Odening, M.; Musshoff, O.: Value at Risk – ein nützliches Instrument des Risikomanagement in Agrarbetrieben?. In: Brockmeier, M.; Isermeyer, F.; von Cramon-Taubadel, S.: Liberalisierung des Weltagrarhandels – Strategien und Konsequenzen. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 37, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2001), S.243-253.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Bd. 37, 2001, S. 243-253

VALUE AT RISK – EIN NÜTZLICHES INSTRUMENT DES RISIKOMANAGEMENTS IN AGRARBETRIEBEN?

von

M. ODENING und O. MUSSHOFF*

1 Einführung

Eine möglicherweise unterschätzte Auswirkung der zunehmenden Deregulierung und Liberalisierung der EU-Agrarmärkte ist das aus Sicht der Erzeuger zunehmende Preisrisiko. Dem Risikomanagement wird in landwirtschaftlichen Betrieben künftig eine noch größere Bedeutung zukommen als bisher. Im nichtlandwirtschaftlichen Bereich etabliert sich zunehmend das Konzept des „Value at Risk“ (VaR) als ein Standardverfahren zur Quantifizierung des Marktrisikos (JORION 1997). Kurz gefasst drückt VaR den maximalen Vermögensverlust aus, den ein Unternehmen innerhalb eines definierten Zeitraumes mit einer bestimmten Irrtumswahrscheinlichkeit in Folge von Marktpreisschwankungen erleiden kann. Die Unsicherheit bezüglich des künftigen Wertes verschiedener Vermögenspositionen wird in einer Kennzahl komprimiert und dient in erster Linie dazu, den Informationsbedarf der Unternehmensleitung zu decken und eventuellen Bedarf an risikoreduzierenden Maßnahmen aufzuzeigen. VaR wurde ursprünglich für Unternehmen konzipiert, die überwiegend an Finanzmärkten agieren, MANFREDO und LEUTHOLD (1998) weisen jedoch auf das Anwendungspotential auch für Agrarbetriebe hin. Der vorliegende Beitrag greift diesen Gedanken auf. Zunächst wird das VaR-Konzept grundsätzlich vorgestellt. Die Anwendungsmöglichkeiten von VaR werden anschließend beispielhaft für einen Schweinemastbetriebs verdeutlicht. Dabei wird insbesondere auf Varianten und Probleme der Operationalisierung eingegangen. Abschließend wird versucht, den Nutzen dieses relativ neuen Instrumentes verallgemeinernd einzuschätzen.

2 VaR: Definition und Methoden

2.1 Definition

Die eingangs gebrachte Definition von VaR soll nun präzisiert und formalisiert werden. Sei W der Wert einer Vermögensposition und V die zufallsbehaftete Wertänderung dieses Vermögens innerhalb eines Zeitraumes $\Delta t = t_1 - t_0$, dann ist VaR wie folgt definiert:

$$\text{VaR} = E(V) - V^* \qquad (1)$$

mit $E(V)$ dem Erwartungswert der Wertänderung und

$$V^*\colon \int_{-\infty}^{V^*} f(v)dv = \text{Prob}(v \le V^*) = p \qquad (2)$$

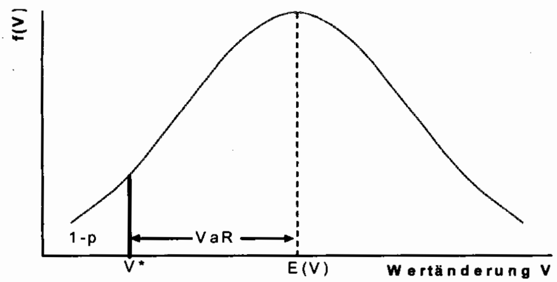
Unter Verwendung der Definitionsgleichung $V = W_{t_0} \cdot R$ mit $R = ln(W_{t_1}/W_{t_0})$ lässt sich VaR auch als Funktion der kritischen Rendite R^* ausdrücken:

$$\text{VaR} = W_{t_0}(E(R) - R^*) \qquad (3)$$

* Institut für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus, Humboldt-Universität zu Berlin, Luisenstraße 56, 10099 Berlin, e-mail: m.odening@agrar.hu-berlin.de.

wobei $E(R)$ und R^* analog zu $E(V)$ und V^* definiert sind. Aus (3) und Abbildung 1 wird deutlich, dass die Berechnung von VaR dem Auffinden eines speziellen Quantils der Verteilung der Wertänderung, d.h. der Gewinne bzw. Verluste, gleichkommt.

Abbildung 1: Grafische Veranschaulichung von VaR



Für den häufig unterstellten Fall normal verteilter Renditen lässt sich (3) umformen zu:

$\text{VaR} = W_{t_0} \cdot \alpha \cdot \sigma \cdot \sqrt{\Delta t}$.

Dabei bezeichnet α das zu p gehörende Perzentil der Standardnormalverteilung, σ misst die Volatilität der Rendite und $\sqrt{\Delta t}$ passt den gewünschten Prognosezeitraum (Holding Period) an den Bezugszeitraum der Volatilität an. Dahinter steht die Annahme eines geometrischen Brown'schen Prozesses, dessen Varianz bekanntlich eine lineare Funktion der Zeit ist.[1]

Ein einfaches Beispiel zu Veranschaulichung: Ein Landhändler verfügt über eine Position Raps, die derzeit einen Wert W_0 = 100.000 € besitzt. Aus vergangenen Marktdaten liegt eine Schätzung der Standardabweichung der relativen Wertänderung von σ = 10 % pro Jahr vor. Der Händler möchte wissen, welcher Wertverlust aufgrund von Marktpreisschwankungen innerhalb des nächsten Monats mit 99 %iger Wahrscheinlichkeit nicht überschritten wird. Unter diesen Vorgaben errechnet sich ein VaR von $100\,000 \cdot 2.32 \cdot 0.1 \cdot \sqrt{1/12} = 6\,704$ €.

An der beschriebenen Vorgehensweise ändert sich nichts Grundsätzliches, wenn anstelle einer Vermögensposition ein aus mehreren Assets bestehendes Portfolio betrachtet wird. Es ist bei der Berechnung der Volatilität des Portfolios σ_p lediglich zu berücksichtigen, dass die Schwankungen der Renditen der Einzelpositionen i. d. R. korreliert sind:

$$\sigma_p = \left(\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_i \cdot w_j \cdot \sigma_{ij} \right)^{0.5} \tag{4}$$

mit σ_{ij} als Kovarianz der Renditen der Assets i und j.

Weiterhin besteht im Mehranlagenfall die Möglichkeit, das sog. Incremental Value at Risk (IVaR) zu berechnen, d. h. die Veränderung des VaR, die durch die Hinzunahme einer weiteren Vermögensposition in das Portfolio hervor gerufen wird:

IVaR = VaR mit neuer Vermögensposition – VaR ohne neue Vermögensposition

---

[1] Auf die Adäquatheit dieser Annahme bei Anwendungen im Nichtfinanzbereich wird an späterer Stelle eingegangen.

IVaR kann positiv oder negativ sein, und es kann beispielsweise herangezogen werden, um die Wirksamkeit von Hedges zu beurteilen.

Entscheidungstheoretisch betrachtet weist VaR Ähnlichkeit mit dem Safety-First-Kriterium auf. Unstrittig ist, dass sich durch den alleinigen Vergleich des Risikomaßes VaR keine Entscheidungen zwischen unsicheren Alternativen treffen lassen. Dies könnte bestenfalls in Verbindung mit dem Erwartungswert-Kriterium möglich sein. Darüber hinaus wird bemängelt, dass VaR nichts über die Höhe des Verlustes ausgesagt, der mit $1-p$-prozentiger Wahrscheinlichkeit eintritt.[2] Die Zielsetzung von VaR ist allerdings bescheidener: Es soll zunächst nur das Downside-Risk einer risikobehafteten Vermögensposition auf standardisierte Weise in einer Maßzahl komprimiert und auf diese Weise dem Senior Management sowie externen Stakeholdern ein einfach zu verstehendes Informationsangebot unterbreitet werden. Gleichzeitig ist zu konstatieren, dass alternative Informationsangebote im landwirtschaftlichen Kontext äußerst spärlich sind; meist werden Kennzahlen wie Gewinnrate, Eigenkapitalanteil oder Deckungsgrade herangezogen, um die Stabilität von Agrarunternehmen zu beschreiben.

2.2 Methoden zur Berechnung von VaR

In der Literatur werden drei alternative Verfahren zur Berechnung von VaR genannt, die im Folgenden kurz angesprochen werden sollen. Ausführlichere Beschreibungen finden sich bei JORION (1996) oder DOWD (1998).

Varianz-Kovarianz-Methode

Die Varianz-Kovarianz-Methode, auch als parametrische, analytische oder Delta-Normal-Methode bezeichnet, entspricht dem im vorangegangenen Abschnitt beispielhaft praktizierten Vorgehen: VaR wird direkt als Funktion der Standardabweichung der Portfoliorendite bestimmt, wobei letztere aus den Varianzen und Kovarianzen der Marktfaktoren gemäß (4) berechnet wird. Meist wird für die Renditen eine Normalverteilung unterstellt. Dies ist aber nicht zwangsläufig so. Ebenso könnte beispielsweise eine t-Verteilung unterstellt werden, die eine bessere Darstellung von „fat tails" erlaubt. Um die Berechnung durchführen zu können, müssen zunächst Varianzen und Kovarianzen der Renditen aus historischen Daten geschätzt werden. Möglichkeiten, dies zu tun, werden in Kapitel 3.3 diskutiert. Als Vorteile der Varianz-Kovarianz-Methode werden der geringe Rechenaufwand und die Möglichkeit, Wenn-Dann-Analysen durchzuführen, genannt. Probleme treten auf, wenn die Rückflüsse des betrachteten Portfolios in nichtlinearer Weise von den zugrunde liegenden Risikofaktoren abhängen, was typischerweise bei Optionen der Fall ist. Die Verteilung der Portfoliorenditen weist dann eine Schiefe auf und ist nicht mehr normal. Für Anwendungen im Agribusiness erscheint diese Einschränkung derzeit aber nicht so gravierend. Als problematischer ist das „Time Scaling" anzusehen, d. h. die Anpassung der geschätzten Volatilität des Portfolio an den gewünschten Prognosezeitraum mittels „Square-Root-Regel", d. h. durch Multiplikation mit dem Faktor $\sqrt{\Delta t}$.[3] Dies ist nur dann zulässig, wenn die Wertänderungen des Portfolios zwischen verschiedenen Zeitpunkten stochastisch unabhängig sind, m. a. W. der Wert des Portfolios einem Random Walk folgt. Die Annahme eines geometrischen Brown'schen Prozesses stellt dies sicher. Während dieser Prozess für Finanztitel plausibel erscheint, sind in Bezug auf Preise landwirtschaftlicher Produkte Zweifel angebracht: man kann erwarten, dass Commodity-Preise einem Mean-Reverting-Prozess folgen, d. h. tendenziell einem Gleichgewichtswert zu-

---

[2] JOHANNING (1998) nimmt eine Bewertung des VaR-Kriteriums aus entscheidungstheoretischer Sicht vor.

[3] Eine ausführliche Kritik sowie Vorschläge zur Berechnung eines Long-Term VaR finden sich bei DOWD et al. (2000).

streben. Träfe dies zu, dann würde ein mittels Square-Root-Regel für einen längeren Zeitraum extrapoliertes VaR das tatsächliche Risiko überschätzen.

Monte-Carlo-Simulation

Bei dieser Methode wird die gesamte Verteilung der Wertänderung des Portfolios generiert und VaR als entsprechendes Quantil aus dieser relativen Häufigkeitsverteilung abgegriffen Daher rührt auch die Bezeichnung „Full Valuation Method". Die Simulation vollzieht sich in folgenden Schritten.[4]

- Auswahl von Verteilungen bzw. Stochastischen Prozessen für die relevanten Risikofaktoren und Schätzung der zugehörigen Parameter, insbesondere Varianzen und Korrelationen
- Simulation von Zufallspfaden für die Risikofaktoren
- Bewertung des Portfolios bzw. seiner Bestandteile an Hand der Realisation der Zufallsvariablen für den gewünschten Prognosezeitraum („mark-to-market")
- Wiederholung der beiden vorgenannten Schritte bis eine hinreichende Genauigkeit gegeben ist
- Berechnung der Gewinne bzw. Verluste bezogen auf den gegenwärtigen Zeitpunkt, Ordnung in aufsteigender Reihenfolge, Bestimmung der empirischen Häufigkeitsverteilung

Als größter Vorteil der Monte-Carlo-Simulation ist die Flexibilität bezüglich der Verteilungsannahmen zu sehen. Beispielsweise könnte man Normalverteilungen mit Poisson-Verteilungen überlagern, um Extremereignisse abzubilden. Natürlich steigt der Schätzaufwand entsprechend. Auch Nichtlinearitäten und „Time-Scaling" stellen keine Probleme dar. Nachteilig ist der hohe Rechenaufwand im Fall komplexer Portfolios.

Historische Simulation

Die historische Simulation gleicht hinsichtlich der Schrittfolge der Monte-Carlo-Simulation, mit dem Unterschied, dass die Wertänderungen nicht mittels Zufallszahlensimulator generiert, sondern direkt aus Vergangenheitsdaten abgeleitet werden. Es ist somit keine explizite Verteilungsannahme notwendig; das Verfahren ist nicht-parametrisch. Historische Simulation ist sehr einfach anzuwenden, vorausgesetzt, es liegen genügend viele Beobachtungswerte vor, die als repräsentativ gelten dürfen. Wenn-Dann-Analysen sind prinzipiell nicht möglich.

2.3 Alternativen der Volatilitätsprognose

Im Mittelpunkt der parametrischen Ansätze zur VaR-Berechnung steht die Schätzung und Prognose der Volatilitäten und Korrelationen der Renditen der Portfoliokomponenten. Hierzu bieten sich u. a. folgende Möglichkeiten:

Historische und gleitende Durchschnitte

$$\sigma_{t+1}^2 = \frac{1}{N}\sum_{n=0}^{N-1}(R_{t-n} - \overline{R})^2 \tag{5}$$

(5) ist die bekannte Stichprobenvarianz, die in diesem Zusammenhang auch als Long Run Historical Average (LRHA) bzw. Moving Average bezeichnet wird, je nachdem, ob N konstant ist oder mit zunehmender Länge des Beobachtungszeitraumes wächst. Meist wird

[4] Zu Einzelheiten der praktischen Umsetzung siehe WINSTON (1998, S. 345).

die Durchschnittsrendite $\overline{R} = 0$ gesetzt, da diese bei kurzfristiger Betrachtung im Vergleich zur Varianz keine Rolle spielt. Ein großer Nachteil dieser sehr einfachen Prognose ist die Annahme, die tatsächliche Varianz sei konstant und die Tatsache, dass aktuelle und weiter zurück liegende Daten die selbe Gewichtung erfahren.

GARCH

GARCH-Prozesse erfreuen sich in finanzökonomischen Anwendungen großer Beliebtheit, da sie der zuvor geäußerten Kritik Rechnung tragen und zeitvariable Volatilitäten zulassen. Ihre Anwendung wird aber auch für die Abbildung landwirtschaftlicher Preisreihen propagiert (YANG und BRORSEN 1992). Die Entwicklung der Varianz stellt sich für einen GARCH(1,1) Prozess wie folgt dar:

$$\sigma_{t+1}^2 = \gamma\overline{\sigma}^2 + \delta R_t^2 + \omega\sigma_t^2, \text{ mit } \gamma + \delta + \omega = 1 \tag{6}$$

$\overline{\sigma}^2$ ist ein langfristiger Durchschnittswert der Varianz, von dem die aktuelle Varianz nach Maßgabe von (6) abweichen kann. Anzumerken ist, dass die Schätzung zeitabhängiger Korrelationen die Spezifikation multivariater GARCH-Prozesse (MGARCH) notwendig macht, die im Allgemeinen eine große Zahl zu schätzender Parameter enthalten. Häufig wird daher von konstanten Korrelationen ausgegangen (CAMPBELL et al. 2000, S. 490 f.).

Exponentiell gewichteter gleitender Durchschnitt

$$\sigma_{t+1}^2 = (1-\lambda)R_t^2 + \lambda\sigma_t^2 \tag{7}$$

(7) kann als Spezialfall eines GARCH(1,1)-Prozesses mit $\gamma = 0$ und $\delta = (1-\lambda)$ und $\omega = \lambda$ interpretiert werden. Vorteilhaft ist, dass nur ein zusätzlicher Parameter λ auftaucht. Er kann entweder geschätzt oder pragmatisch bestimmt werden.[5]

2.4 Validierung von VaR-Modellen

Da VaR aus empirisch geschätzten Volatilitäten abgeleitet wird, unterliegt er Schätzfehlern. KUPIEC (1995) diskutiert Möglichkeiten der Evaluierung von VaR-Modellen. Die meisten Tests setzen an den beobachteten Fehlerraten an, d. h. an der ex post festgestellten Zahl der Überschreitungen der berechneten VaR-Werte. Dazu müssen zunächst für N Zeitpunkte VaRs berechnet werden. Wäre VaR tatsächlich das zu p gehörige Perzentil, dann würde man genau $x = p \cdot N$ Überschreitungen erwarten. Die tatsächliche Anzahl von Über- bzw. Unterschreitungen wird aber regelmäßig davon abweichen. Es gilt nun einen Ablehnungsbereich für die Hypothese $p{=}p^*$ zu definieren. Dies gelingt mit Hilfe des Log-Likelihood-Quotienten:

$$L = 2\left(\ln\left(\left(1-\frac{x}{N}\right)^{N-x}\left(\frac{x}{N}\right)^{x}\right) - \ln\left((1-p)^{N-x}p^{x}\right)\right) \tag{8}$$

L ist χ^2-verteilt mit einem Freiheitsgrad. Würde man beispielsweise über eine Stichprobe von N=50 verfügen, dann dürfte ein VaR für p = 0.01 nicht mehr als zweimal überschritten werden, ansonsten würde die Nullhypothese mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % abgelehnt werden. KUPIEC weist auf zwei Schwächen dieses Tests hin: Zum einen ist es selbst für große Stichproben schwierig, eine Überschätzung des Risikos, also zu hohe VaR nachzuweisen und zum anderen ist die „Power" des Tests schlecht, d. h. es besteht

[5] Das im Finanzbereich als Quasi-Standard etablierte Programm RiskMetrics der Investmentbank JP Morgan verwendet beispielsweise λ= 0.97 für monatliche Daten (vgl. http://www.riskmetrics.com).

ein starker Trade-off zwischen Fehlern 1. und 2. Art. Weitere Validierungskriterien für VaR-Modelle werden bei MANFREDO und LEUTHOLD (1999) beschrieben.

3 Anwendungsbeispiel „Schweinemast“

3.1 Daten und Annahmen

In Anlehnung an MANFREDO und LEUTHOLD (1999), die die Marktrisiken in der US-amerikanischen Bullenmast mit Hilfe von VaR untersuchen, soll dieses Konzept nun herangezogen werden, um das Marktrisiko intensiver Schweinemastbetriebe für europäische Marktverhältnisse zu quantifizieren. Es wird unterstellt, dass es sich um eine spezialisierte Schweinemast handelt, bei der Ferkel und Fertigfutter laufend zu aktuellen Marktpreisen zugekauft werden. Futter wird nur kurzfristig gelagert. Die Veredlungsmarge M_t zu einem Zeitpunkt t bezogen auf ein Schwein ist unter Vernachlässigung weiterer variabler Kosten folgendermaßen definiert:

$$M_t = b^S \cdot P_t^S - b^{Fe} \cdot P_t^{Fe} - b^{Fu} \cdot P_t^{Fu} \tag{9}$$

P^S, P^{Fe} und P^{Fu} bezeichnen die Schweine-, Ferkel- bzw. Futterpreise. b^S, b^{Fe} und b^{Fu} stehen für das Schlachtgewicht, das Ferkelgewicht und die Futtermenge pro Mastschwein. Es wird angenommen, dass sich bei Zukauf 20 kg schwerer Ferkel und mit einem Futteraufwand in Höhe von 264 kg Mastschweinealleinfutter 80 kg Schlachtgewicht erzeugen lassen. Offensichtlich kann die Veredlungsmarge formal wie ein Portfolio betrachtet werden, das sich aus einer Long- und zwei Short-Positionen zusammensetzt. Damit lässt sich (4) unmittelbar übertragen, wobei die technischen Koeffizienten b^S, b^{Fe} und b^{Fu} wie Portfoliogewichte interpretiert werden.

VaR soll nicht nur das Marktrisiko eines Portfolios messen, sondern auch aufzeigen, ob und in welchem Ausmaß sich dieses Risiko durch Wahl geeignet erscheinender Maßnahmen des Risikomanagements steuern oder genauer gesagt reduzieren lässt. Als eine wirksame Möglichkeit der Minderung des Erlösrisikos speziell in der Schweinemast wird vielfach der Abschluss von Warenterminkontrakten genannt (z. B. PFLUGFELDER 1991). Zum Zeitpunkt der Aufstallung der Ferkel wird ein Terminkontrakt leerverkauft. Am Ende der Mastperiode – hier nach vier Monaten - wird der Kontrakt zurückgekauft und die Schweine zum aktuellen Kassapreis verkauft. Die Veredlungsmarge mit Hedging, M^H, lässt sich dann wie folgt formulieren.[6]

$$M_t^H = M_t + b^F \left(F_t^{t+4} - F_t^t\right) \tag{10}$$

Dabei bezeichnet F_t^{t+4} die Anfangsnotierung eines in t+4 fälligen, leerverkauften Futures und F_t^t die Endnotierung eines in t fälligen, glattzustellenden Futures. Der Gewichtungsfaktor b^F entspricht der Hedge-Rate. Bei einem Full-Hedge gilt $b^F = b^S$. Nachfolgend wird die Wirksamkeit eines routinemäßigen Full-Hedge untersucht.

Für die Schätzung der notwendigen Parameter werden wöchentliche Preisdaten verwendet. Sie umfassen einen Beobachtungszeitraum von April 1991 bis März 1999 (405 Beobachtungen). Für die Schweine-, Ferkel- und Futurespreise wurde auf Notierungen der AEX in Amsterdam zurückgegriffen. Die Futterpreise beziehen sich auf die Region Weser-Ems. Tabelle 1 liefert einen Überblick der durchschnittlichen Preise (E) und der historischen Durchschnitte für die wöchentlichen Volatilitäten (σ) und die Korrelationen (ρ) der Renditen der Preise.

---

[6] Man beachte, dass die so definierte Veredlungsmarge auf einen Zeitpunkt t bezogen ist und nicht auf ein Schwein.

Tabelle 1: Erwartungswerte der Preise sowie Volatilitäten und Korrelationen der Renditen der Portfoliokomponenten (historische Durchschnitte, Angaben in €/kg)

	E	b	σ	ρ				
				P_t^S	P_t^{Fe}	P_t^{Fu}	F_t^{t+4}	F_t^t
Schweine P_t^S	1,29	80	0,043	1	0,389	0,048	0,646	0,998
Ferkel P_t^{Fe}	1, 72	20	0,076		1	0,159	0,306	0,390
Futter P_t^{Fu}	0,19	264	0,005			1	0,101	0,047
Anfangsnotierung Futures F_t^{t+4}	1,31	-	0,028				1	0,636
Endnotierung Futures F_t^t	1,29	-	0,044					1
Veredlungsmarge M_t	18,75	-	0,223	-	-	-	-	-

3.2 Ergebnisse

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der Berechnungen. Das VaR für einen 4-Wochenzeitraum beträgt ohne Hedge gemäß Varianz-Kovarianz-Methode 13,75 € pro Schwein auf dem 95 % Niveau. M. a. W. beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass die Veredlungsmarge innerhalb der nächsten vier Wochen um mehr als 13,75 € sinkt, 5 %. Bezieht man die Veränderung der Veredlungsmarge auf einen Ausgangswert von 18,75 €, dann sind auf dem 99 % Niveau auch negative Veredlungsmargen, also operative Verluste, möglich, denn das VaR beträgt hier 19,45 €.

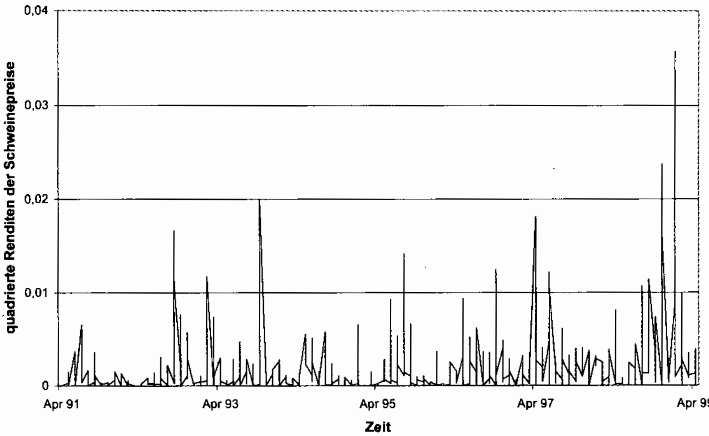
Tabelle 2: VaR der Veredlungsmarge in der Schweinemast (Angaben in €/Schwein)

Methode	**Varianz schätzung**	**Δt (Wochen)**	**ohne Hedging**		**mit (Full-) Hedging**	
			VaR (p=0.99)	VaR (p=0.95)	VaR (p=0.99)	VaR (p=0.95)
Varianz-Kovarianz	LRHA 405 Wochen	4	19,45	13,75	15,52	10,97
Stochastische Simulation	LRHA 405 Wochen	4	19,37	13,42	15,48	10,88
Historische Simulation	implizit 405 Wochen	4	16,43	11,64	14,86	7,92
Historische Simulation	implizit 405 Wochen	12	32,29	24,20	22,27	13,34
Varianz-Kovarianz	LRHA 208 Wochen	4	21,86	15,45	19,08	13,49
Varianz-Kovarianz	EWMA λ=0.96	4	27,97	19,78	23,57	16,66
Varianz-Kovarianz	MGARCH (1,1)	4	21,03	14,87	15,42	10,90

Der Vergleich der ersten drei Zeilen aus Tabelle 2 macht den Einfluss der Methode zur Berechnung des VaR deutlich. Die Ergebnisse der analytischen Methode und der stochastischen Simulation sind identisch. Dies ist nicht überraschend, da beiden Verfahren dieselben Verteilungsannahmen zugrunde liegen und die stochastische Simulation mit insgesamt 1.000 Zufallsziehungen durchgeführt wurde. Im Vergleich dazu ist das VaR gemäß historischer Simulation für alle hier betrachteten Situationen geringer.[7] Dies ist dadurch zu erklären, dass für die beiden erstgenannten Verfahren der Standardannahme einer Normalverteilung der Renditen gefolgt wurde. Ein Kolomogorov-Smirnoff-Test weist diese Hypothese allerdings zurück. Demgegenüber ist die historische Simulation wie oben erwähnt ein verteilungsfreies Verfahren.

Aus Tabelle 2 wird auch die Bedeutung der Art und Weise der Schätzung von Varianzen und Korrelationen für die VaR-Berechnung deutlich. Verkürzt man den Beobachtungszeitraum, auf den sich die Schätzung der Parameter stützt, von 405 auf 208 Wochen, so hat dies einen Anstieg des vorhergesagten VaR von 13,17 bzw. 19,45 € auf 15,45 bzw. 21,86 € zur Folge. Mit einer Veränderung des Beobachtungszeitraumes ist zu erwarten, dass sich die Schätzergebnisse zufallsbedingt ändern. Das Ausmaß der Änderung deutet allerdings darauf hin, dass sich auch die tatsächliche Varianz der zugrunde liegenden stochastischen Prozesse im Zeitablauf verändert hat. Abbildung 2, in der die quadrierten Renditen der Schweinepreise dargestellt sind, stützt diese Vermutung. Insofern überrascht es nicht, dass auch die VaR-Prognose auf der Basis der EWMA-Schätzung der Volatilität, bei der das Gewicht zurückliegender Beobachtungswerte exponentiell fällt, vergleichsweise hoch ist. Schließlich wurde zur Volatilitätsprognose noch ein MGARCH(1,1)-Modell heran gezogen.[8] Die Ergebnisse für das VaR der Veredlungsmarge liegen dort zwischen denen bei Annahme einer konstanten Varianz unter Verwendung der gesamten Datenreihe (405 Wochen) und dem EWMA-Modell. Die geschätzten Modellparameter sind für die verschiedenen Varianzen und Kovarianzen recht ähnlich, und sie liegen bei $\gamma \approx 0{,}1$, $\delta \approx 0{,}1$ und $\omega \approx 0{,}8$, d. h., sie differieren deutlich von den Ad-hoc-Annahmen des EWMA-Modells.

Abbildung 2: Renditeschwankungen der Schweinepreise im Zeitablauf



Abschließend wird auf die Wirkung des Hedgens eingegangen. Die Modellrechnungen bestätigen die Erwartung, dass durch das Engagement auf dem Terminmarkt eine Verringerung des VaR der Veredlungsmarge erreicht werden kann. Beispielsweise sinkt der

---

7 In finanzwirtschaftlichen Anwendungen weist gerade die historische Simulation höhere VaR aus als die Varianz-Kovarianz-Methode, da die empirischen Häufigkeitsverteilungen der Renditen „Fat Tails" aufweisen, die durch die Normalverteilung nicht genau abgebildet werden.

8 Die Schätzung des Modells wurde mit dem Programm S+GARCH durchgeführt (siehe MATHSOFT 2000).

mittels Varianz-Kovarianz-Methode berechnete 99 %-VaR um ca. 20 % von 19,45 € auf 15,.52 €.[9]. Dieser vergleichsweise geringe Rückgang des VaR bedarf einer Erläuterung. Dabei ist das in Tabelle 3 dargestellte IVaR der Portfoliokomponenten der Veredlungsmarge hilfreich.

Tabelle 3: Total und Incremental VaR (Varianz-Kovarianz Methode, 99%, 4 Wochen)

	ohne Hedge	mit (Full-)Hedge
Schweine	7,10	-6,75
Ferkel	-1,05	1,75
Futter	0,09	0,09
Anfangsnotierung Futures	-	3,08
Endnotierung Futures	-	-13,10
Veredlungsmarge (Total)	19,45	15,52

Der IVaR der Schweine ohne Hedging beträgt 7,10 €. Für die Ferkel ist der IVaR dagegen negativ. D. h., ein Portfolio, in dem nur Schweine und Futter enthalten sind, ist risikoreicher als ein Portfolio, das auch noch Ferkel beinhaltet. Der Grund ist die positive Korrelation zwischen den Renditen der Schweine- und der Ferkelpreise. Schwankungen von Erlös und Aufwand kompensieren sich demzufolge teilweise. Im Fall des Hedgens wird die von den Schweinepreisen ausgehende Unsicherheit durch die Terminmarkttransaktion kompensiert (negativer IVaR der Schweine und der Long-Futures). Die Unsicherheit der Ferkelpreise wirkt infolgedessen auf eine Erhöhung des VaR der Veredlungsmarge hin. Die Verkaufserlöse allein werden durch das Hedge-Geschäft stärker stabilisiert als die Veredlungsmarge, was allerdings keine neue Erkenntnis darstellt, sondern auch im Rahmen einer EV-Analyse deutlich wird. Um Missverständnisse bezüglich des Nutzens von Warenterminmärkten vorzubeugen, sei noch angemerkt, dass bei der vorliegenden Betrachtung eines Routine-Hedges außer acht gelassen wurde, dass im Fall niedriger, nicht kostendeckender Futuresnotierungen sinnvoller Weise eine Produktionsunterbrechung oder eine Verzögerung der Aufstallung neuer Ferkel erfolgen sollte.

4 Kritische Würdigung des Konzepts und Ausblick

Der Prozess des Risikomanagements hat im Wesentlichen folgende Aufgaben zu lösen:

- Identifikation von Risiken
- Evaluation der Risiken
- Beurteilung risikomindernder Maßnahmen
- Auswahl und Entscheidung
- Implementierung der Maßnahmen und Kontrolle

Anspruch des VaR-Konzeptes ist es, diese Schritte zu unterstützen. Wie eingangs heraus gestellt wurde, hat die Verbreitung von VaR im Banken- und Finanzsektor in jüngster Zeit stark zugenommen. Der vorliegende Beitrag sollte aufzeigen, dass sich grundsätzlich auch im Agribusiness Anwendungsmöglichkeiten bieten. Es ist zu erwarten, dass VaR als Instrument der Quantifizierung von Marktrisiken mehr oder weniger schnell in diesen Bereich hinein diffundiert, zumal im Agribusiness ein strukturiertes und routinemäßiges Ri-

[9] Durch Übergang zu einer varianzminimalen Hedgerate kann das VaR um weitere 4 % vermindert werden.

sikocontrolling noch nicht entwickelt ist. Die Übernahme und Anwendung dieses Instruments wird im Vergleich zum Bankensektor aber selektiver erfolgen, da sich die Struktur der Risikokomponenten im Agribusiness häufig unterscheidet. Vielfältigste Risikoquellen koexistieren, und letztlich zählt der Gesamteffekt aller Risiken.[10] Instrumente des Risikocontrollings sollten idealer Weise auch die Gesamtheit der Risikoquellen erfassen. Die Akzeptanz von VaR dürfte daher umso höher sein, je wichtiger Preis- und Wechselkursrisiken im Vergleich zu Produktionsrisiken und anderen Nicht-Marktrisiken sind. Dies trifft beispielsweise für die im Agrarbereich tätigen Handelsunternehmen zu. Landwirtschaftliche Unternehmen unterscheiden sich weiterhin von Unternehmen im Finanzbereich u. a. dadurch, dass sie ihr Vermögen nicht einer permanenten Bewertung durch den Markt unterziehen. Das Mark-to-Market-Prinzip greift hier häufig nicht. Sie sind nicht so sehr an einer Wertänderung ihrer Vermögensgegenstände interessiert, die sie ohnehin nicht realisieren wollen, sondern an Veränderung von Stromgrößen wie Gewinn oder Cashflow. Dieses abweichende Interesse von Unternehmen im Nicht-Finanzbereich hat zur Weiterentwicklung des VaR-Gedankens in Richtung eines Cashflow at-Risk (CFaR) geführt (DIGGELMANN 1999). Im Grunde war die in Kapitel 4 gebrachte Anwendung auch eher ein Beispiel für CFaR als für VaR. Dabei ist es grundsätzlich auch möglich, neben Marktrisiken weitere Risikoquellen in die Betrachtung einzubeziehen. Allerdings stellt sich dann sofort die Frage der Quantifizierung dieser Risikofaktoren. Der „Charme" von VaR liegt ja gerade darin, dass die benötigten Informationen relativ leicht zugänglich sind, was für einen routinemäßigen Einsatz unbedingte Voraussetzung ist. Die Entwicklung komplexer stochastischer Simulationsmodelle, die mit subjektiven Wahrscheinlichkeiten untersetzt sind, würde der Philosophie von VaR zuwider laufen und wäre für den Agrarbereich auch nichts grundsätzlich Neues. Unabhängig davon besteht aber weiterer Anpassungsbedarf bei der Übertragung des VaR-Konzeptes auf den Agrarbereich. In erster Linie sind die Länge des Prognosezeitraumes und die Identifizierung realitätsnaher stochastischer Prozesse für Marktpreise zu nennen. Hier bieten sich Ansatzstellen für künftige Forschungsaktivitäten.

Literatur

BOEHLJE, M.D. and LINS, D.A. (1998): Risk and Risk Management in an Industrialized Agriculture. Agricultural Finance Review 58, S. 1-16.

CAMPBELL, J.Y, LO, A.,W. and MACKINLAY, A.C. (1997): The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, Princeton.

DIGGELMANN, P.B. (1999): Value at Risk. Kritische Betrachtung des Konzepts; Möglichkeiten der Übertragung auf den Nichtfinanzbereich. Versus, Zürich.

DOWD, K. (1998): Beyond Value at Risk. Wiley, Chicester u. a.

DOWD, K., BLAKE, D. and CAIRNS, A. (2000): Long Term Value at Risk. Discussion Paper PI-2006. The Pension Institute, University of London.

JOHANNING, L. (1998): Value-at-Risk zur Marktrisikosteuerung und Eigenkapitalallokation. Uhlenbruch, Bad Soden.

JORION, P. (1997): Value at Risk – The New Benchmark for Controlling Market Risk. McGraw-Hill, New York.

KUPIEC, P. (1995): Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. Journal of Derivatives 2, S. 73-84.

MANFREDO, M.R. and LEUTHOLD, R.M. (1998): Agricultural Applications of Value-at-Risk: A Perspective. OFOR Paper no. 98-04. University of Illinois at Urbana-Champaign.

---

[10] BOEHLJE und LINS (1998) sprechen in diesem Zusammenhang anschaulich von „The Universe of Risk".

MANFREDO, M.R. and LEUTHOLD, R.M. (1999): Market Risk and the Cattle Feeding Margin: An Application of Value-at-Risk: OFOR Paper no. 99-04. University of Illinois at Urbana-Champaign.

MATHSOFT (2000): S+GARCH. User's Manual. Seattle. www.splus.mathsoft.com

PFLUGFELDER, R. (1991): Der Beitrag von Warenterminbörsen zur Informationsverbesserung und Risikoabsicherung bei Agrarprodukten. Agrarwirtschaft Sonderheft 128, Agrimedia, Hamburg.

WINSTON, W. (1998): Financial Models using Simulation and Optimization. Palisade, New York.

YANG, S.R. and BRORSEN, B.W. (1992): Nonlinear Dynamics of Daily Cash Prices. American Journal of Agricultural Economics, 74, S. 706-715.