Errata für

Wertorientiertes Risikomanagement von Versicherungsunternehmen

(1. Auflage 2012)

Diese Errata enthalten hauptsächlich Korrekturen von Schreibfehlern, die zu Missverständnissen führen könnten, und sprachliche Verbesserungen, die den Text klarer machen. Sie enthalten jedoch auch die folgenden signifikanten Korrekturen:

- **S. 34-35 (mehrere Korrekturen):** Wir geben ein stärkeres Argument für die Forderung, dass ein Risikomaß kohärent sein sollte.
- **S. 84:** Theorem 3.2 war in der 1. Auflage nicht korrekt und wurde lediglich in einem (korrekten) Spezialfall bewiesen. Wir korrigieren das Theorem und geben einen vollständigen Beweis.
- **S. 259 –260:** Wir präsentieren eine bessere Version des wertbasierten Kapitals und des wertbasierten RORAC.

Für die Verweise auf den Buchtext werden die folgenden Konventionen bnutzt:

Bezeichung	Erklärung
S. x	Seite x
§y	Abschnitt y (von oben falls $y > 0$, andernfalls von unten). Überschriften werden nicht als Abschnitt gezählt. Bei Listen wird jeder (Unter-)Nummer oder jedem (Unter-)Punkt mindestens ein Abschnitt zugeordnet.
Z z	Zeile z relativ zur Angabe vor dem Komma (von oben falls $z > 0$, andernfalls von unten). Bei mehrzeiligen Formeln wird jede Zeile gezählt.Zeilen, die nur aus einem “QED”-Zeichen “□” bestehen, werden nicht mitgezählt.

Errata für Kapitel 1

S. 3, §-2, Z. 1
durch eine → durch eine zeitgerechte,

S. 7, §-4, Z. -5 – -1
Auch die Erfahrung so genannter „near misses“, also noch rechtzeitig abgewendeter Schäden, die jedoch auf latent existierende, nicht wahrgenommene Risiken zurückzuführen sind, kann bei getrennter Modellierung von Schadenfrequenz und -höhe zu einer fundierteren Einschätzung der Schadenhöhe beitragen.
→
Auch die Erfahrung so genannter „near misses“, also noch rechtzeitig abgewendeter Verluste, kann bei getrennter Modellierung von Schadenfrequenz und -höhe zu einer fundierteren Einschätzung der Schadenhöhe beitragen.

S. 10, Punkt 1, Z. 3 – 4
werden gekündigt → werden, falls möglich, gekündigt

S. 13, §3, Z. 6
$c \in (0,1) \to c \in]0,1[$

Errata für Kapitel 2

S. 23, Beweis von Lemma 2.2, Z. 1
Aufgrund der Rechtsstetigkeit → Aufgrund der Monotonie

S. 34, §-3, Z. 4 – -1
Man kann die Homogenität auch in dem Sinne real interpretieren, dass eine Vervielfachung der Versicherungssummen eines Portfolios eine entsprechende Vervielfachung des Risikos nach sich zieht. Dies ist bei kleinen Beständen plausibel. Bei größeren Beständen werden die Liquiditätsrisiken jedoch zunehmend größer, da im Falle eines Versicherungsfalls größere Zahlungen geleistet werden müssen.
$\rightarrow$
Man könnte versucht sein, die Homogenität auch in dem Sinne real interpretieren, dass eine Vervielfachung der Versicherungssummen eines Portfolios eine entsprechende Vervielfachung des Risikos nach sich zieht. Dies ist bei kleinen Beständen plausibel. Bei größeren Beständen werden die Liquiditätsrisiken jedoch zunehmend größer, da im Falle eines Versicherungsfalls größere Zahlungen geleistet werden müssen. Allerdings ist dies kein Gegenbeispiel zur positiven Homogenität sondern zeigt nur, dass die Verlustfunktion X nicht notwendig mit der Versicherungsumme skaliert.

S. 35, §1, Z. 2 – -1
Auch hier kann argumentiert werden, dass Subadditivität nicht immer gelten muss. Wenn zum Beispiel zwei Unternehmen verschmelzen, kann es durch interne Machtkämpfe zu einer insgesamt schlechteren Risikolage kommen, so dass dem verschmolzenen Unternehmen in der Gesamtbetrachtung ein Risikokapital zuzuordnen wäre, das größer als die Summe der Einzelkapitale ist. Man kann auch argumentieren, dass bei einer Vervielfachung der Versicherungssumme wegen der höheren Liquiditätsrisiken Superadditivität anstelle der Subadditivität angemessen sei.
$\rightarrow$
Auch hier könnte man versucht sein zu argumentieren, dass Subadditivität nicht immer gelten muss. Wenn zum Beispiel zwei Unternehmen verschmelzen, kann es durch interne Machtkämpfe zu einer insgesamt schlechteren Risikolage kommen, so dass dem verschmolzenen Unternehmen in der Gesamtbetrachtung ein Risikokapital zuzuordnen wäre, das größer als die Summe der Einzelkapitale ist. Ähnlich wie im Beispiel zur positiven Homogenität liegt dies jedoch nicht an einer Verletzung der Eigenschaft, sondern daran, dass die Verlustfunktion X des verschmolzenen Unternehmens die internen Machtkämpfe berücksichtigen muss und deshalb nicht einfach die Summe der Verlustfunktionen beider Unternehmen ist.

S. 35, §2, Z. 1 – 3
Die Kritik an der positiven Homogenität und der Subadditivität motiviert, Risikomaße zu betrachten, die lediglich translationsinvariant, monoton und konvex sind. *Konvexe Risikomaße* sind dadurch definiert, dass
$\rightarrow$
In der Literatur werden auch Risikomaße vorgeschlagen, die Diversifikation etwas schwächer über eine Konvexitätsbedingung abbilden: *Konvexe Risikomaße* sind monotone, translationsinvariante Risikomaße, so dass

S. 35, §3, Z. 1 – 2
Es gibt allerdings Bereiche, wo die Erwartung an ein Risikomaß im Widerspruch zur Kohärenz steht.
$\rightarrow$
Obwohl wir keine realistischen Beispiele dafür haben, ist es denkbar, dass es Bereiche gibt, wo die Erwartung an ein Risikomaß im Widerspruch zur Kohärenz steht.

S. 44, §-1, Z. 1
Wir zeigen zunächst ...
$\rightarrow$
Es sei λ das Lebesgue-Maß auf $]0,1[$. Wir zeigen zunächst ...

S. 53, Korrolar 2.1

$$\{\omega\} = F_n(\omega) \subseteq F_{n-1}(\omega) \subseteq \cdots \subseteq F_1(\omega) \subseteq F_0(\Omega) = \Omega.$$

$\rightarrow$

$$\{\omega\} = F_n(\omega) \subseteq F_{n-1}(\omega) \subseteq \cdots \subseteq F_1(\omega) \subseteq F_0(\omega) = \Omega.$$

S. 58, Beweis von Theorem 2.6, Z. 2
$\left(F_t(\Omega), \mathbf{P}_{\omega^t_{\mathbf{B}}}\right) \rightarrow \left(F_t(\omega), \mathbf{P}_{\omega^t_{\mathbf{B}}}\right)$

S. 63, Z. -4
$$\begin{cases} \frac{1-\alpha-\mathbf{P}_{(u,v)}(G\cap F_t(\omega))}{\mathbf{P}_{(u,v)}(H\cap F_t(\omega))} & \text{falls } \mathbf{P}_{(u,v)}\left(H\cap F_t(\omega)\right)>0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$
$\rightarrow$
$$\begin{cases} \frac{1-\alpha-\mathbf{P}_{(u,v)}(G\cap F_{t+1}(\omega))}{\mathbf{P}_{(u,v)}(H\cap F_{t+1}(\omega))} & \text{if } \mathbf{P}_{(u,v)}\left(H\cap F_{t+1}(\omega)\right)>0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

S. 68, Z. -2
$\rho_t(X) \rightarrow \rho_t^{\mathscr{W}}(X)$

S. 68, Z. -1
$\rho_t(X)_{|\omega} \in \mathbb{R} \rightarrow \rho_t^{\mathscr{W}}(X)_{|\omega} \in \mathbb{R}$

S. 69, Beispiel 2.9, Z. 3
$\mathrm{d}\mathbf{P} = \mathrm{d}\omega_1 \mathrm{d}\omega_2 \ \rightarrow \mathbf{P} = \mathrm{d}\omega = \mathrm{d}\omega_1 \otimes \mathrm{d}\omega_2$

S. 72, Abb. 2.8, Beschriftung
Der Träger der Zufallsvariablen ist durch ein Punktmuster gekennzeichnet.
$\rightarrow$
[Streichung]

Errata für Kapitel 3

S. 81, Beweis von Lemma 3.1, Z. 9
$(t_1,\dots,t_{i-1},t_{i+1},t_m) \rightarrow (t_1,\dots,t_{i-1},t_{i+1},\dots,t_m)$

S. 81, Beweis von Lemma 3.1, Z. 11
$=: g_{s_1,s_2}(t_1,\dots,t_{i-1},t_{i+1},t_m) \ \rightarrow =: g_{s_1,s_2}(t_1,\dots,t_{i-1},t_{i+1},\dots,t_m)$

S. 81, Beweis von Lemma 3.1, Z. 12
In Bezug auf jedes $t_i \rightarrow$ In Bezug auf jedes t_j $(j \in \{1,\dots,i-1,i+1,\dots,m\})$

S. 82, Beweis von Theorem 3.1, Z. 5-6
$x_1,x_2 \in F_{X_1}\left(\bar{\mathbb{R}}\right) \times \cdots \times F_{X_m}\left(\bar{\mathbb{R}}\right) \rightarrow x_1,x_2 \in \bar{\mathbb{R}}^m$

S. 83, Nummer (ii), Z. 3
$\infty \in F_{X_j}\left(\bar{\mathbb{R}}\right) \rightarrow 1 \in F_{X_j}\left(\bar{\mathbb{R}}\right)$

Das folgende Erratum ist besonders wichtig, weil die Aussage von Theorem 3.2 in der Originalversion nicht korrekt ist.

S. 84, §2 bis Ende von Beweis von Theorem 3.2
Eine wichtige Eigenschaft ... folgt die Behauptung.
$\rightarrow$
Die Copula eines m-dimensionalend Zufallsvektors ist invariant unter Transformationen, die in jedem Argument streng monoton wachsend sind. Das folgende Theorem verallgemeinert diese Aussage dahingehend, dass der transformierte Zufallsvektor nur davon abhängt, welche Komponenten streng monoton wachsend und welche Komponenten streng monoton fallend transformiert werden.

Theorem 3.2. *Es sei X ein m-dimensionaler Zufallsvektor mit stetigen Marginalverteilungen F_{X_i} und Copula C. $T_i\colon \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, $i \in \{1,\dots m\}$, seien jeweils stetige, monotone Funktionen.*

Mit

$$I_i = \begin{cases} \{1\} & \textit{falls } T_i \textit{ streng monoton wachsend ist,} \\ \{-1,0\} & \textit{falls } T_i \textit{ streng monoton fallend ist,} \end{cases}$$

hat die Copula C_T des transformierten Zufallsvektors

$$X^T = (T_1 \circ X_1, \dots, T_m \circ X_m)$$

die Darstellung

$$C_T(u_1, \dots, u_m) = \sum_{\beta \in I_1 \times \cdots \times I_m} (-1)^{N(\beta)} C(v(\beta_1, u_1), \dots, v(\beta_m, u_m)),$$

wobei wir $N(\beta) = \sum_{i=1}^m 1_{\{\beta_i = -1\}}$ und

$$v(\beta_i, u_i) = \begin{cases} u_i & \beta_i = 1, \\ 1 & \beta_i = 0, \\ 1 - u_i & \beta_i = -1. \end{cases}$$

gesetzt haben.

Sind insbesondere alle T_i streng monoton wachsend, so gilt $C_T = C$.

Proof. Wir werden das Theorem zunächst für den Spezialfall beweisen, dass die ersten n Transformationen monoton fallend und die übrigen Transformationen monoton wachsend sind. In diesem Fall gilt

$$I_i = \begin{cases} \{-1,0\} & i \leq n, \\ \{1\} & i \geq n+1 \end{cases}$$

und

$$I_1 \times \cdots \times I_m = \{-1,0\}^n \times \{1\}^{m-n} =: I_{n,m}.$$

Dann erhalten wir unter Berücksichtigung der Stetigkeit der Martingale

$$\begin{aligned}
&F_{X^T}(y_1, \dots, y_m) \\
&\quad = \mathbf{P}(T_1 \circ X_1 \leq y_1, \dots, T_m \circ X_m \leq y_m) \\
&\quad = \mathbf{P}\big(X_1 > T_1^{-1}(y_1), \dots, X_n > T_n^{-1}(y_n), \\
&\qquad X_{n+1} \leq T_{n+1}^{-1}(y_{n+1}), \dots, X_m \leq T_m^{-1}(y_m)\big) \\
&\quad = \mathbf{P}\big(\Omega \setminus \{X_1 \leq T^{-1}(y_1)\} \cap \cdots \cap \Omega \setminus \{X_n \leq T^{-1}(y_n)\}, \\
&\qquad \cap \{X_{n+1} \leq T^{-1}(y_{n+1})\} \cap \cdots \cap \{X_m \leq T^{-1}(y_m)\}\big).
\end{aligned}$$

Für $\beta \in \{-1,0,1\}^m$ und beliebige Teilmengen $A_1, \dots, A_m \subseteq \Omega$ setzen wir

$$A(\beta)_i = \begin{cases} \Omega & \text{falls } \beta_i = 0, \\ A_i & \text{falls } \beta_i \in \{-1,1\}. \end{cases}$$

Es gilt

$$\begin{aligned}
&\mathbf{P}(\Omega \setminus A_1 \cap \cdots \cap \Omega \setminus A_n \cap A_{n+1} \cap \cdots \cap A_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \cdots \cap A(\beta)_n \cap A_{n+1} \cap \cdots \cap A_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \cdots \cap A(\beta)_m).
\end{aligned} \tag{3.1}$$

Das zweite Gleichheitszeichen in Gleichung (3.1) ist klar. Wir beweisen die erste Gleichheit durch Induktion über n. Die Behauptung ist klar für $n = 0$. Wir nehmen nun an, dass die Gleichung für n bereits bewiesen ist. Dann erhalten wir

$$
\begin{aligned}
&\mathbf{P}(\Omega \setminus A_1 \cap \dots \cap \Omega \setminus A_n \cap \Omega \setminus A_{n+1} \cap A_{n+2} \cap \dots \cap A_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \dots \cap A(\beta)_n \cap \Omega \setminus A_{n+1} \cap A_{n+2} \cap \dots \cap A_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \dots \cap A(\beta)_n \cap \Omega \cap A_{n+2} \cap \dots \cap A_m) \\
&\qquad - \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \dots \cap A(\beta)_n \cap A_{n+1} \cap A_{n+2} \cap \dots \cap A_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n+1,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \dots \cap A(\beta)_{n+1} \cap A_{n+2} \cap \dots \cap A_m).
\end{aligned}
$$

Somit haben wir Gleichung (3.1) für alle $n \in \{0, \dots, m\}$ gezeigt.
Mit

$$
A_i = \left\{X_i \le T_i^{-1}(y_i)\right\} \qquad \text{und} \qquad a(z, \beta_i) = \begin{cases} \infty & \text{falls } \beta_i = 0, \\ z & \text{falls } \beta_i \in \{-1, 1\}, \end{cases}
$$

erhalten wir

$$
A(\beta)_i = \begin{cases} \Omega & \text{falls } \beta_i = 0, \\ \left\{X_i \le T_i^{-1}(y_i)\right\} & \text{falls } \beta_i \in \{-1, 1\}. \end{cases} \quad = \quad \left\{X_i \le a\left(T_i^{-1}(y_i), \beta_i\right)\right\}
$$

und somit

$$
\begin{aligned}
F_{X^T}(y_1, \dots, y_m) &= \mathbf{P}(\Omega \setminus A_1 \cap \dots \cap \Omega \setminus A_n \cap A_{n+1} \cap \dots A_m) \\
&= \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}(A(\beta)_1 \cap \dots \cap A(\beta)_m) \\
&= \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} \mathbf{P}\Big(X_1 \le a\left(T_1^{-1}(y_1), \beta_1\right), \dots \\
&\qquad\qquad \dots, X_m \le a\left(T_m^{-1}(y_m), \beta_m\right)\Big) \\
&= \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} C\Big(F_{X_1}\left(a\left(T_1^{-1}(y_1), \beta_1\right)\right), \dots \\
&\qquad\qquad \dots, F_{X_m}\left(a\left(T_m^{-1}(y_m), \beta_m\right)\right)\Big).
\end{aligned}
$$

Unter Berücksichtigung von

$$
F_{X_i}\left(T_i^{-1}(y_i)\right) = \mathbf{P}\left(X_i \le T_i^{-1}(y_i)\right) = \mathbf{P}(T_i \circ X_i \ge y_i) = 1 - F_{T_i \circ X_i}(y_i)
$$

für $i \le n$ und $F_{X_i}\left(T_i^{-1}(y_i)\right) = F_{T_i \circ X_i}(y_i)$ für $i > n$ erhalten wir nun

$$
\begin{aligned}
&F_{X^T}(y_1, \dots, y_m) \\
&\quad = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} C\Big(v(F_{T_1 \circ X_1}(y_1), \beta_1), \dots, v(F_{T_m \circ X_m}(y_m), \beta_m)\Big).
\end{aligned}
$$

Aus dem Eindeutigkeitsteil von Sklar's Theorem 3.1 folgt

$$
C_T(u_1, \dots, u_m) = \sum_{\beta \in I_{n,m}} (-1)^{N(\beta)} C(v(u_1, \beta_1), \dots, v(u_m, \beta_m)),
$$

so dass wir das Theorem im Spezialfall bewiesen haben.

Der allgemeine Fall folgt aus dem Umstand, dass es eine Permutation σ von $(1,\dots,m)$ gibt, so dass die n Transformationen $T_{\sigma_1},\dots,T_{\sigma_n}$ alle monoton fallend und die übrigen Transformationen alle monoton wachsend sind. Denn wir können die Formel für C_T im Spezialfall auf die permutierten Argumente anwenden. Danach permutieren wir zurück, indem wir die Inverse zu σ benutzen. Da in dieser Prozedur lediglich die Argumente von C und T vertauscht werden, ergibt ergibt sich die zu beweisende Formel für den allgemeinen Fall. $\square$

S. 87, Beweis von Lemma 3.3, Z. 4-5

$$\begin{aligned}&= 4\int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{P}(X_1 < y_1, X_2 < y_2)\,\mathrm{d}F(y_1,y_2)\\&= 4\int_{\mathbb{R}^2} C(F_1(y_1),F_2(y_2))\,\mathrm{d}C(F_1(y_1),F_2(y_2)).\end{aligned}$$

$\rightarrow$

$$\begin{aligned}&= 4\int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{P}(X_1 < y_1, X_2 < y_2)\,\mathrm{d}F(y_1,y_2) - 1\\&= 4\int_{\mathbb{R}^2} C(F_1(y_1),F_2(y_2))\,\mathrm{d}C(F_1(y_1),F_2(y_2)) - 1.\end{aligned}$$

S. 94, L4
$-\frac{1}{2}\exp(-2z)\Big|_0^\infty \rightarrow -\frac{z}{2}\exp(-2z)\Big|_0^\infty$

S. 101, der auf den Beweis von Proposition 3.10 folgende Paragraph, Z. 3
bestimmen. Dieses
$\rightarrow$
bestimmen. Obwohl die individuellen Verteilungen in der Regel nicht normalverteilt sind, wird in der Praxis oft das "Wurzelverfahren" benutzt, um das Risikokapital ρ durch

$$\rho(x) \approx \mathrm{E}(X) + \sqrt{\sum_{i,j=1}^{m} \zeta_{ij}\,(\rho(X_i) - \mathrm{E}(X_i))\,(\rho(X_j) - \mathrm{E}(X_j))}.$$

zu approximieren. Dieses

S. 101, L -11
Normalverteilungsannahme
$\rightarrow$
Normalverteilungsannahme oder Annahme einer approximativen Normalverteilung

Errata für Kapitel 4

S. 107, L 5
$C_t \geq K_t + V_t \rightarrow C_t \geq K_t + D_t$

S. 111, §2, Z. 2-5
Es ist jedoch auf Grund der Komplexität der Risiken und deren Wechselwirkungen in einem Versicherungsunternehmen analytisch kaum zugänglich. In der Praxis approximieren einfachere Definitionen den ökonomischen Gehalt dieser Definition hinreichend gut.
$\rightarrow$
Es ist jedoch auf Grund der Komplexität der Risiken und deren Wechselwirkungen in einem Versicherungsunternehmen nicht leicht zu bestimmen. In der Praxis können einfachere Definitionen den ökonomischen Gehalt dieser Definition oft hinreichend gut approximieren.

S. 112, §-2, Z. 1
(Insolvenz) $\rightarrow$ (mangelnde Solvenz)

S. 130, §-1, Z. 6 – 10
Zur Berechnung des Value at Risk ... Verlust generieren.
$\rightarrow$
Wir illustrieren dies am Value at Risk für das Konfidenzniveau α. Die Monte Carlo Simulation bestehe aus N Szenarien und es sei $\lfloor r \rfloor = \sup_{n\in\mathbb{Z}}\{n \le r\}$ für $r \in \mathbb{R}$. Um den Value at Risk zu berechnen, sortiert man zunächst die mit der Monte Carlo Simulation ermittelten N Verluste in absteigender Folge, also $\mathrm{Loss}_i \ge \mathrm{Loss}_{i+1}$. Dann wählt man als Value at Risk den $(\lfloor N(1-\alpha)\rfloor + 1)$-ten Verlust in dieser Liste. Falls N hinreichend groß ist, ist der Durchschnitt der ersten $\lfloor N(1-\alpha)\rfloor$ Verluste in dieser Liste eine gute Approximation für den Expected Shortfall (Theorem 2.5).

S. 120, §3
In der Praxis werden häufig zwei Ansätze zur approximativen Ermittlung des Fair Value diskutiert, der Quantilsansatz und der Kapitalkostenansatz.
$\rightarrow$
In der Praxis wurden hauptsächlich drei Ansätze zur approximativen Ermittlung des Fair Value diskutiert, der Ansatz über ein Risikomaß, der Kapitalkostenansatz und die Benutzung marktkonsistenter Methoden. In den folgenden Abschnitten werden wir die ersten beiden Ansätze erläutern. Der marktkonsistente Ansatz wird in Abschnitt 6.6.4 skizziert werden.

S. 141, Lemma 4.1, Z. 3
Zufallsvariablen $\rightarrow$ Konstanten

S. 146, Z. 6
$\sum_{k=2}^{\tau} a_{k,\tau} \rightarrow \sum_{i=t+1}^{\tau} a_{i,\tau}$

S. 146, Z. 8
Eine Funktion $\tilde{f}_\tau\left(s_{t+1}^{[t]}, \ldots, s_\tau^{[t]}\right) \rightarrow$ eine Konstante $\tilde{f}_\tau$

S. 147, Lemma 4.3, 4

$$\mathrm{E}(a\,b) = \mathrm{cov}(a,b)$$

$\rightarrow$

$$\mathrm{E}(\Delta a\,\Delta b) = \mathrm{cov}(\Delta a, \Delta b)$$

S. 151, Z. 4
$\mathrm{E}\left(\tilde{f}_\tau\right) \rightarrow \tilde{f}_\tau$

S. 151, Z. 7
$\left|\mathrm{E}\left(\tilde{f}_\tau\right)\right| \le \mathrm{E}\left(\left|\tilde{f}_\tau\right|\right) \le \mathrm{E}(1) = 1 \rightarrow \left|\tilde{f}_\tau\right| \le 1$

S. 151, §-3, Z. 1
von der Zufallsvariable $\rightarrow$ von der Konstanten

S. 171, Nummer 4, L2-3
Das Modul $\mathrm{SCR}_{\mathrm{Def}}$ bemisst das Risiko eines Ausfalls von Risikominderungsinstrumenten (bspw. Rückversicherungen oder Derivate).
$\rightarrow$
Das Modul $\mathrm{SCR}_{\mathrm{Def}}$ bemisst das reine Ausfallsrisiko (bspw. von Unternehmensanleihen oder Risikominderungsinstrumenten wie Rückversicherungen oder Derivate).

S. 175, Z. -4, -5
max $\rightarrow$ min [zwei Ersetzungen]

S. 176, Z. -8, -9
max $\rightarrow$ min [zwei Ersetzungen]

S. 179, Z. 1
Y^{brutto} pro Schadenfall folgen. Dann
$\rightarrow$
Y_k^{brutto} pro Schadenfall folgen. Wir nehmen außerdem an, dass die Netto-Schäden zusammengesetzt poissonverteilt sind, wobei die Schadenhäufigkeit ebenfalls N_k beträgt. Dabei bezeichnen wir die Netto-Schadenhöhe pro Schadenfall mit Y_k. Dann

S. 179, Beweis von Lemma 4.7, Z. 5
Damit folgt
$\rightarrow$
Wir erhalten analog

$$\mathrm{E}\left(\tilde{S}_k\right) = \lambda_k \, \mathrm{E}\left(Y_k\right), \quad \mathrm{var}\left(\tilde{S}_k\right) = \lambda_k \left(\mathrm{var}\left(Y_k\right) + \mathrm{E}\left(Y_k\right)^2\right).$$

Damit folgt

S. 188, Abschnitt Gesamtrisiko, Z. 2
$\zeta^{\mathrm{NL}}_{\mathrm{PremRes,Kat}} \rightarrow \zeta^{\mathrm{NL}}_{\mathrm{PremResStorno,Kat}}$

Errata für Kapitel 5

S. 202, Z. -2

$$\rho\left(X_i + \sum_{j=1}^{m} X_j\right)$$

$\rightarrow$

$$\rho\left(\sum_{j=1}^{m} X_j\right)$$

S. 205, Absatz vor Definition 5.11, Z. 6
$\rho_{\bar{X}}(B \cup C) \leq \rho_{\bar{X}}(B) + \rho_{\bar{X}}(C) \rightarrow \zeta_{\bar{X}}(B \cup C) \leq \zeta_{\bar{X}}(B) + \zeta_{\bar{X}}(C)$

S. 205, Definition 5.11, Z. 2
$B, C \in \mathscr{P}(\{1, \ldots, m\})$. $\rightarrow B \in \mathscr{P}(\{1, \ldots, m\})$.

S. 206, Theorem 5.1, L 1
Genau $\rightarrow$ Es sei ζ ein subadditives, diskretes Risikomaß. Genau

S. 206, Beweis von Theorem 5.1, Z. 9
minimaler Mächtigkeit $\rightarrow$ maximaler Mächtigkeit

S. 206, Z. -3
$\zeta(\{1, \ldots, m) \rightarrow \zeta(\{1, \ldots, m\})$

S. 207, Z. 2
$\zeta(X_i) \rightarrow \zeta(\{i\})$

S. 208, Z. 2
Im allgemeinen ist λ $\rightarrow$ Im allgemeinen ist $\lambda(\zeta)$

S. 208, Z10
Risikokapitalmaße $\rightarrow$ diskrete Risikomaße

S. 210, §2, L 6

$$= \sum_{D \subseteq C} \left(\sum_{b=\#D}^{\#C} \sum_{\substack{B:D \subseteq B \subseteq C \\ \#B=b}} (-1)^{b-\#L} \right) \zeta(D).$$

$\rightarrow$

$$= \sum_{D \subseteq C} \left(\sum_{b=\#D}^{\#C} \sum_{\substack{B:D \subseteq B \subseteq C \\ \#B=b}} (-1)^{b-\#D} \right) \zeta(D).$$

S. 211, Z. 3

$$\zeta(C) = \sum_{B \subseteq \{1,\ldots,m\}} \zeta_{B,k_B}(C) = \sum_{B \subseteq C} k_B = \sum_{B \subseteq C} k_B = \sum_{B \subset C} \overbrace{k_B}^{=\tilde{k}_B} + k_C$$

$\rightarrow$

$$\zeta(C) = \sum_{B \subseteq \{1,\ldots,m\}} \zeta_{B,\tilde{k}_B}(C) = \sum_{B \subseteq C} \tilde{k}_B = \sum_{B \subseteq C} k_B = \sum_{B \subset C} \overbrace{k_B}^{=\tilde{k}_B} + k_C$$

S. 211, Nummer 3., Z. 4
$\rho_{B,r_B(\zeta)}$ und $\rho_{B',-r_{B'}(\zeta)} \rightarrow \zeta_{B,r_B(\zeta)}$ und $\zeta_{B',-r_{B'}(\zeta)}$

S. 211, Z. -6

$$\lambda_i(\zeta) = \sum_{B \in \mathscr{D}} \frac{r_B(\zeta)}{\#B} - \sum_{B' \in \mathscr{P}\{1,\ldots,m\} \setminus \mathscr{D}} \frac{-r_{B'}(\zeta)}{\#B'} = \sum_{B:\, i \in B} \frac{r_B(\zeta)}{\#B}.$$

$\rightarrow$

$$\lambda_i(\zeta) = \sum_{\substack{B \in \mathscr{D} \\ i \in B}} \frac{r_B(\zeta)}{\#B} - \sum_{\substack{B' \in \mathscr{P}\{1,\ldots,m\} \setminus \mathscr{D} \\ i \in B'}} \frac{-r_{B'}(\zeta)}{\#B'} = \sum_{B:\, i \in B} \frac{r_B(\zeta)}{\#B}.$$

S. 212, Z2
$\Delta_i(\rho, C) \rightarrow \Delta_i(\zeta, C)$

S. 213, Nummer 5., Z. 3
$\Delta_i(B) \leq \zeta(\{i\}) \rightarrow \Delta_i(\zeta, B) \leq \zeta(\{i\})$

S. 219, Z3 bis S 220, Z8
gegeben ist. Es gilt … sowie
$\rightarrow$
gegeben ist. Es gilt

$$
\begin{aligned}
\rho \circ \tilde{X}(t\tilde{\xi}) &= t\,\left(\tilde{\xi}_F\,\mu_F + \tilde{\xi}_W\,\mu_W + \tilde{\xi}_C\,\mu_C\right) \\
&\quad + \beta\,\sigma\left(t\,\tilde{\xi}_F\,X_F + t\,\tilde{\xi}_W\,X_W + t\,\tilde{\xi}_C\,X_C\right) \\
&= t\,\left(\tilde{\xi}_F\,\mu_F + \tilde{\xi}_W\,\mu_W + \tilde{\xi}_C\,\mu_C\right) \\
&\quad + \beta\,\sigma\left(\begin{pmatrix} t\,\tilde{\xi}_F & t\,\tilde{\xi}_W & t\,\tilde{\xi}_C \end{pmatrix}\begin{pmatrix} X_F \\ X_W \\ X_C \end{pmatrix}\right) \\
&= t\,\left(\tilde{\xi}_F\,\mu_F + \tilde{\xi}_W\,\mu_W + \tilde{\xi}_C\,\mu_C\right) \\
&\quad + \beta\sqrt{\begin{pmatrix} t\,\tilde{\xi}_F & t\,\tilde{\xi}_W & t\,\tilde{\xi}_C \end{pmatrix}\operatorname{cov}\begin{pmatrix} t\,\tilde{\xi}_F \\ t\,\tilde{\xi}_W \\ t\,\tilde{\xi}_C \end{pmatrix}} \\
&= t\,\left(\tilde{\xi}_F\,\mu_F + \tilde{\xi}_W\,\mu_W + \tilde{\xi}_C\,\mu_C\right) \\
&\quad + \beta\sqrt{\left(t\tilde{\xi}_F\sigma_F\right)^2 + \left(t\tilde{\xi}_W\sigma_W\right)^2 + \left(t\tilde{\xi}_C\sigma_C\right)^2 + 2t\tilde{\xi}_F t\tilde{\xi}_W \operatorname{cov}_{FW}}.
\end{aligned}
$$

Damit erhalten wir an der Stelle $\tilde{\xi} = (1, \ldots, 1)$

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \rho \circ \tilde{X}(t\tilde{\xi})}{\partial \xi_F} &= \mu_F + \frac{\beta\,t\,\left(2\,(\sigma_F)^2 + 2\operatorname{cov}_{FW}\right)}{2t\sqrt{(\sigma_F)^2 + (\sigma_W)^2 + (\sigma_C)^2 + 2\operatorname{cov}_{FW}}} \\
&= \mu_F + \beta\,\frac{(\sigma_F)^2 + \operatorname{cov}_{FW}}{\sigma(X)} \\
\frac{\partial \rho \circ \tilde{X}(t\tilde{\xi})}{\partial \xi_W} &= \mu_W + \frac{\beta\,t\,\left(2\,(\sigma_W)^2 + 2\operatorname{cov}_{FW}\right)}{2t\sqrt{(\sigma_F)^2 + (\sigma_W)^2 + (\sigma_C)^2 + 2\operatorname{cov}_{FW}}} \\
&= \mu_W + \beta\,\frac{(\sigma_W)^2 + \operatorname{cov}_{FW}}{\sigma(X)} \\
\frac{\partial \rho \circ \tilde{X}(t\tilde{\xi})}{\partial \xi_F} &= \mu_C + \frac{\beta\,t\,2\,(\sigma_C)^2}{2t\sqrt{(\sigma_F)^2 + (\sigma_W)^2 + (\sigma_C)^2 + 2\operatorname{cov}_{FW}}} \\
&= \mu_C + \beta\,\frac{(\sigma_C)^2}{\sigma(X)}.
\end{aligned}
$$

Da der Integrand nicht mehr von t abhängt, folgt

$$
\begin{aligned}
\bar{\Lambda}_F^{\text{Aumann-Shapley}}(\rho) &= \mu_F + \frac{\beta\left((\sigma_F)^2 + \mathrm{cov}_{FW}\right)}{\sigma} \\
&= -10 + \frac{2.9 \times (144+15)}{15.4} = 19.9, \\
\bar{\Lambda}_W^{\text{Aumann-Shapley}}(\rho) &= \mu_W + \frac{\beta\left((\sigma_W)^2 + \mathrm{cov}_{FW}\right)}{\sigma} \\
&= -5 + \frac{2.9 \times (6.25+15)}{15.4} = -1.0, \\
\bar{\Lambda}_C^{\text{Aumann-Shapley}}(\rho) &= \mu_C + \frac{\beta\,(\sigma_C)^2}{\sigma} \\
&= -5 + \frac{2.9 \times 56.25}{15.4} = 5.6
\end{aligned}
$$

sowie

S. 222, §3, Z. 3
$\sum_{i=1^m} \Lambda\,(X_i, X) \to \sum_{i=1}^m \Lambda\,(X_i, X)$

S. 223, Absatz nach Definition 5.19, Z1
Offenbar ist jede globale Zuteilung insbesondere eine Zuteilung.
$\to$
Offenbar induziert für jede globale Zuteilung jede Aufteilung $(X_1, \ldots, X_m)$ von X eine Zuteilung.

S. 224, Z. -1
Diversifikationsbedingung 5.5 $\to$ Diversifikationsbedingung Axiom 5.5

S. 226, Beweis von Korollar 5.2, Z. 2
$\Lambda\,(X, X_i) \to \Lambda\,(X_i, X)$

S. 226, Theorem 5.6, Z. 4
Kapitalallokation $\to$ Zuteilung

S. 226, Beweis von Theorem 5.6, Z. 2 – 4

$$
\begin{aligned}
\rho(V+\varepsilon U) - \rho(V) &= \bar{\Lambda}(V+\varepsilon U, V+\varepsilon U) - \Lambda(V,V) \\
&\geq \Lambda(V+\varepsilon U, V) - \Lambda(V,V) \\
&= \varepsilon\bar{\Lambda}(U,V)
\end{aligned}
$$

$\to$

$$
\begin{aligned}
\rho(V+\varepsilon U) - \rho(V) &= \Lambda(V+\varepsilon U, V+\varepsilon U) - \Lambda(V,V) \\
&\geq \Lambda(V+\varepsilon U, V) - \Lambda(V,V) \\
&= \varepsilon\Lambda(U,V)
\end{aligned}
$$

S. 227, Beispiel 5.6, Z. 3
globale Kapitalallokation $\to$ globale Zuteilung

S. 228, Z. 1-3

$$
\begin{array}{l}
A_X \cap A_U,\ A_X \cap B_U,\ A_X \cap C_U, \\
B_X \cap A_U,\ B_X \cap B_U,\ B_X \cap C_U, \\
B_X \cap A_U,\ B_X \cap B_U,\ B_X \cap C_U,
\end{array}
$$

$\to$

$$
\begin{aligned}
&A_X \cap A_U,\ A_X \cap B_U,\ A_X \cap C_U,\\
&B_X \cap A_U,\ B_X \cap B_U,\ B_X \cap C_U,\\
&C_X \cap A_U,\ C_X \cap B_U,\ C_X \cap C_U,
\end{aligned}
$$

S. 231, Beispiel 5.7, Z. 1
eine Gruppe $\to$ eine Schweizer Gruppe

S. 231, Beispiel 5.7, Z. 8
Varianzen $\mathrm{Var}[\Delta RTK_i] = 100 \to$ Varianzen $\mathrm{var}\,(\Delta RTK_i) = 100$

Errata für Kapitel 6

S. 247, Definition 6.11, Z. 2 – 3
adaptierter stochastischer Prozess

$$\mathrm{Cf}\colon \Omega \times \mathbb{T} \to \mathbb{R}, \quad (\omega, t) \mapsto \mathrm{Cf}_t(\omega).$$

$\to$
adaptierter stochastischer Prozess

$$\mathrm{Cf}\colon \Omega \times \mathbb{T} \to \mathbb{R}, \quad (\omega, t) \mapsto \mathrm{Cf}_t(\omega),$$

wobei $\mathrm{Cf}_t(\omega)$ die Einzahlung (bzw. Auszahlung) in Periode t beschreibt.

S. 250, Anmerkung 6.5, Z. -6
$i < r \to i \neq r$

S. 255, §-2, Z. -5
$(20-1)\,10{,}000 = 200{,}000 \to 20 \times 10{,}000 = 200{,}000$

S. 255, §-2, Z. -3
3.8 Millionen $\to$ 4 Millionen

S. 255, §-2, Z. -2 – -1
380 Milliarden $\to$ 400 Milliarden

S. 257 – 258
Dieses Korollar scheint zu zeigen … [Ende des Abschnitts]
$\to$
Dieses Korollar zeigt, dass der EVA wirklich den “value added” repräsentiert, falls die Hurdle Rate den wirklichen Kapitalkosten entspricht. Der Term $\mathrm{E}\,(W_t \mid \mathscr{F}_t)$ ist jedoch nicht einfach die Schätzung des Wertes zum Zeitpunkt $t-1$, sondern der zum Zeitpunkt t ermittelte retrospektive Wert zum Zeitpunkt $t-1$. Dieser etwas subtile Unterschied macht den EVA weniger intuitiv als die folgende Modifikation

$$\mathrm{EVA}_t^{\mathrm{Wert}} = \mathrm{E}\,(W_{t+1} \mid \mathscr{F}_t) - (1+s_t)\,\mathrm{E}\,(W_t \mid \mathscr{F}_{t-1}),$$

die direkt die ermittelten Werte am Anfang und am Ende der Periode t vergleicht. Wir verwenden diese modifizierte Definition für den erwirtschafteten Erfolg in der Periode t und definieren daher die wertbasierte Verlustfunktion als

$$X_t^{\mathrm{Wert}} = -\mathrm{EVA}_t^{\mathrm{Wert}} = -\left((\mathrm{E}\,(W_{t+1} \mid \mathscr{F}_t) - (1+s_t)\,\mathrm{E}\,(W_t \mid \mathscr{F}_{t-1})\right).$$

Wir benutzen den dynamischen Value at Risk (Definition 2.17) für die Filtration bis zum Zeitpunkt t als unser Risikomaß. Dann ist das wertbasierte Kapital durch

$$C_t^{\text{Wert}} = \text{VaR}_{\alpha,t-1}\left(X_t^{\text{Wert}}\right) = (1+s_t)\,\text{E}\left(W_t \mid \mathscr{F}_{t-1}\right) - \text{VaR}_{1-\alpha,t-1}\left(\text{E}\left(W_{t+1} \mid \mathscr{F}_t\right)\right)$$

gegeben. Man beachte, dass C_t^{Wert}, wie es sein sollte, $\mathscr{F}_{t-1}$-messbar ist.

Dies führt zu dem folgenden Kandidaten für ein relatives, risiko-adjustiertes Erfolgsmaß:

$$\text{RORAC}_t^{\text{Wert}} = \frac{\text{E}\left(W_{t+1} \mid \mathscr{F}_t\right) - (1+s_t)\,\text{E}\left(W_t \mid \mathscr{F}_{t-1}\right)}{(1+s_t)\,\text{E}\left(W_t \mid \mathscr{F}_{t-1}\right) - \text{VaR}_{1-\alpha}\left(\text{E}\left(W_{t+1} \mid \mathscr{F}_t\right)\right)}.$$

S. 261, Definition 6.18, Z. 2
d Wertpapieren $\rightarrow$ $d+1$ Wertpapieren

S. 262, §3, Z. 1
$\theta_t\, S_t. \rightarrow \theta_t \cdot S_t.$

S. 262, §3, Z. 2
S_t^0 gerade der Diskontzins s_t der Periode t ist
$\rightarrow$
S_t^0 einer risikofreien Wertanlage entspricht ($S_t^0/S_{t-1}^0 = 1 + s_t$)

S. 265, Z. 2
in Abschnitten 6.3 und 6.8 $\rightarrow$ in Abschnitten 6.3 und 6.4

Errata für Kapitel 7

S. 275, §1, Z. 4 – 8
Die Risikokapitale der unterschiedlichen Risiken werden zunächst separat gemessen. Dabei ist zu beachten, dass diese Risiken durchaus verschiedene Bereiche des Unternehmens betreffen können. Zum Beispiel ist operationales Risiko in jedem Geschäftsbereich vertreten. Die Risikokapitale werden dann zu einem ökonomischen Gesamtrisikokapital aggregiert.
$\rightarrow$
Die individuellen Risiken werden zunächst separat gemessen. Dabei ist zu beachten, dass diese Risiken durchaus verschiedene Bereiche des Unternehmens betreffen können. Zum Beispiel ist operationales Risiko in jedem Geschäftsbereich vertreten. Die individuellen Risiken werden dann aggregiert und das ökonomische Gesamtrisikokapital berechnet.

S. 276, §1, Z. 1
wenn sie nahezu gleich sind.
$\rightarrow$
wenn sie nahezu gleich sind und das notwendige Risikokapital den Risikoappetit nicht übersteigt.

S. 283, Neuer Absatz zwischen §1 und §2
$\rightarrow$
In der Spartensicht wurde das Unternehmen vollständig in die Geschäftsbereiche Feuer, Haftpflicht, Diebstahl, Übriges zerlegt, und die Kapitalanlage wurde als Teil dieser 4 Geschäftsbereiche betrachtet. Im ökonomischen Kapitalmodell wird dagegen aus Modellierungsgründen die Kapitalanlage als eigenständiger Geschäftsbereich aufgefasst. Wenn die Ergebnisse aus dem ökonomischen Kapitalmodell auf das Unternehmen angewendet werden, müssen daher zunächst die Ergebnisse für die Kapitalanlage den anderen 4 Geschäftsbereichen zugeschlüsselt werden.

S. 287, Abb. 7.7, Ergänzung der Bildunterschrift
$\rightarrow$
Von links nach rechts repräsentieren die Kurven Kapitalanlage (brutto und netto liegen aufeinander), Diebstahl

(netto), Diebstahl (brutto), Haftpflicht (netto), Haftpflicht (brutto), Feuer (netto), Feuer (brutto) und Total (netto), Total (brutto).

S. 299, §-3, Z. 1
13 → 16

Errata für Kapitel 8

S. 319, §2, Z. 4
2003 → 2007

Errata für Anhang A

S. 335, §2, Z. 2
den i-ten → den $(i+1)$-ten

S. 335, Definition A.1, Z1
$P(x) = \sum_{i=0}^{n+1} x^i P_i \to P(x) = \sum_{i=0}^{n} x^i P_i$

S. 340, Definition A.5, Z. 2

$$\frac{\mathrm{corr}(R(y), R_M)}{\sigma(R(y))}.$$

→

$$\mathrm{corr}(R(y), R_M)\sigma(R(y)).$$

S. 327, Abb. 8.2
Marktwert für hedgebare Risiken → Marktwert der hedgebaren Verbindlichkeiten

S. 329, Z. 6
wie z.B. dem Konzentrationsrisiko → [Streichung, da das Konzentrationsrisiko in SII erfasst wird]

S. 332, Abb. 8.3, Bildunterschrift
Die drei Säulen der Solvency II Architektur. → Die Anforderungen von MaRisk an ein Limitsystem.

Literaturverzeichnis

S. 369, Nummer 33, Z. 2
Version: March 2006 → Version: February 2007

S. 369, Nummer 51
WIKIPEDIA FOUNDATION: *Balanced Scorecard*. Deutsche Ausgabe. `http://de.wikipedia.org/wiki/Balanced_Scorecard`. Version: December 2006. – Lizenz der Abbildung: GNU Free Documentation License Version 1.2 oder später. Kopieren, Verbreiten und/oder Verändern ist unter den Bedingungen der GNU Free Documentation License, Version 1.2 oder einer späteren Version, veröffentlicht von der Free Software Foundation,

erlaubt. Es gibt keine unveränderlichen Abschnitte, keinen vorderen Umschlagtext und keinen hinteren Umschlagtext.
→

WIKIPEDIA FOUNDATION: *Balanced Scorecard*. Deutsche Ausgabe. http://de.wikipedia.org/wiki/Balanced_Scorecard. Version: Dezember 2006.