieder der Hauptgesamtheit (Aktive) in beiden Fällen einmal mit 1.000 Personen und einmal mit 5.800 Personen angenommen.

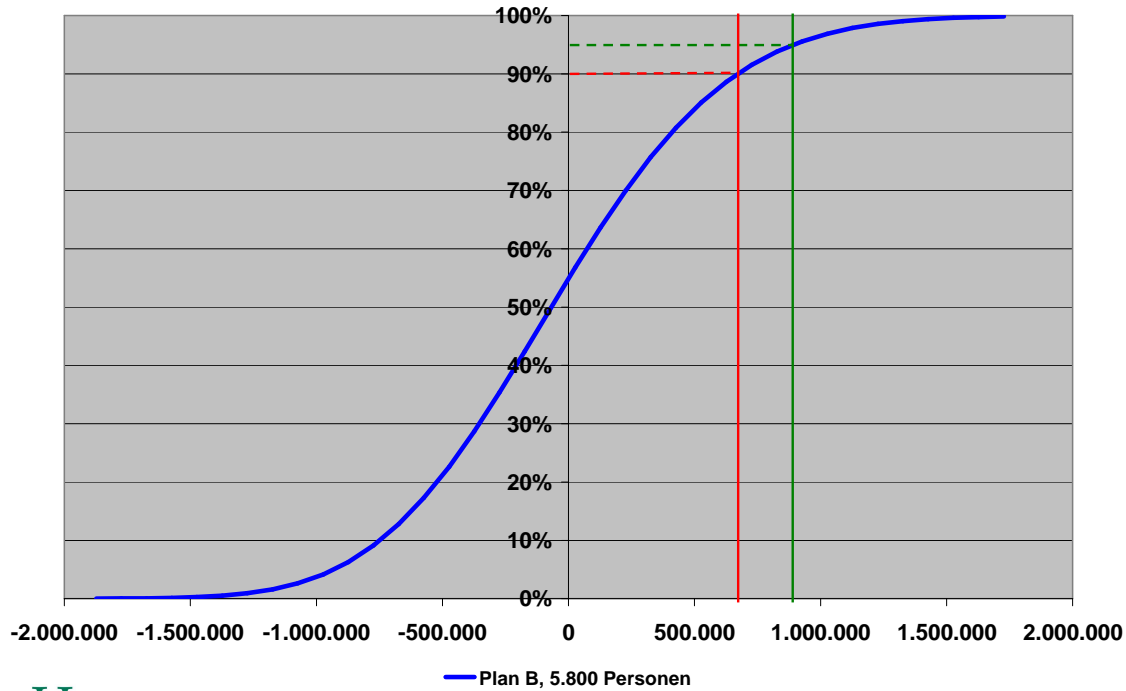
# Risikobeurteilung einer Pensionskasse

## Verteilungsfunktion Plan A, 5.800 Aktive



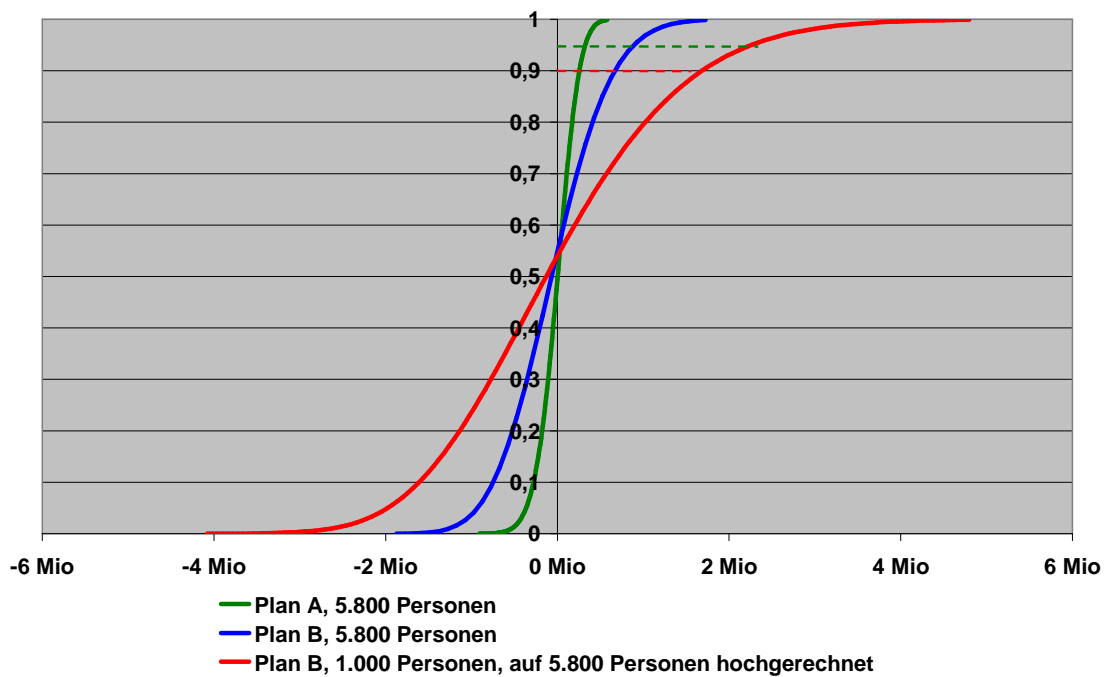
# Risikobeurteilung einer Pensionskasse

## Verteilungsfunktion Plan B, 5.800 Aktive



# Risikobeurteilung einer Pensionskasse

## Verteilungsfunktionen im Vergleich



# Risikobeurteilung einer Pensionskasse

## Vergleich der Risikomaße und der Risiken

Bestand: Plan:	5.800 Personen Plan A		5.800 Personen Plan B		1.000 Personen Plan B		auf 5.800 Personen hochgerechnet Plan B	
Deckungs- rückstel- lung:	339 Mio€		349 Mio€		58 Mio€		349 Mio€	
$\alpha$	VaR	TVaR	VaR	TVaR	VaR	TVaR	VaR	TVaR
	Mio€	Mio€	Mio€	Mio€	Mio€	Mio€	Mio€	Mio€
10%	0,3	0,4	0,6	1,7	0,3	0,5	1,7	3,2
5%	0,3	0,5	0,8	1,8	0,4	0,6	2,2	3,4
1%	0,5	0,5	1,2	2,0	0,6	0,7	3,4	3,9

## Hinweise für die Praxis

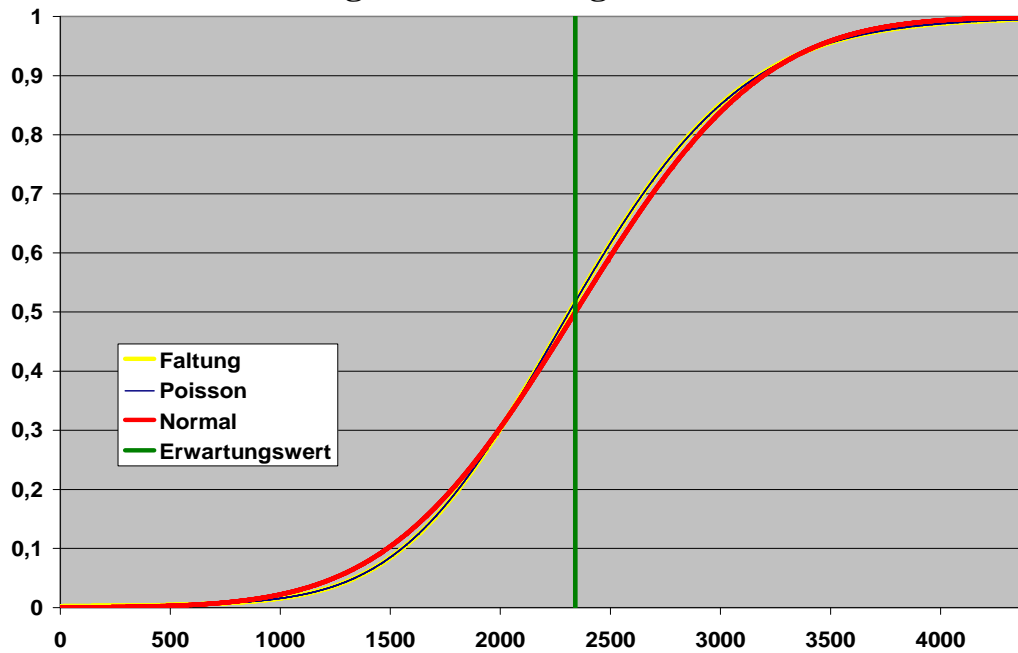
### Praktische Fragen bei der Anwendung

- Gesamte Verteilungsfunktion erforderlich?
- Rechenaufwand
- Welche Approximation ist besser?
- Gibt es Abschätzungen für die Qualität des (Tail-) Value-at-Risk der Approximationen?

# Hinweise für die Praxis

## Approximation durch Poisson- und Normalverteilung

### Darstellung der Verteilungsfunktionen

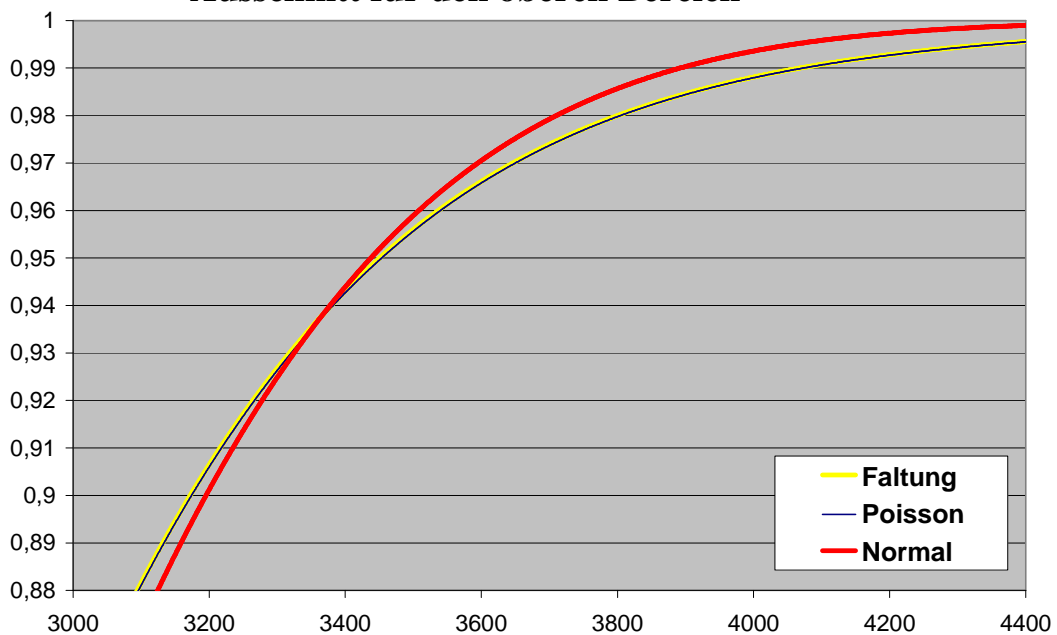


# Hinweise für die Praxis

## Approximation durch Poisson- und Normalverteilung

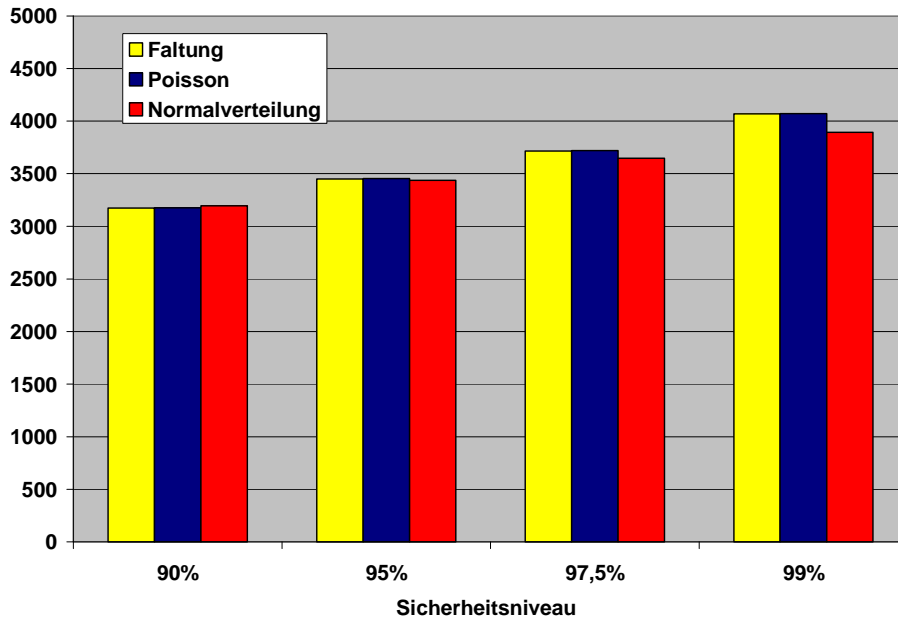
### Darstellung der Verteilungsfunktionen

#### Ausschnitt für den oberen Bereich



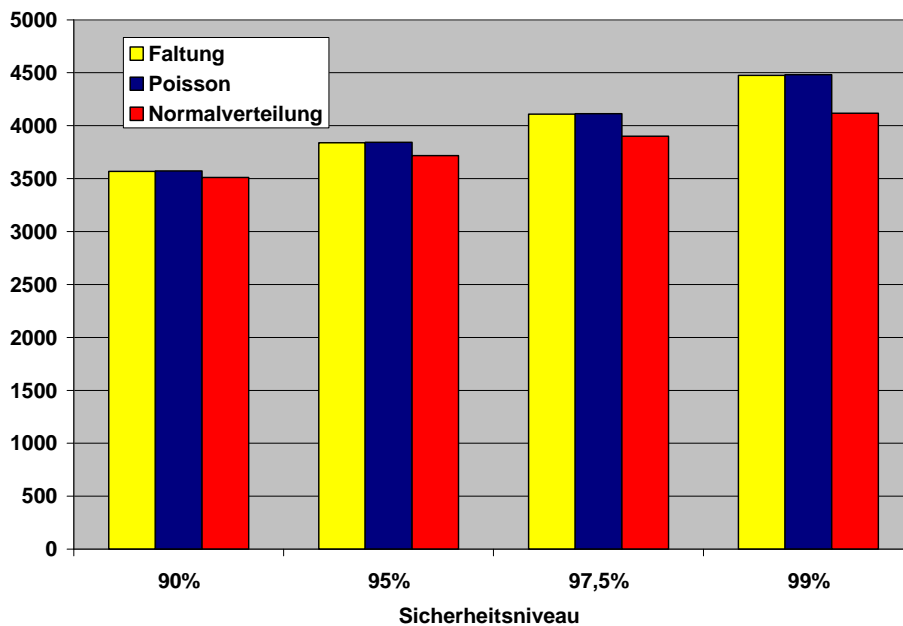
## Hinweise für die Praxis

### Value-at-Risk für verschiedene Sicherheitsniveaus



## Hinweise für die Praxis

### Tail Value-at-Risk für verschiedene Sicherheitsniveaus



# Zusammenfassung

- **Zur Risikobeurteilung ist die (näherungsweise) Bestimmung der Gesamtschadenverteilung erforderlich**
- **Tail Value-at-Risk bezieht den weiteren Verlauf der Verteilungsfunktion ein**
- **$VaR \leq TVaR$**
- **Einhaltung eines Sicherheitsniveaus mit Hilfe des Value-at-Risk erreichbar**
- **Approximation durch Normalverteilung kann zu einer Unterschätzung des Risikos führen**

## Dr. Richard Herrmann

HEUBECK AG  
Lindenallee 53  
D-50968 Köln (Marienburg)

Telefon: + 49 (0) 221 / 93 46 93-17  
Telefax: + 49 (0) 221 / 37 88 89

e-mail: [R.Herrmann@heubeck.de](mailto:R.Herrmann@heubeck.de)  
Internet: [www.heubeck.de](http://www.heubeck.de)