

# **Die Rehabilitation von Optimierungsverfahren?**

## **- Eine Analyse des Anbauverhaltens ausgewählter Brandenburger Marktfruchtbetriebe**

**Oliver Mußhoff\* und Norbert Hirschauer**

Humboldt-Universität zu Berlin

### **Zusammenfassung**

In diesem Beitrag wird das Verbesserungspotenzial von Optimierungsverfahren im Vergleich zu empirisch beobachtbaren Programmentscheidungen der landwirtschaftlichen Unternehmenspraxis eruiert. Basierend auf dem Informationsstand der Landwirte zum jeweiligen Entscheidungszeitpunkt wird für drei ausgewählte arrondierte Brandenburger Marktfruchtbetriebe modellgestützt ein optimiertes Alternativprogramm aufgestellt. Der Unsicherheit hinsichtlich der Entwicklung der Einzeldeckungsbeiträge wird über lineare Zeitreihenmodelle (ARIMA-Prozesse) Rechnung getragen. Bei der Festlegung des Alternativprogramms wird die Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des tatsächlichen Programms, die implizit die subjektive Risikoeinstellung der Landwirte ausdrückt, als Obergrenze berücksichtigt. Der Vergleich empirischer und normativer Ergebnisse zeigt, dass im Durchschnitt der zurückliegenden fünf Jahre die Gesamtdeckungsbeiträge deutlich besser ausgefallen wären, wenn in den Betrieben zur Anbauplanung Zeitreihenanalysen durchgeführt und Optimierungsverfahren eingesetzt worden wären.

Keywords: Optimierung, Unsicherheit, stochastische Prozesse, Produktionsprogramm

### **1 Einleitung**

Bereits seit mehreren Jahrzehnten finden Optimierungsverfahren in der agrarökonomischen Forschung und Lehre starke Beachtung. Bis auf die Bestimmung kostenminimaler Mischungen in der Futtermittelindustrie haben diese Verfahren im Agrarbereich aber kaum Eingang in einzelbetriebliche Planungsprozesse gefunden. So zeigt bspw. eine empirische Erhebung von BOKELMANN et al. (1996), dass die Beratung in lediglich 5 % von insgesamt 140 befragten landwirtschaftlichen Betrieben in Brandenburg durch die lineare Optimierung unterstützt wird. HANF (1991) wirft in Bezug auf die lineare Optimierung sogar die Frage auf, ob wertvolle Ausbildungszeit an Universitäten vergeudet wird.

---

\* Dr. Oliver Mußhoff und Dr. Norbert Hirschauer, Landwirtschaftlich-Gärtnerische Fakultät der Humboldt-Universität zu Berlin, Luisenstraße 56, 10099 Berlin, e-mail: [oliver.musshoff@agrar.hu-berlin.de](mailto:oliver.musshoff@agrar.hu-berlin.de). Für hilfreiche Kommentare, Anregungen und Kritik danken wir zwei anonymen Gutachtern. Oliver Mußhoff dankt der Klaus-Tschira-Stiftung, gemeinnützige GmbH, für die finanzielle Unterstützung.

Insbesondere mit Blick auf die Bestimmung des Produktionsprogramms wird vielfach argumentiert, dass Landwirte basierend auf Intuition und Erfahrung optimal entscheiden, ohne in der Lage sein zu müssen, Planannahmen wie z.B. differenzierte Fruchtfolgerestriktionen explizit quantifizieren zu können. Ohne explizite Definition des Sets an möglichen Lösungen ist aber eine quantitative Planung im Rahmen einer Optimierung nicht möglich. Gleiches gilt auf der Zielebene für die subjektive Risikoeinstellung der einzelnen Landwirte, die ebenfalls nicht zuverlässig quantifiziert werden kann. Ohne Bestimmung der individuellen Zielfunktion ist aber keine entscheidungsträgerspezifische Optimierung möglich, zumal die Modellergebnisse in außerordentlich starkem Maße von der individuellen Risikoeinstellung beeinflusst werden. Deshalb liefern bislang vorgeschlagene Ansätze zur Optimierung unter Unsicherheit in aller Regel nicht eine Optimallösung, sondern *mehrere* sog. „risikoeffiziente“ Kombinationen von Erwartungswert des Gesamtdeckungsbeitrages und Risiko als Ergebnis von Variantenrechnungen. Mangels Verfügbarkeit bzw. Zuverlässigkeit quantitativer Daten, die sowohl die Restriktionen als auch die Zielfunktion des einzelnen Entscheidungsträgers adäquat widerspiegeln, werden Optimierungsmodelle kaum für die praktische Entscheidungsunterstützung eingesetzt. In aller Regel werden sie vielmehr lediglich dazu genutzt, durchschnittlich zu erwartende Handlungen und Anpassungsreaktionen „am Schreibtisch“ näherungsweise nachzustellen.

Dennoch liegt eine Vielzahl an Publikationen zur Optimierung des Produktionsprogramms landwirtschaftlicher Betriebe vor (vgl. BRANDES, 1974, DENT et al., 1986, HAZELL und NORTON, 1986 oder HARDAKER et al., 2004 sowie die dort angegebene Literatur). Warum also eine weitere hinzufügen? In diesem Beitrag wird der alten, aber (im Lichte der Ergebnisse) immer noch aktuellen Fragestellung nachgegangen, welches Verbesserungspotenzial der gezielte Einsatz von Optimierungsverfahren gegenüber intuitiv getroffenen Programmentscheidungen hat. Dazu wird das erzielbare wirtschaftliche Ergebnis normativ bestimmter (optimierter) Produktionsprogramme mit dem Ergebnis empirisch beobachteter Programme der landwirtschaftlichen Unternehmenspraxis verglichen. Die in diesem Beitrag vorgeschlagene Vorgehensweise zur Aufstellung von optimierten Anbauprogrammen hat zwei Besonderheiten:

- Es erfolgt eine Erweiterung in Richtung einer verbesserten methodischen Berücksichtigung von Unsicherheit. Für die Zufallsvariablen werden stochastische Prozesse mittels Zeitreihenanalysen quantifiziert und modellendogen „verrechnet“. Stochastische Prozesse spiegeln das Entwicklungsmuster unsicherer Größen wider und spezifizieren deren erwartete Verteilung zu bestimmten Zeitpunkten.
- Die subjektive Risikoeinstellung, die implizit in dem vom jeweiligen Landwirt gewählten Produktionsprogramm steckt, wird über die von diesem akzeptierte Varianz des Gesamtdeckungsbeitrages quantifiziert und explizit als Restriktion in das Optimierungsmodell aufgenommen.

Unter Anwendung dieser Vorgehensweise gelingt es, die gesamte zur Verfügung stehende stochastische Information systematisch für die Planung zu nutzen und modellendogen zu *einem* vom Landwirt akzeptierten optimierten Produktionsprogramm zu gelangen.

In Abschnitt 2 wird mit Blick auf das Programmplanungsproblem ein kurzer Überblick gegeben, welche Ansätze zur Optimierung unter Unsicherheit bislang vorgeschlagen werden. In Abschnitt 3 wird die hier vorgeschlagene methodische Vorgehensweise zur Bestimmung des optimierten Produktionsprogramms dargelegt. Anschließend werden die Ergebnisse der normativ bestimmten (optimierten) Programme mit den Ergebnissen empirisch beobachteter Programme verglichen (Abschnitt 4). Da zunächst nur drei beispielhaft ausgewählte Brandenburger Marktfruchtbetriebe über die vergangenen fünf Jahre betrachtet werden, sind diese Ergebnisse lediglich als Indizien zu werten, die Untersuchungen mit einer breiteren empirischen Grundlage anstoßen sollten. Der Beitrag endet mit einer kurzen Zusammenfassung und einem Ausblick (Abschnitt 5).

## **2 Bisherige Berücksichtigung von Unsicherheit bei der Optimierung**

In der Vergangenheit wurden zahlreiche Versuche unternommen, Unsicherheit bei der Lösung von Optimierungsproblemen zu berücksichtigen. Vielfach wird die Durchführung von Variantenrechnungen vorgeschlagen. Einfache Beispiele hierfür sind Sensitivitätsanalysen oder sog. parametrische Programmierungen (vgl. DINKELBACH, 1969). Mittels Sensitivitätsanalysen wird der Frage nachgegangen, innerhalb welcher Grenzen sich die Koeffizienten in der Zielfunktion oder in den Nebenbedingungen verändern dürfen, ohne dass die Basislösung ihre Optimalitätseigenschaft verliert. Eng verwandt mit der Sensitivitätsanalyse ist die parametrische Programmierung, bei der *eine* bestimmte Kapazität in systematischen Schritten verändert wird. Beim Chance-Constrained-Programming-Ansatz (CCP) wird die Unsicherheit in den Nebenbedingungen berücksichtigt (CHARNES und COOPER, 1959). CCP unterstellt bei der Maximierung des Zielfunktionswertes, dass die Kapazitätsgrenze mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit eingehalten werden muss. Technisch wird dazu das „deterministische Äquivalent der Wahrscheinlichkeitsrestriktion“ bestimmt. Wenn z.B. eine Kapazität mit 95 % Sicherheit eingehalten werden muss, wird bei einer Normalverteilung anstelle des Erwartungswertes (50 % Perzentil) der Wert des 5 % Perzentils eingesetzt und anschließend das lineare Programmierungsproblem mit der veränderten Kapazitätsrestriktion gerechnet. Den genannten „einfachen Variantenrechnungen“ ist gemeinsam, dass sie trotz ihrer Zielsetzung „Berücksichtigung von Risiko“ Informationen über die Unsicherheit im Sinne von Verteilungsinformationen unberücksichtigt lassen bzw. - wie beim CCP - nur ansatzweise berücksichtigen.

Das Modell der Minimization-Of-Total-Absolute-Deviation (MOTAD) berücksichtigt die zweidimensionale Zielstellung „Maximierung des Gesamtdeckungsbeitrages“ und „Minimierung des Risikos“ über die Bestimmung risikoeffizienter Lösungen (HAZELL, 1971). Dabei setzen MOTAD-Modelle an der Unsicherheit der Zielfunktionskoeffizienten an. Im Ergebnis werden für vorgegebene Gesamtdeckungsbeitragsniveaus jeweils die aufsummierten (oder durchschnittlichen) absoluten Abweichungen der Einzeldeckungsbeiträge von ihrem Mittel-

wert minimiert. Über die individuell optimale Kombination von Gesamtdeckungsbeitrag und Risiko (bzw. absoluten Abweichungen) sagt das Modell endogen nichts aus. Vielmehr werden die risikoeffizienten Varianten dem Entscheider vorgelegt, dessen subjektive Risikoeinstellung in der Wahl einer bestimmten Kombination von Gesamtdeckungsbeitrag und Risiko zum Ausdruck kommt.

Eine ähnlich gelagerte Vorgehensweise stellt letztlich auch die Anwendung des Erwartungswert-Varianz- (EV-) Kriteriums dar (ROBISON und BARRY, 1987). Zwar wird hier das Risiko modelltechnisch endogenisiert, indem man die Präferenzfunktion bzw. das Sicherheitsäquivalent maximiert, das als Erwartungswert des Gesamtdeckungsbeitrages abzüglich der Risikoprämie berechnet wird; d.h. bei dieser Vorgehensweise werden die beiden Dimensionen der Zielfunktion durch Berücksichtigung eines Trade-Offs aggregiert. Zu beachten ist aber, dass die Höhe der Risikoprämie wiederum von der individuellen Risikoeinstellung des Entscheiders abhängig ist. Solange diese nicht zuverlässig quantifiziert ist, bleiben auch hier wiederum nur Variantenrechnungen bzgl. des Maßes der Risikoeinstellung. Im Ergebnis werden ähnlich wie bei MOTAD-Modellen risikoeffiziente Kombinationen von Gesamtdeckungsbeitrag und Risiko ausgewiesen.

### **3 Methodische Vorgehensweise**

Im Folgenden wird die methodische Vorgehensweise für die Beantwortung der Fragestellung dargelegt, welches Verbesserungspotenzial der Einsatz von Optimierungsverfahren hat. Beispielfhaft werden drei Betriebe und jeweils fünf Planzieljahre betrachtet.

Im ersten Arbeitsschritt werden die betrieblichen Restriktionen im jeweiligen Entscheidungszeitpunkt erhoben (Punkt 3.1). Im zweiten Schritt wird die Unsicherheit hinsichtlich der betrieblichen Einzeldeckungsbeiträge quantifiziert. Dazu werden auf der Grundlage der betriebsindividuellen Zeitreihen, die bis zum jeweiligen Entscheidungszeitpunkt vorliegen, stochastische Prozesse identifiziert (Punkt 3.2). Unter Berücksichtigung der Arbeitskräfte-, Flächen- und Fruchtfolgerestriktionen und der identifizierten stochastischen Prozesse wird für jeden Entscheidungszeitpunkt modellgestützt ein (optimiertes) Alternativprogramm aufgestellt, das maximal eine so hohe Varianz aufweist, wie das vom Landwirt tatsächlich gewählte Programm. Abschließend werden die Ergebnisse, die mit dem optimierten Programm erzielt worden wären, mit dem tatsächlich erzielten Gesamtdeckungsbeitrag verglichen (Punkt 3.3).

#### **3.1 Empirische Erhebung der Restriktionen**

Es werden Daten von drei Marktfruchtbetrieben in Brandenburg bzgl. der Hauptkulturen Winter- und Sommerweizen, Winterroggen, Winter- und Sommergerste, Winterraps, Körnermais, Non-Food-Raps und Stilllegung erhoben. Flächen, auf denen im jeweiligen Jahr Sonderkulturen wie z.B. Luzerne, Öllein oder Erbsen angebaut wurden, werden in der Betrachtung ausgeklammert. Ihr Anteil ist gering und die Beschränkung auf die Hauptbetriebsfläche führt lediglich zu einer Niveauverschiebung sowohl des empirischen als auch des optimierten Gesamtdeckungsbeitrages. Sie ist somit für deren Vergleich irrelevant. Zuckerrüben werden ebenfalls

nicht berücksichtigt. Ihre Rentabilität ist im Vergleich zu anderen Kulturen so hoch, dass sie ohnehin in maximal möglichem Produktionsumfang angebaut werden sollten.

Die Betriebsleiter werden bezogen auf die letzten fünf Jahre hinsichtlich der jährlichen Einzeldeckungsbeiträge, der Faktorausstattung (Arbeitskräfte und Hauptbetriebsfläche) und den minimal bzw. maximal möglichen Anteilen einzelner Produktionsverfahren (Fruchtfolgerestriktionen) befragt. Informationen bezüglich der möglichen Anbauumfänge werden ergänzend aus den ebenfalls erfragten empirischen Produktionsprogrammen der zurückliegenden Jahre abgeleitet (vgl. Tabelle 1). Beispielsweise hat der Leiter von Betrieb 1 angegeben, maximal 50 % seiner Hauptbetriebsfläche mit Weizen bewirtschaften zu wollen. Ein Blick in die zurückliegenden Produktionsprogramme zeigt jedoch, dass in der Vergangenheit bis zu 53,5 % der Fläche mit Weizen bestellt wurden.

Die im Durchschnitt der letzten fünf Jahre mit den oben genannten Hauptkulturen bewirtschaftete Fläche beträgt 735 ha in Betrieb 1, 1 117 ha in Betrieb 2 und 1 204 ha in Betrieb 3. Dazu werden in Betrieb 1 drei, in Betrieb 2 fünf und in Betrieb 3 vier Arbeitskräfte (AK) eingesetzt.

Tabelle 1: **Betriebsspezifische Restriktionen bzgl. der zu realisierenden Umfänge einzelner Kulturen (Angaben in % der Hauptbetriebsfläche)**

	Betrieb 1 (Ø 735 ha; Ø 3 AK)		Betrieb 2 (Ø 1 117 ha; Ø 5 AK)		Betrieb 3 (Ø 1 204 ha; Ø 4 AK)	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
Weizen	0,0	53,5	15,0	35,0	20,0	54,0
Roggen	0,0	40,8	0,0	40,0	0,0	45,0
Gerste	0,0	40,0	5,0	30,0	10,0	30,0
Raps	0,0	22,1	0,0	20,3	0,0	22,7
Körnermais	0,0	30,0	0,0	50,0	0,0	40,0
Stilllegung	–	–	20,0	33,0	–	–
Stilllegung + Non-Food-Raps	10,0	33,0	–	–	10,0	33,0

### 3.2 Identifizierung stochastischer Prozesse für die Einzeldeckungsbeiträge

Die Höhe der betrieblich erzielbaren Einzeldeckungsbeiträge ist mit Unsicherheit behaftet. Zur Berücksichtigung der Unsicherheit werden aus den Vergangenheitsdaten mittels Zeitreihenanalyse stochastische Prozesse identifiziert. Stochastische Prozesse repräsentieren das Entwicklungsmuster von Zufallsvariablen und ermöglichen die Prognose der zukünftig zu erwartenden Verteilungen. Für den vorliegenden Planungsanlass sollten bei der Zeitreihenanalyse möglichst lange für den einzelnen Betrieb gültige Zeitreihen verwendet werden. Aufgrund des wendebedingten Strukturbruchs Anfang der 90'er Jahre wird für den Zeitraum von 1980 bis 1997 anstelle betriebsindividueller Daten ein Proxy verwendet. Dieses Proxy sind plausible standortangepasste Hilfszeitreihen, die mit Hilfe von ZMP-Angaben und Daten der LDS Brandenburg (2003) erstellt wurden. Die Daten von 1998 bis 2003 sind betriebsindividuell.

AutoRegressive-Integrierte-Moving-Average-Modelle der Ordnung  $p$ ,  $d$  und  $q$  (ARIMA( $p,d,q$ )-Modelle) sind lineare Zeitreihenmodelle. Aufgrund ihrer Flexibilität lässt sich durch diese Prozessklasse eine Vielzahl stochastischer ökonomischer Prozesse abbilden (vgl. z.B. LANGBEHN und MOHR, 1978). Eine allgemeine Schreibweise für einen ARIMA( $p,d,q$ )-Prozess lautet:

$$\Delta^{d^j} DB_{t,n}^j = \alpha_0^j + \alpha_1^j \cdot \Delta^{d^j} DB_{t-1,n}^j + \dots + \alpha_p^j \cdot \Delta^{d^j} DB_{t-p,n}^j - \beta_1^j \cdot \chi_{t-1,n}^j - \dots - \beta_q^j \cdot \chi_{t-q,n}^j + \chi_{t,n}^j$$

mit:

$$\begin{aligned} \Delta^{0^j} DB_{t,n}^j &= DB_{t,n}^j, \Delta^{1^j} DB_{t,n}^j = DB_{t,n}^j - DB_{t-1,n}^j, \Delta^{2^j} DB_{t,n}^j = \Delta^{1^j} DB_{t,n}^j - \Delta^{1^j} DB_{t-1,n}^j \text{ und} \\ \left| \alpha_1^j + \alpha_2^j + \dots + \alpha_p^j \right| &< 1 \end{aligned} \quad (1)$$

Dabei kennzeichnen  $DB_{t,n}^j$  den für das Produktionsverfahrens  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, J$ ) zum Zeitpunkt  $t$  im Betrieb  $n$  ( $n = 1, 2, \dots, N$ ) beobachteten Einzeldeckungsbeitrag,  $\alpha_0^j$  eine Konstante,  $\alpha_1^j, \dots, \alpha_p^j$  die zu schätzenden Gewichtungsfaktoren für die zurückliegenden Beobachtungswerte,  $\beta_1^j, \dots, \beta_q^j$  die zu schätzenden Gewichtungsfaktoren für die zurückliegenden Störterme  $\chi_{t-1,n}^j, \dots, \chi_{t-q,n}^j$  und  $d^j$  die Anzahl der Differenzbildungen bis Stationarität sichergestellt ist. Der Störterm  $\chi_{t,n}^j$  kann als Produkt aus der Standardabweichung  $\sigma_{t,n}^j$  und einer standardnormalverteilten Zufallszahl  $\varepsilon_{t,n}^j$  verstanden werden. Die Zeitreihenanalyse bezieht sich jeweils auf empirische Daten über einen Zeitraum  $t = 1980, 1981, \dots, t^* - 1$ , wobei  $t^* - 1$  den jeweiligen Entscheidungszeitpunkt beschreibt. In jedem der betrachteten fünf Entscheidungszeitpunkte wird also für jeden Betrieb die Zeitreihenanalyse für die Deckungsbeiträge aller Produktionsverfahren erneut durchgeführt. Da die Zeitreihe jeweils um ein Jahr verlängert ist, könnte man auch sagen, dass in jedem Entscheidungszeitpunkt ein „Update“ des stochastischen Prozesses stattfindet. Der zur jeweiligen Einzeldeckungsbeitragszeitreihe am besten passende ARIMA-Prozess wird unter Anwendung der Box-Jenkins-Testprozedur bestimmt (BOX und JENKINS, 1976).

### 3.3 Optimierung und Vergleich der Zielgrößen

Auf der Grundlage der durch die Zeitreihenanalyse gewonnenen Informationen wird für das jeweilige Planzieljahr  $t^*$  im Sinne einer ex-post Planung ein optimiertes Alternativprogramm bestimmt, indem der Erwartungswert für den Gesamtdeckungsbeitrag  $E(GDB_{t^*,n,o})$  maximiert wird:

$$\begin{aligned} \underset{x_{t^*,n,o}^j}{\text{maximize}} E(GDB_{t^*,n,o}) &= \sum_{j=1}^J E(DB_{t^*,n}^j | DB_{t^*-1,n}^j) \cdot x_{t^*,n,o}^j \\ \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^J a_{t^*,n}^{i,j} \cdot x_{t^*,n,o}^j &\leq b_{t^*,n}^i, \text{ für } i = 1, 2, \dots, I \\ x_{t^*,n,o}^j &\geq 0, \text{ für } j = 1, 2, \dots, J \\ V(GDB_{t^*,n,o}) &\leq V(GDB_{t^*,n,e}) \end{aligned} \quad (2)$$

Der Zielfunktionskoeffizient  $E(DB_{t^*,n}^j | DB_{t^*-1,n}^j)$  kennzeichnet den erwarteten Deckungsbeitrag je Einheit der Produktionsaktivität  $j$  für das Planzieljahr  $t^*$  des Betriebes  $n$ . Der Erwartungswert für den Einzeldeckungsbeitrag, der sich beim Informationsstand zum Entscheidungszeitpunkt  $t^* - 1$  (d.h. bei Kenntnis der Zeitreihe bis  $DB_{t^*-1,n}^j$ ) ergibt, kann berechnet werden, indem der (im Entscheidungszeitpunkt noch unbekannt und grundsätzlich nicht zu prognostizierende) Störterm  $\chi_{t^*,n}^j$  in (1) gleich seinem Erwartungswert in Höhe von Null gesetzt wird.  $x_{t^*,n,o}^j$  beschreibt die optimierten Umfänge der Aktivitäten bzw. Produktionsverfahren.  $b_{t^*,n}^i$  bezeichnet die begrenzt zur Verfügung stehenden Kapazitäten der Faktoren  $i$  und  $a_{t^*,n}^{i,j}$  die Faktoransprüche je Einheit der einzelnen Produktionsaktivität.  $V(GDB_{t^*,n,e})$  bzw.  $V(GDB_{t^*,n,o})$  steht für die Varianz des empirischen bzw. optimierten Gesamtdeckungsbeitrages. Zu bestimmen sind die Produktionsumfänge  $x_{t^*,n,o}^j$ , die unter Beachtung der Restriktionen zum maximalen Zielfunktionswert führen. Wie aus (2) zu ersehen ist, werden bei der Optimierung folgende Punkte berücksichtigt:

- Es wird immer der Informationsstand zum jeweiligen Entscheidungszeitpunkt zugrunde gelegt; d.h. dass z.B. für die Bestimmung des optimierten Produktionsprogramms im Jahr 1998 nur Deckungsbeiträge bis 1998 als bekannt vorausgesetzt werden. Die im Jahr 1999 erzielten Deckungsbeiträge fließen nicht in die Zeitreihenanalyse und das Optimierungsmodell ein.
- Die subjektive Risikoeinstellung der Landwirte wird bei der Optimierung modellendogen berücksichtigt, indem die Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des empirischen Programms als zusätzliche Restriktion aufgenommen wird. Dies ermöglicht eine subjektive Entscheidungsunterstützung unter Berücksichtigung der individuellen Risikoeinstellung.
- Die Entscheidungsunterstützung ist darauf beschränkt, die vorteilhafteste Kombination der Produktionsverfahren anzuzeigen. Eine Handlungsempfehlung bzgl. der technischen Ausgestaltung einzelner Verfahren (Pflanzenschutz, Düngeintensität etc.) erfolgt nicht.

Die Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des empirischen Programms wird berechnet, indem die tatsächlichen Umfänge der einzelnen Verfahren sowie die Ergebnisse der Zeitreihenanalyse (d.h. Standardabweichungen der Störterme der Einzeldeckungsbeiträge und Korrelationskoeffizienten) berücksichtigt werden. Da annahmegeretü allein die  $J$  additiv verknüpften Einzeldeckungsbeiträge mit Unsicherheit behaftet sind und deren absoluten Wertänderungen eine Normalverteilung zugrunde liegt, kann die Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des empirischen Produktionsprogramms  $V(GDB_{t^*,n,e})$  analog zur Varianz eines Portfolios, das sich aus  $J$  Vermögenspositionen zusammensetzt, berechnet werden (vgl. JORION, 1997: 150):

$$V(GDB_{t^*,n,e}) = \sum_{j=1}^J \left( x_{t^*,n,e}^j \cdot \sigma_{t^*,n}^j \right)^2 + 2 \cdot \sum_{j=1}^J \sum_{k < j} x_{t^*,n,e}^j \cdot \sigma_{t^*,n}^j \cdot x_{t^*,n,e}^k \cdot \sigma_{t^*,n}^k \cdot \rho_{t^*,n}^{j,k} \quad (3)$$

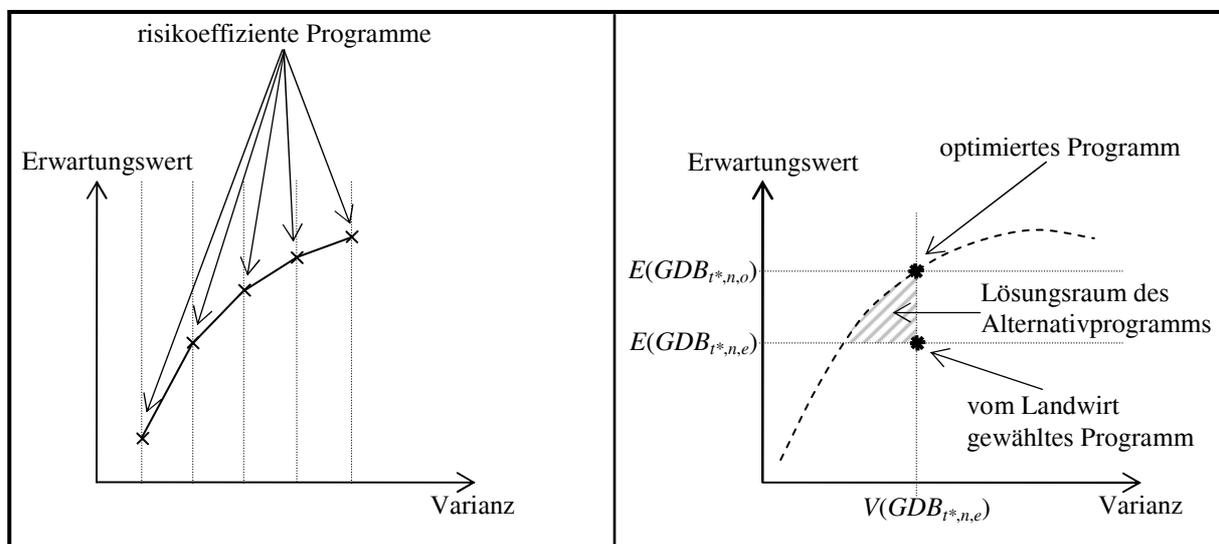
Dabei kennzeichnet  $\rho_{t^*,n}^{j,k}$  den Korrelationskoeffizienten zwischen den Störtermen der Einzeldeckungsbeiträge der Produktionsverfahren  $j$  und  $k$  (d.h. den beobachteten Differenzen zwischen den empirischen Einzeldeckungsbeiträgen und ihren jeweiligen Erwartungswerten).

$\sigma_{t^*,n}^j$  bzw.  $\sigma_{t^*,n}^k$  steht für die Standardabweichung und  $x_{t^*,n,e}^j$  bzw.  $x_{t^*,n,e}^k$  für das tatsächliche Gewicht (Anbauumfang) der einzelnen Produktionsverfahren im empirischen Produktionsprogramm. Die Varianz des optimierten Produktionsprogramms  $V(GDB_{t^*,n,o})$  ist ganz analog zu (3) zu bestimmen, indem anstelle der empirischen Anbauumfänge  $x_{t^*,n,e}^j$  bzw.  $x_{t^*,n,e}^k$  auf die optimierten Anbauumfänge  $x_{t^*,n,o}^j$  bzw.  $x_{t^*,n,o}^k$  der einzelnen Produktionsverfahren zurückgegriffen wird.

Das Besondere der hier dargestellten Vorgehensweise der Optimierung unter Unsicherheit lässt sich durch den Vergleich mit allgemeinen EV-Modellen zeigen: Bei der Optimierung mit EV-Modellen wird zunächst der Erwartungswert des Gesamtdeckungsbeitrages für verschiedene vorgegebene Varianzen des erwarteten Gesamtdeckungsbeitrages maximiert (vgl. Abbildung 1, linke Bildhälfte). Aus den sich ergebenden risikoeffizienten Kombinationen von Erwartungswert und Varianz *könnte* bei bekanntem Risikoaversionskoeffizienten bzw. bekannter Risikoprämie modellendogen das optimale Produktionsprogramm für den jeweiligen Landwirt bestimmt werden. Angesichts der schwierigen Schätzung des Risikoaversionskoeffizienten (vgl. HUDSON et al., 2005) müssen dem Landwirt die risikoeffizienten Kombinationen von Erwartungswert und Varianz vorgelegt werden. Er muss (modellexogen) das Produktionsprogramm auswählen, das bei seiner Risikoneigung optimal ist.

Im Sinne einer pragmatischen Herangehensweise und im Gegensatz zu allgemeinen EV-Modellen wird bei der hier vorgeschlagenen Vorgehensweise der Erwartungswert des Gesamtdeckungsbeitrages für eine bereits empirisch beobachtete Bereitschaft, Risiko zu übernehmen, maximiert. Konkret wird die Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des tatsächlichen Programms  $V(GDB_{t^*,n,e})$ , die implizit die subjektive Risikoeinstellung der Landwirte ausdrückt, bei der Optimierung als Obergrenze berücksichtigt (vgl. Abbildung 1, rechte Bildhälfte). Mit anderen Worten: Beim Alternativprogramm sind im jeweiligen Planungszeitpunkt allenfalls höhere bzw. gleiche erwartete Gesamtdeckungsbeiträge bei gleicher oder geringerer Varianz möglich.

Abbildung 1: **Klassische Vorgehensweise im EV-Modell (linke Bildhälfte) vs. endogenisierte Berücksichtigung der Risikoeinstellung (rechte Bildhälfte)**



Das in (2) und (3) beschriebene quadratische Optimierungsproblem wird für jeden der betrachteten drei Betriebe für jedes der Planzieljahre 1999 bis 2003 separat gelöst. Dazu kommt jeweils das heuristische Suchverfahren der Genetischen Algorithmen zur Anwendung (vgl. MUBHOFF und HIRSCHAUER, 2004), da das mathematische Programmierungsproblem für den in der üblichen Tabellenkalkulationssoftware MS-EXCEL verfügbaren „Solver“ zu groß ist.

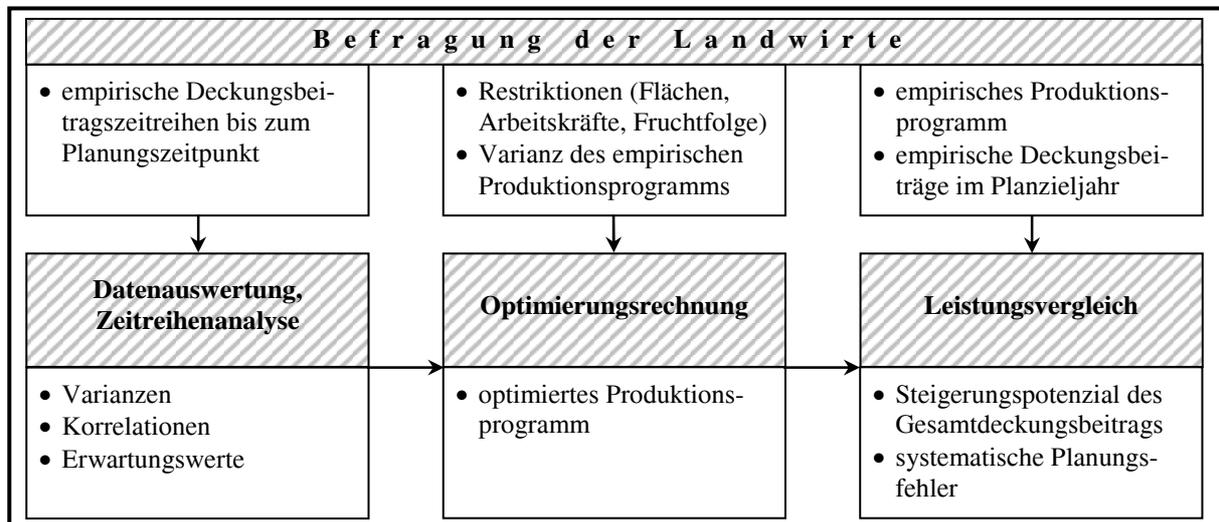
Das optimierte Produktionsprogramm wird den Betriebsleitern vorgelegt, um es auf Umsetzbarkeit und Akzeptanz zu prüfen. Gegebenfalls erfolgen eine Berücksichtigung vorher vernachlässigter bzw. von den Landwirten nicht genannter Restriktionen und eine erneute Optimierung. Damit kommt es auf jeden Fall zu einem für den jeweiligen Betriebsleiter „akzeptablen Alternativprogramm“. Für den abschließenden Vergleich werden die empirisch tatsächlich erzielten Gesamtdeckungsbeiträge  $GDB_{t^*,n,e}$  den Gesamtdeckungsbeiträgen  $GDB_{t^*,n,o}$  gegenübergestellt, die man durch optimierte Programme erzielt hätte:

$$GDB_{t^*,n,o} = \sum_{j=1}^J DB_{t^*,n}^j \cdot x_{t^*,n,o}^j \quad (4)$$

Dabei kennzeichnet  $DB_{t^*,n}^j$  die tatsächlichen Einzeldeckungsbeiträge im Planzieljahr. Der empirische Gesamtdeckungsbeitrag  $GDB_{t^*,n,e}$  ergibt sich unter Rückgriff auf die tatsächlichen Anbaumfänge  $x_{t^*,n,e}^j$  ganz analog zu (4).

Zusammenfassend ist die methodische Vorgehensweise und ihre Anforderungen an die Datenverfügbarkeit und das Know-how des Anwenders in Abbildung 2 grafisch veranschaulicht.

Abbildung 2: Zusammenfassung der methodischen Vorgehensweise



## 4 Modellergebnisse

In Tabelle 2 sind die Gesamtdeckungsbeiträge der Jahre 1999 bis 2003 dargestellt, die von den einzelnen Landwirten mit den tatsächlichen Programmmentscheidungen der Jahre 1998 bis 2002 erzielt wurden. Weiterhin sind die Gesamtdeckungsbeiträge angezeigt, die sich bei den jeweiligen optimierten Alternativprogrammen ergeben hätten. Bislang finden in keinem der betrachteten Betriebe methodisch fundierte Optimierungsrechnungen Anwendung.

Tabelle 2: **Tatsächliche vs. erzielbare Gesamtdeckungsbeiträge**  
(Angaben in € bzw. %)

$t^*$	Betrieb 1			Betrieb 2			Betrieb 3		
	$GDB_{t^*,1,e}$	$GDB_{t^*,1,o}$	Änderung	$GDB_{t^*,2,e}$	$GDB_{t^*,2,o}$	Änderung	$GDB_{t^*,3,e}$	$GDB_{t^*,3,o}$	Änderung
1999	480 466	511 482	6,46 %	370 455	491 551	32,69 %	609 084	619 751	1,75 %
2000	339 544	363 160	6,96 %	295 934	315 797	6,71 %	462 911	493 344	6,57 %
2001	434 064	436 532	0,57 %	410 929	431 825	5,09 %	593 912	576 086	-3,00 %
2002	240 468	247 581	2,96 %	303 739	307 519	1,24 %	308 538	321 366	4,16 %
2003	168 913	235 642	39,51 %	255 150	347 229	36,09 %	263 096	326 222	23,99 %
Mittelwert	332 691	358 879	<b>7,87 %</b>	327 241	378 784	<b>15,75 %</b>	447 508	467 354	<b>4,43 %</b>

Wie aus der letzten Zeile von Tabelle 2 hervorgeht hätte im Durchschnitt der betrachteten fünf Jahre in allen drei Betrieben ein deutlich höherer Gesamtdeckungsbeitrag erzielt werden können, wenn die Planung des Anbauprogramms durch Optimierungsverfahren unterstützt worden wäre. Beispielsweise hat Betrieb 1 im Mittel der letzten fünf Jahre auf seiner Hauptbetriebsfläche tatsächlich einen Deckungsbeitrag von 332 691 € erzielt. Wäre die Programmplanung im Betrieb 1 mit Optimierungsverfahren basierend auf den Ergebnissen einer systematischen Zeitreihenanalyse erfolgt, so hätte im Durchschnitt der Jahre ein Deckungsbeitrag von 358 879 € erzielt werden können. Der Gesamtdeckungsbeitrag in Betrieb 1 wäre also in den letzten fünf Jahren um durchschnittlich 7,87 % bzw. 26 188 € pro Jahr höher ausgefallen, wenn Optimierungsverfahren zum Einsatz gekommen wären. In Betrieb 2 wäre der durchschnittliche jährliche Gesamtdeckungsbeitrag um 15,75 % (51 543 €) und in Betrieb 3 um 4,43 % (19 846 €) höher ausgefallen. Zu beachten ist, dass diese Steigerung des Gesamtdeckungsbeitrages zu einem Mehrgewinn in gleicher absoluter Höhe geführt hätte. Prozentual wäre die Gewinnsteigerung deutlich höher.

In den einzelnen Jahren hätte der in den Betrieben erzielte Gesamtdeckungsbeitrag um bis zu 39,51 % gesteigert werden können (Betrieb 1 im Planzieljahr 2003). Die Ergebnisse zeigen aber auch, dass eine Entscheidungsunterstützung durch Optimierungsverfahren nicht zu einer Verbesserung in jedem einzelnen Jahr führen muss. Beispielsweise lieferte das tatsächliche Produktionsprogramm des Betriebes 3 im Planzieljahr 2001 einen höheren Gesamtdeckungsbeitrag als das Alternativprogramm. Allerdings war der erwartete Gesamtdeckungsbeitrag des Alternativprogramms (basierend auf dem Informationsstand zum Entscheidungszeitpunkt im Jahr 2000) um 2,1 % höher als der des tatsächlichen Produktionsprogramms. Dies verdeutlicht, dass im Einzelfall eine Fehlplanung zwar zum besseren Ergebnis führen kann, nicht jedoch im Durchschnitt der Ergebnisse.

Analysiert man den mittleren Anteil der einzelnen Kulturen im tatsächlichen und im optimierten Produktionsprogramm der vergangenen fünf Jahre ist das wohl auffälligste Ergebnis, dass in allen drei Betrieben tendenziell deutlich mehr Roggen hätte angebaut werden sollen. Winterroggen ist augenscheinlich das Produktionsverfahren, welches in Brandenburg aufgrund des ungünstigen Produktionsstandortes und unsicherer Witterung besonders wettbewerbsfähig ist. Der im Vergleich zu den optimierten und überlegenen Produktionsprogrammen durchgän-

gig zu geringe Winterroggenanteil in den empirischen Produktionsprogrammen deutet auf einen systematischen Entscheidungsfehler hin. Eine Erklärung hierfür könnte darin liegen, dass Landwirte bei ihren Entscheidungen zwar auf ihr im Laufe von Jahrzehnten gewonnenes Erfahrungswissen zurückgreifen, gleichzeitig aber eine im Zeitablauf veränderte relative Wettbewerbsfähigkeit von Verfahren nicht schnell genug in ihr Erfahrungswissen aufnehmen. Mit anderen Worten: Vielleicht lernen sie zu langsam und passen sich bei der Wahl ihres Produktionsprogramms veränderten Rahmenbedingungen nicht schnell genug an. Der zu geringe Winterroggenanteil ließe sich - leicht spekulativ, aber plausibel - z.B. dadurch erklären, dass die Landwirte die enormen Züchtungsfortschritte bei Roggen sowie zunehmend prekäre Niederschlagsmengen noch nicht voll bei ihrer Entscheidung berücksichtigen.

## **5 Zusammenfassung und Ausblick**

Bei der in diesem Beitrag behandelten Fragestellung scheint es sich zunächst um eine „alte“ Diskussion zu handeln. Das hier identifizierte Verbesserungspotenzial einer Planung, die sich auf Optimierungsverfahren stützt, ist allerdings bemerkenswert: Im Mittel der letzten fünf Jahre sind die mittels Optimierungsverfahren bestimmten Alternativprogramme den tatsächlichen Anbaustrategien aller drei betrachteten Betriebe deutlich überlegen. Es lohnt sich also, die Information, die in den empirischen Deckungsbeitragszeitreihen bis zum jeweiligen Entscheidungszeitpunkt steckt, systematisch für die Planung zu nutzen. Zudem kann die i.d.R. als nicht praktikabel angesehene Erfragung der Risikoeinstellung bei der dargelegten Vorgehensweise umgangen werden. Die Risikoeinstellung, die in der akzeptierten Gesamtdeckungsbeitragsvarianz des vom Landwirt selbst geplanten Produktionsprogramms steckt, wird einfach als Restriktion in die Optimierung einbezogen. Im Sinne einer praxistauglichen Entscheidungsunterstützung müsste der Landwirt also in einem systematischen Planungsverfahren zunächst immer sein geplantes Produktionsprogramm ohne Unterstützung durch das Optimierungsverfahren benennen. Dann könnte ihm ein Alternativvorschlag gemacht werden, der bei gleicher oder geringerer Varianz zu einem höheren Gesamtdeckungsbeitrag führt.

In Anbetracht dessen, dass in der vorliegenden Analyse lediglich drei Betriebe mit ähnlichen Standortbedingungen über einen Zeitraum von nur fünf Jahren evaluiert wurden, können die Ergebnisse nur als erstes Indiz dafür gewertet werden, dass Landwirte ihren Gewinn durch den Einsatz von Zeitreihenanalysen und Optimierungsverfahren tatsächlich deutlich steigern können. Da die Ergebnisse bezogen auf diese Fallstudien aber sehr eindeutig sind, sollte in weiterführenden Untersuchungen mit breiterer empirischer Datengrundlage die Robustheit und Überlegenheit des vorgeschlagenen Planungsverfahrens geprüft werden. Dabei sollten mögliche Einflussfaktoren wie z.B. Region, Management und Größe gezielt variiert werden.

Mit Blick auf eine Weiterentwicklung des beschriebenen Planungsmodells scheinen folgende Erweiterungen sinnvoll:

- In diesem Beitrag wurden große arrondierte Marktfruchtbetriebe betrachtet, die auch tatsächlich unabhängig von den Schlaggrößen jeden beliebigen Anteil der Produktionsver-

fahren an der Hauptbetriebsfläche umsetzen können. Eine Modellerweiterung dahingehend, dass eine ackerschlagbezogene Programmplanung durchgeführt wird, wäre allerdings möglich.

- Kritisch ist die korrekte Schätzung des „richtigen“ stochastischen Prozesses für die Einzeldeckungsbeitragsentwicklungen. Neuere Forschungsergebnisse betonen die Bedeutung nichtlinearer statistischer Abhängigkeiten in einer Zeitreihe (z.B. CHAVAS and HOLT, 1991). Diese können aber von den Standard-Testverfahren (wie z.B. auch die Box-Jenkins-Testprozedur), die a priori von Linearität ausgehen, nicht erkannt werden. Vielmehr sollten verfeinerte Testverfahren, wie der Brock-Dechert-Scheinkman-Test (BDS-Test), angewendet werden (vgl. LEBARON, 1997). Grundsätzlich ist zu beachten, dass eine statistische Fortschreibung vergangener Muster bei Strukturbrüchen (z.B. infolge von Politikänderungen) nicht möglich ist. Wenn keine aussagefähigen Zeitreihen vorliegen, die eine vernünftige Schätzung stochastischer Prozesse ermöglichen, müssten Annahmen für zukünftige Verteilungen von Unsicherheitsvariablen inhaltlich-argumentativ begründet werden.
- Die vom jeweiligen Betriebsleiter akzeptierte Varianz des Gesamtdeckungsbeitrages, die implizit im tatsächlichen Produktionsprogramm enthalten ist, wurde hier als feste Restriktion vorgegeben. Es wäre aber denkbar, dass der Landwirt auch bereit wäre, ein wenig mehr Varianz zu akzeptieren, wenn dies zu einem sehr viel höheren erwarteten Gesamtdeckungsbeitrag führt. Diesem Aspekt wurde hier keine Rechnung getragen. Die Eindeutigkeit der Ergebnisse leidet darunter jedoch nicht. Es ist vielmehr möglich, dass bei einer entsprechenden Modellerweiterung eine noch deutlichere Outperformance möglich wäre. Dies könnte man überprüfen, indem man über Variantenrechnungen untersucht, ob durch eine geringfügig höhere Varianz der Erwartungswert für den Gesamtdeckungsbeitrag tatsächlich deutlich gesteigert werden kann.

Wie bei allen anderen ökonomischen Entscheidungen ist auch bei der Planung bzw. den angesprochenen Modellerweiterungen sicher zu stellen, dass der erwartete Mehraufwand durch den erwarteten Nutzen gerechtfertigt werden kann. Möglicherweise ist hierfür z.B. aufgrund von Größendegression eine kritische Betriebsgröße erforderlich.

## **6 Literatur**

BOKELMANN, W., HIRSCHAUER, N., NAGEL, U.J. und M. ODENING (1996): Landwirtschaftliche Beratung in Brandenburg. Eine Evaluierung erster Erfahrungen. Margraf, Weikersheim.

BOX, G.E.P. and G.M. JENKINS (1976): Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco.

BRANDES, W. (1974): Wie analysiere und plane ich meinen Betrieb? Parey, Hamburg.

CHARNES, A. and W.W. COOPER (1959): Chance Constraint Programming. In: Management Science 6 (1): 73-79.

- CHAVAS, J.P. and M.T. HOLT (1991): On Non-linear Dynamics: The Case of the Pork Cycle. In: American Journal of Agricultural Economics 73 (3): 819-828.
- DINKELBACH, W. (1969): Sensitivitätsanalysen und parametrische Programmierung. Springer, Berlin.
- DENT, J.B., HARRISON, S.R. and K.B. WOODFORD (1986): Farm Planning with Linear Programming: Concept and Practice. Butterworths, Sydney.
- HANF, C.H. (1991): Lineare Programmierung und landwirtschaftliche Beratung (Oder: Wird wertvolle Ausbildungszeit an der Universität vergeudet?). In: Betriebswirtschaftliche Mitteilungen der Landwirtschaftskammer Schleswig-Holstein 432: 3-12.
- HARDAKER, J.B., HUIRNE, R.B.M., ANDERSON, J.R. and G. LIEN (2004): Coping With Risk in Agriculture. 2<sup>nd</sup> Edition. CAB International, Wallingford.
- HAZELL, P.B.R. (1971): A Linear Alternative to Quadratic and Semivariance Programming for Farm Planning Under Uncertainty. In: American Journal of Agricultural Economics 53 (1): 53-62.
- HAZELL, P.B.R. and R.D. NORTON (1986): Mathematical Programming for Economic Analysis in Agriculture. Macmillan Publishing, New York.
- HUDSON, D., COBLE, K. and J. LUSK (2005): Consistency of Risk Premium Measures. In: Agricultural Economics 33 (1): 41-49.
- JORION, P. (1997): Value at Risk - The New Benchmark for Controlling Market Risk. McGraw-Hill, New York.
- LANGBEHN, W. und W. MOHR (1978): Prognosevergleich zwischen Box-Jenkins- und Schwingungsmodellen. In: Agrarwirtschaft 27 (10): 297-307.
- LDS Brandenburg (Landesbetrieb für Datenverarbeitung und Statistik). Auskunft per Fax, 2003.
- LEBARON, B. (1997): A Fast Algorithm for the BDS Statistic. In: Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 2 (2): 53-59.
- MUBHOFF, O. und N. HIRSCHAUER (2004): Optimierung unter Unsicherheit mit Hilfe stochastischer Simulation und Genetischer Algorithmen. In: Agrarwirtschaft 53 (7): 264-279.
- ROBISON, L.J. and P.J. BARRY (1987): The Competitive Firm's Response to Risk. MacMillan, New York.
- ZMP-Bilanz Getreide, Ölsaaten und Futtermittel (Zentrale Preis- und Marktberichtsstelle). Bonn, verschiedene Jahrgänge.