

$$\widehat{S}_{i,k}^{(\infty)} := \widehat{v}_i^{(\infty)} \cdot \widehat{m}_k^{(\infty)}$$

Source: U. Riegel

Ein verallgemeinertes additives IBNR-Verfahren (A Generalized Loss Ratio Method)

SAV-Tagung, 31. August 2018
Ulrich Riegel

Additives Verfahren und additives Modell

Unsichere Volumenmaße und erweitertes additives Modell

Verallgemeinertes additives Verfahren (Generalized loss ratio method)

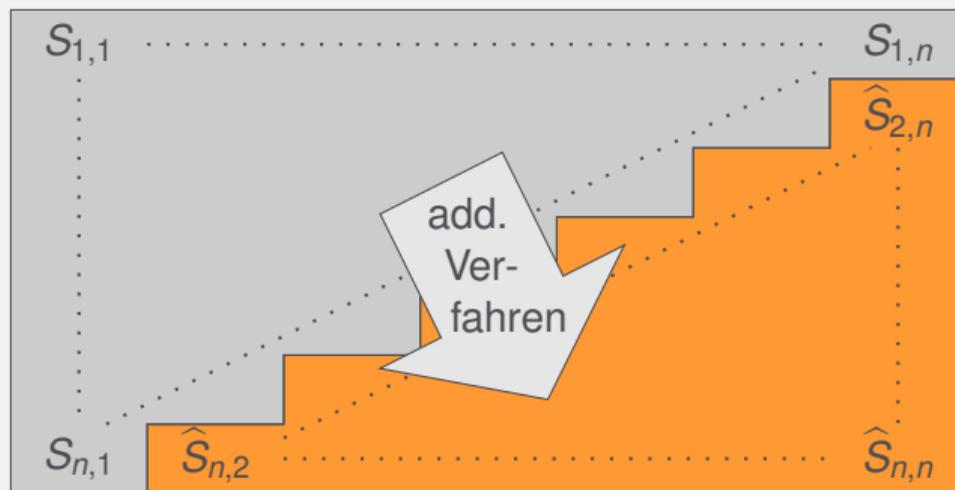
Beispiel

Volumenmaße



bekannt

Inkrementelle Schäden



Prognose

Additives Verfahren: Für $i + k > n + 1$ verwenden wir die Prognosen

$$\hat{S}_{i,k} := v_i \cdot \hat{m}_k$$

für $S_{i,k}$, wobei

$$\hat{m}_k := \frac{\sum_{j=1}^{n-k+1} S_{j,k}}{\sum_{j=1}^{n-k+1} v_j} = \sum_{j=1}^{n-k+1} \frac{v_j}{\sum_{v=1}^{n-k+1} v_v} \cdot \frac{S_{j,k}}{v_j}.$$

Frage: Warum volumenproportionale Gewichte für die Schadenquoten $S_{j,k}/v_j$?

Antwort: Diese Gewichte minimieren die Varianz der Schätzer \hat{m}_k im *additiven Modell*!

Modellannahme 1: Die inkrementellen Schäden $S_{i,k}$, $i, k \in \{1, \dots, n\}$, sind unabhängig.

Modellannahme 2: Es gibt Parameter $v_1, \dots, v_n > 0$ und Parameter m_1, \dots, m_n , so dass

$$E(S_{i,k}) = v_i \cdot m_k$$

für alle $i, k \in \{1, \dots, n\}$ gilt.

Modellannahme 3: Es gibt Parameter $s_1^2, \dots, s_n^2 > 0$, so dass

$$\text{Var}(S_{i,k}) = v_i \cdot s_k^2$$

für alle $i, k \in \{1, \dots, n\}$ gilt.

Frage: Ist das additive Modell realistisch?

Meine Ansicht:

Ja,

zumindest wenn die IBNR-Reserven durch IBNYR dominiert sind,

aber

es ist *nicht* realistisch anzunehmen, dass die Modell-Parameter v_1, \dots, v_n
bekannt sind!

In der Praxis verwendete Volumenmaße:

- Indexierte Prämie
- Jahreseinheiten (Krafftfahrt)
- Gesamtversicherungssumme (Sach)
- Anzahl Betten (Heilwesen)
- Tonnage (Transport)
- Gehalt/Lohn (Worker's Compensation)
- ...

Diese Volumenmaße sind nur Näherungen für die *Modell-Volumina* v_j !

Wir nehmen nun an, dass

- die Modell-Volumina (d.h. die Parameter v_i im additiven Modell) unbekannt und
- die gegebenen Volumenmaße \hat{v}_i Schätzer für die Modell-Volumina v_i sind (d.h. Beobachtungen von Zufallsgrößen).

Modellannahme 4: Für die Schätzer $\widehat{v}_1, \dots, \widehat{v}_n$ der unbekanntem Modell-Volumina v_1, \dots, v_n gilt

$$\frac{\widehat{v}_{i+1}}{\widehat{v}_i} = \frac{v_{i+1}}{v_i} \cdot f_i$$

mit unabhängigen, positiven Zufallsfaktoren f_i , wobei

$$E(f_i) = 1 \quad \text{und} \quad \text{Var}(f_i) = \varepsilon^2 > 0.$$

Ferner nehmen wir an, dass die σ -Algebren $\sigma\{f_1, \dots, f_{n-1}\}$ und $\sigma\{S_{i,k} \mid i, k = 1, \dots, n\}$ unabhängig sind.

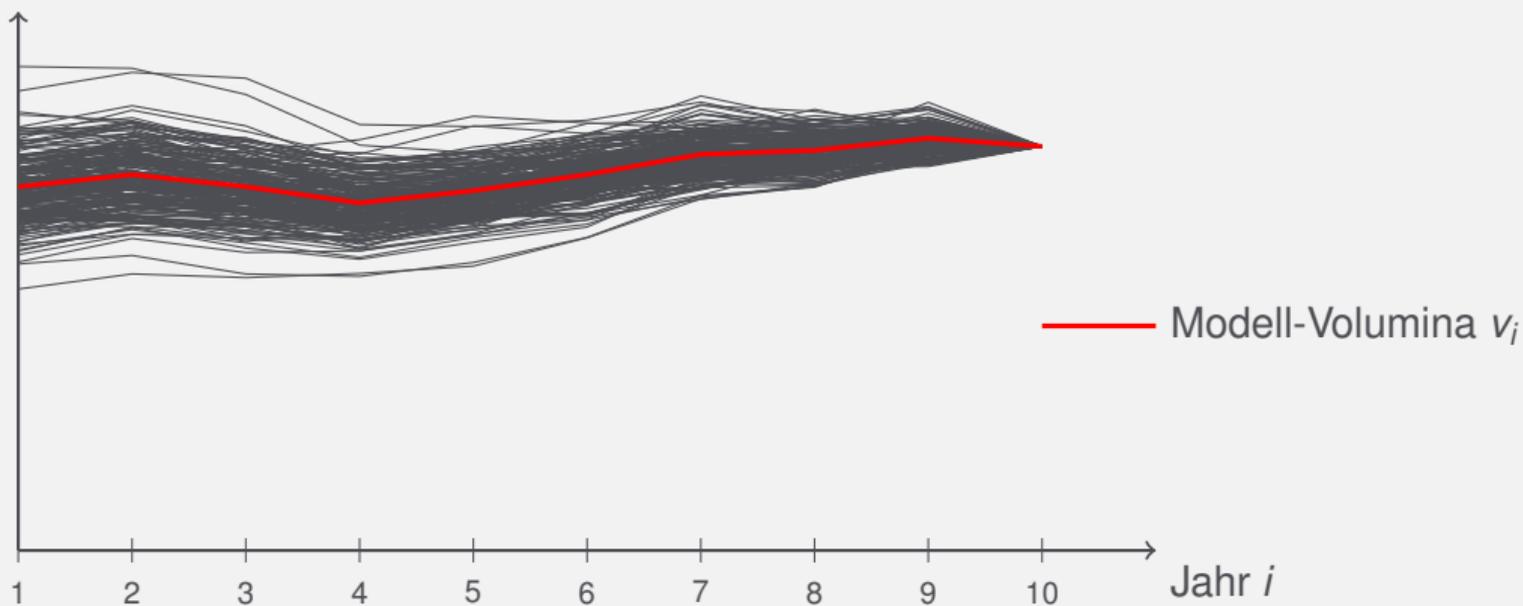
OBdA nehmen wir an, dass $\widehat{v}_n = v_n$.

Unsichere Volumenmaße und erweitertes additives Modell

Simulation der Volumenschätzer

200 Simulationen, $n = 10$, $\varepsilon = 3\%$

Volumenschätzer \hat{v}_i



Zur Parameterschätzung benötigen wir eine zusätzliche Verteilungsannahme:

Modellannahme 5: Für eine gegebene Teilmenge $\mathcal{K} \subseteq \{1, \dots, n-1\}$ mit $1 \in \mathcal{K}$ sind die Inkremente $S_{i,k}$ lognormal-verteilt für alle $i \in \{1, \dots, n\}$ und $k \in \mathcal{K}$.

Empfehlung: Wähle \mathcal{K} so groß wie möglich, d.h.

$$\mathcal{K} := \{k \in \{1, \dots, n-1\} \mid S_{i,k} > 0 \text{ für alle } i \text{ mit } i+k \leq n+1\}.$$

Additives Verfahren (im erweiterten additiven Modell): Für $i + k > n + 1$ verwenden wir die Prognosen

$$\widehat{S}_{i,k}^{\mathbf{w}} := \widehat{v}_i \cdot \widehat{m}_k^{\mathbf{w}} \quad \text{mit} \quad \widehat{m}_k^{\mathbf{w}} := \sum_{j=1}^{n-k+1} w_{j,k} \cdot \frac{S_{j,k}}{\widehat{v}_j}$$

für $S_{i,k}$, wobei $w_{j,k}$ Gewichte mit $w_{1,k} + \dots + w_{n-k+1,k} = 1$ sind.

Bemerkung: Im Vergleich zur obigen Formel

- erlauben wir die Verwendung beliebiger Gewichte (was natürlich auch im additiven Modell erlaubt ist)
- haben wir die unbekanntes Modell-Volumina v_j durch die Volumenschätzer \widehat{v}_j ersetzt.

Fragen:

- Kann man optimale Gewichte $w_{j,k}$ für das additive Verfahren im erweiterten additiven Modell berechnen?
- Kann man die Standardfehler des additiven Verfahrens im erweiterten additiven Modell berechnen?
- Kann man das additive Verfahren verallgemeinern, so dass die Unsicherheit der Volumenmaße berücksichtigt wird?**

Idee hinter dem verallgemeinerten additiven Verfahren:

Ersetze \widehat{v}_i durch *genauere* Volumenschätzer $\widehat{v}_i^{(\infty)}$ und verwende für $S_{i,k}$ die Prognosen

$$\widehat{S}_{i,k}^{(\infty)} := \widehat{v}_i^{(\infty)} \cdot \widehat{m}_k^{(\infty)} \quad \text{mit} \quad \widehat{m}_k^{(\infty)} := \sum_{j=1}^{n-k+1} \widehat{h}_{j,k}^{(\infty)} \cdot \frac{S_{j,k}}{\widehat{v}_j^{(\infty)}},$$

wobei $\widehat{h}_{j,k}^{(\infty)}$ näherungsweise optimale Gewichte sind.

Folgerung aus Modellannahme 4:

$$\widehat{r}_{i,(0,0)} := \frac{1}{\widehat{v}_i} \text{ ist ein erwartungstreuer Schätzer für } \frac{1}{v_i}$$

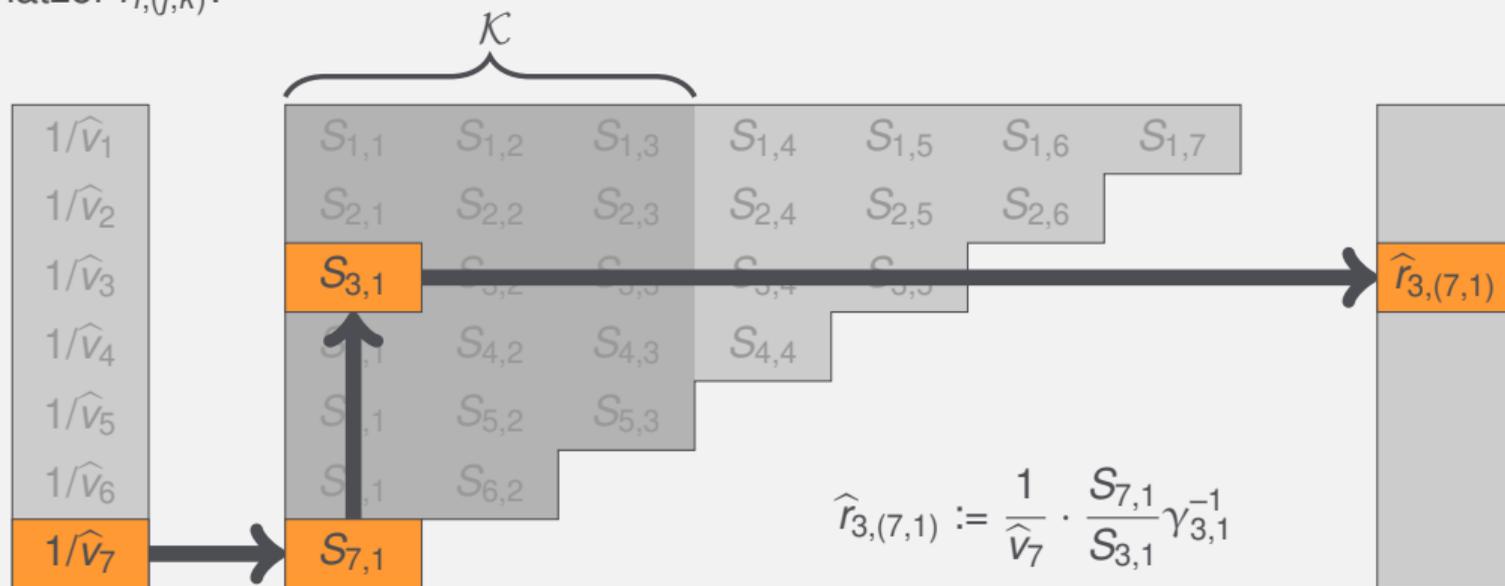
Wir haben aber weitere erwartungstreue Schätzer für v_i^{-1} , die die Schadenabwicklung verwenden:

$$\widehat{r}_{i,(j,k)} := \frac{1}{\widehat{v}_j} \cdot \frac{S_{j,k}}{S_{i,k}} \gamma_{i,k}^{-1} \quad \text{mit} \quad \gamma_{i,k} := 1 + \frac{v_i S_k^2}{v_i^2 m_k^2}$$

für $i \leq n-1$ und $(j,k) \in \mathcal{I}_i^* := \{(j,k) \mid k \in \mathcal{K}, j \neq i \text{ und } \max(i,j) + k \leq n+1\}$.

Bemerkung: Der Korrekturfaktor $\gamma_{i,k}^{-1}$ wird benötigt, da $E\left(\frac{1}{S_{i,k}}\right) = \frac{\gamma_{i,k}}{E(S_{i,k})}$.

Schätzer $\hat{r}_{i,(j,k)}$:



Betrachte den Vektor $\widehat{\mathbf{r}}_i := (\widehat{r}_{i,(0,0)}, \widehat{r}_{i,(j,k)})_{(i,j) \in \mathcal{I}_i^*}$ von Schätzern für v_i^{-1} . Man kann die Kovarianzmatrix

$$\mathbf{R}_i := \text{Cov}(\widehat{\mathbf{r}}_i).$$

berechnen. Dann sind die Komponenten von

$$\mathbf{g}_i := \frac{\mathbf{R}_i^{-1} \mathbf{1}}{\mathbf{1}^T \mathbf{R}_i^{-1} \mathbf{1}}$$

die optimalen Gewichte für die Schätzer und

$$\frac{1}{\widehat{v}_i^*} := \mathbf{g}_i^T \widehat{\mathbf{r}}_i$$

ist die Konvexkombination mit der minimalen Varianz.

Problem:

Die Objekte $\hat{\mathbf{r}}_i$, \mathbf{R}_i , \mathbf{g}_i und \hat{v}_i^* hängen nicht nur von den Beobachtungen

$$\mathbf{X} := (\hat{v}_1^{-1}, \dots, \hat{v}_n^{-1}, (\mathbf{S}_{i,k})_{i+k \leq n+1})$$

ab sondern auch von den unbekanntem Parametern

$$\Theta = (v_1^{-1}, \dots, v_n^{-1}, m_1, \dots, m_n, s_1^2, \dots, s_{n-1}^2, \varepsilon^2).$$

Daher müssen die Parameter rekursiv geschätzt werden.

Lösung:

Man kann eine Abbildung

$$\Psi = (\Psi_1^v, \dots, \Psi_n^v, \Psi_1^m, \dots, \Psi_n^m, \Psi_1^s, \dots, \Psi_{n-1}^s, \Psi^\varepsilon),$$

angeben, so dass für

$$\hat{\Theta}^* := \Psi(\Theta, \mathbf{X})$$

gilt

$$E(\hat{\Theta}^*) = \Theta$$

(für beliebige Parametervektoren Θ).

Rekursion zur Parameterschätzung:

Wähle Startwerte $\hat{\Theta}^{(0)}$ und definiere $\hat{\Theta}^{(\nu)}$ rekursiv durch

$$\hat{\Theta}^{(\nu+1)} := \Psi(\hat{\Theta}^{(\nu)}, \mathbf{X}).$$

Wenn die Rekursion konvergiert, dann setzen wir

$$\hat{\Theta}^{(\infty)} := \lim_{\nu \rightarrow \infty} \hat{\Theta}^{(\nu)}.$$

Hoffnung: Die Schätzer werden in jedem Schritt besser, und $(\hat{v}_i^{(\infty)})^{-1}$ ist ein genauerer Schätzer für v_i^{-1} als \hat{v}_i^{-1} .

Alternative Interpretation der Schätzer: Es gilt

$$E(\Psi(\Theta, \mathbf{X})) = E(\widehat{\Theta}^*) = \Theta,$$

d.h. der Parametervektor Θ ist ein Fixpunkt der Abbildung

$$E(\Psi(\cdot, \mathbf{X})).$$

Wenn die Rekursion konvergiert, dann ist $\widehat{\Theta}^{(\infty)}$ ein Fixpunkt der Abbildung

$$\Psi(\cdot, \mathbf{X}),$$

d.h. wir schätzen den Fixpunkt Θ der *erwarteten* Abbildung $E(\Psi(\cdot, \mathbf{X}))$ durch den Fixpunkt $\widehat{\Theta}^{(\infty)}$ der *realisierten* Abbildung $\Psi(\cdot, \mathbf{X})$.

Wir nennen die Schätzer $\hat{v}_i^{(\infty)}$ *revidierte Volumenschätzer*. Ferner liefert die Rekursion näherungsweise optimale Gewichte $\hat{h}_{i,k}^{(\infty)}$.

Verallgemeinertes additives Verfahren (Generalized loss ratio method):

Für $i + k > n + 1$ verwenden wir

$$\hat{S}_{i,k}^{(\infty)} := \hat{v}_i^{(\infty)} \cdot \hat{m}_i^{(\infty)} = \hat{v}_i^{(\infty)} \sum_{j=1}^{n-k+1} \hat{h}_{j,k}^{(\infty)} \frac{S_{j,k}}{\hat{v}_j^{(\infty)}}$$

als Prognosen für $S_{i,k}$.

Bemerkungen:

- Anstatt $\hat{\varepsilon}^{(\infty)}$ kann man auch einen externen Schätzer $\hat{\varepsilon}_{\text{ext}}$ verwenden („Educated Guess“).
- Man kann geschlossene Formeln für die Standardfehler des verallgemeinerten additiven Verfahrens angeben. Diese sind jedoch sehr rechenaufwändig. Daher ist ein Simulationsansatz vorzuziehen.
- Die Standardfehler des additiven Verfahrens sind im erweiterten additiven Modell typischerweise höher als im additiven Modell.
- Eine Implementierung ist im R-Paket `glm` verfügbar.

Indexierte Prämien und inkrementelle Zahlungen für eine deutsche KH-Quote:

i	\hat{V}_i	$S_{i,1}$	$S_{i,2}$	$S_{i,3}$	$S_{i,4}$	$S_{i,5}$	$S_{i,6}$	$S_{i,7}$	$S_{i,8}$
1	316.3	151.7	45.5	7.6	5.9	3.8	3.5	3.1	2.8
2	301.9	147.5	41.5	7.2	4.4	3.1	1.8	2.1	
3	271.3	132.5	42.2	7.3	4.8	3.4	2.2		
4	273.4	140.5	47.2	8.9	5.7	4.1			
5	280.9	137.1	46.6	7.2	5.2				
6	311.4	152.0	50.9	8.7					
7	322.9	166.0	54.9						
8	330.8	170.0							

Beispiel

Konvergenz der $\hat{\varepsilon}^{(\nu)}$

Konvergenz der $\hat{\varepsilon}^{(\nu)}$ für verschiedene Startwerte $\hat{\varepsilon}^{(0)}$:

$\hat{\varepsilon}^{(0)}$	$\hat{\varepsilon}^{(1)}$	$\hat{\varepsilon}^{(2)}$	$\hat{\varepsilon}^{(3)}$	$\hat{\varepsilon}^{(5)}$	$\hat{\varepsilon}^{(10)}$	$\hat{\varepsilon}^{(20)}$	$\hat{\varepsilon}^{(100)}$
0.500%	0.959%	1.518%	1.925%	2.357%	2.614%	2.634%	2.634%
2.000%	2.146%	2.306%	2.433%	2.563%	2.629%	2.634%	2.634%
5.000%	3.306%	2.930%	2.796%	2.686%	2.637%	2.634%	2.634%
10.000%	3.918%	3.110%	2.884%	2.712%	2.639%	2.634%	2.634%

$\Rightarrow \hat{\varepsilon}^{(\infty)} \approx 2.63\%$

Schätzer für die Parameter v_j und s_k^2 :

v	Additives Verfahren		Verallg. additives Verfahren	
	\hat{v}_v	\hat{s}_v^2	$\hat{v}_v^{(\infty)}$	$(\hat{s}_v^{(\infty)})^2$
1	316.3	6.50%	295.4	4.28%
2	301.9	5.42%	282.0	3.57%
3	271.3	0.28%	260.3	0.19%
4	273.4	0.15%	270.8	0.10%
5	280.9	0.12%	272.8	0.08%
6	311.4	0.22%	302.9	0.14%
7	322.9	0.13%	321.5	0.09%
8	330.8	0.08%	330.8	0.05%

Prognosen \hat{R}_i für die Reserven $R_i := \sum_{k=n-i+1}^n S_{i,k}$:

i	Additives Verfahren	Verallg. additives Verfahren	Chain Ladder
1	0.00	0.00	0.00
2	2.63	2.63	2.59
3	4.66	4.78	4.80
4	7.00	7.41	7.77
5	10.65	10.99	11.01
6	17.41	17.90	17.87
7	26.68	27.94	28.56
8	79.69	83.01	83.43
gesamt	148.73	154.66	156.02

Simulierte Standardfehler der Reserveschätzer im erweiterten additiven Modell:

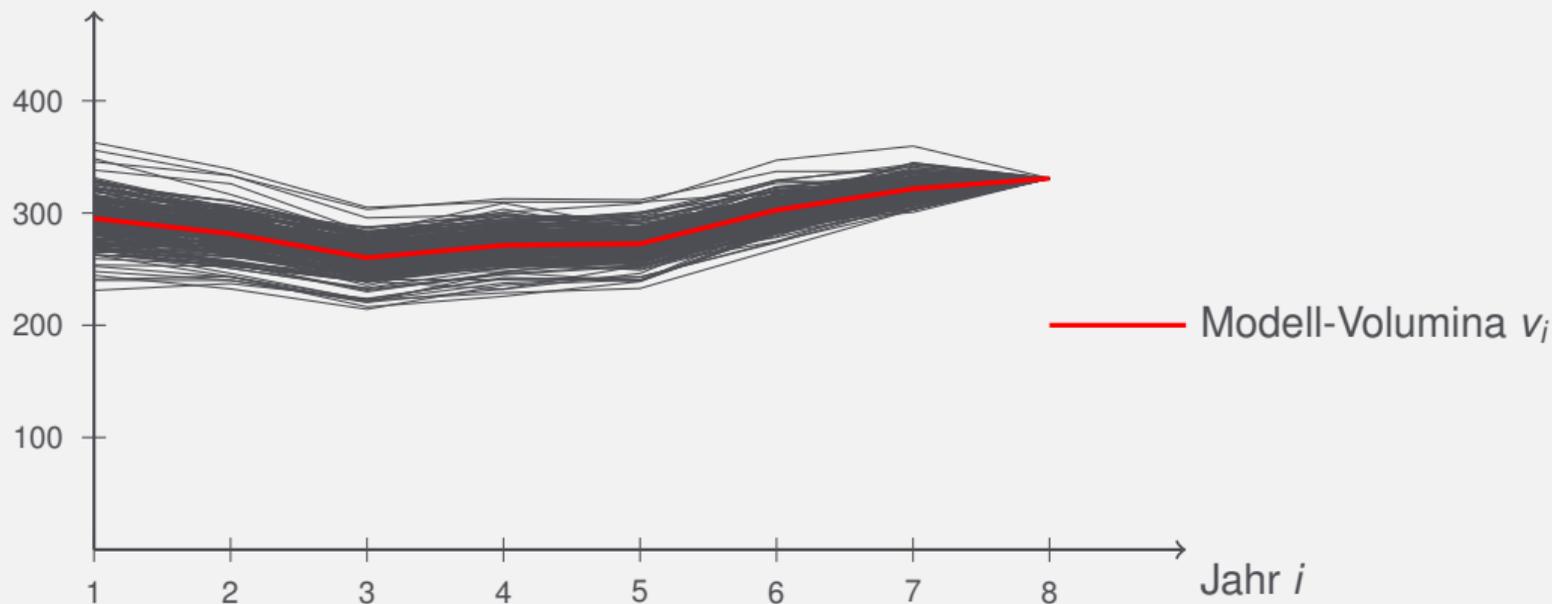
i	Additives Verfahren	Verallgemeinertes additives Verfahren
1	0.00	0.00
2	0.54	0.54
3	0.78	0.77
4	1.10	1.07
5	1.28	1.22
6	1.63	1.48
7	2.18	1.83
8	5.70	4.62
gesamt	8.96	6.99

Beispiel

Simulation der Volumenschätzer

200 Simulationen, $\varepsilon = 2.63\%$

Volumenschätzer \hat{v}_i

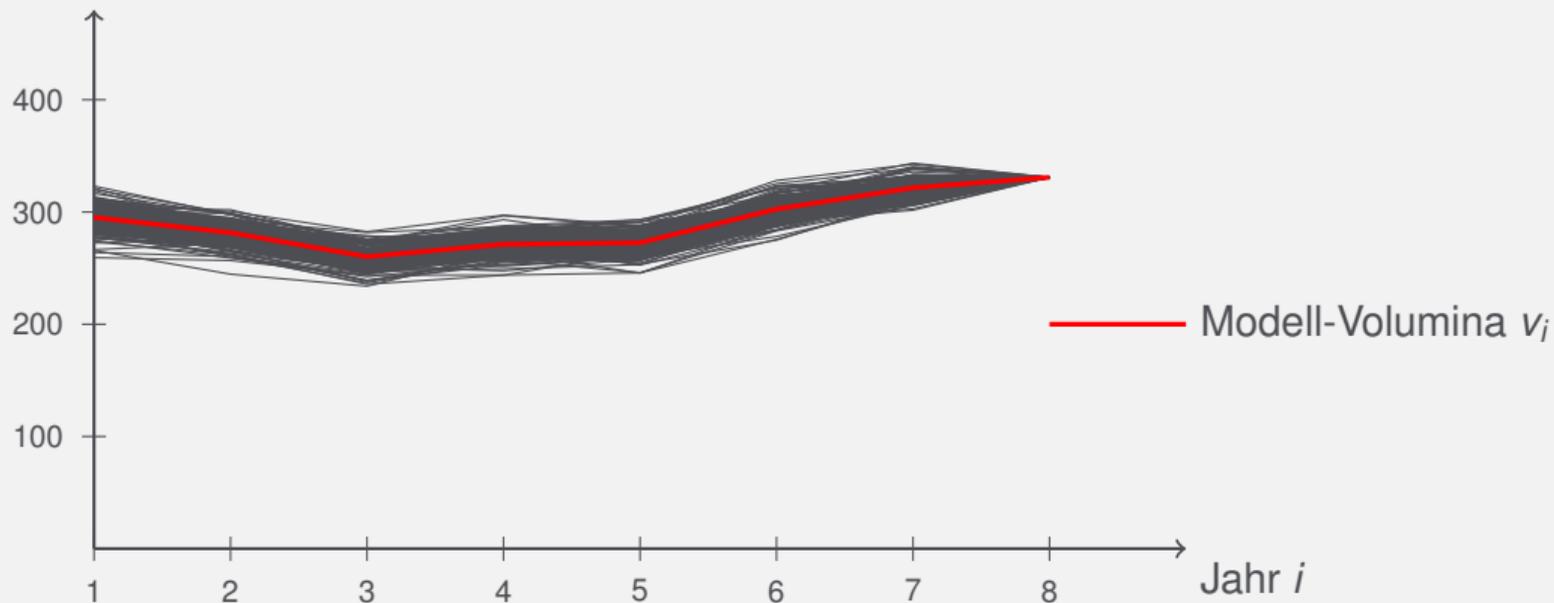


Beispiel

Simulation der revidierten Volumenschätzer

Revidierte
Volumenschätzer $\hat{v}_i^{(\infty)}$

200 Simulationen, $\varepsilon = 2.63\%$



Ulrich Riegel (2018) *A Generalized Loss Ratio Method Dealing With Uncertain Volume Measures*, *Astin Bulletin* 48(2), 699–747. DOI:10.1017/asb.2018.5.