

LASSEN SICH ERTRAGSRISIKEN IN DER LANDWIRTSCHAFT GLOBAL DIVERSIFIZIEREN?

Xiaoliang Liu, Wei Xu und Martin Odening¹

Abstract - In dieser Arbeit wird die Stochastizität landwirtschaftlicher Ernteerträge in wichtigen Erzeugerregionen der Welt am Beispiel von Winterweizen untersucht. Besondere Aufmerksamkeit wird der stochastischen Abhängigkeit der Erträge in den verschiedenen Regionen gewidmet. Damit verbindet sich die Frage, ob und in welchem Maße Ertragsschwankungen durch globalen Handel ausgeglichen werden können. Die Berechnungen zeigen, dass eine Angebotskonstellation, wie sie 2007 aufgetreten ist, kein Jahrhundertereignis darstellt, sondern sich c.p. etwa alle 15 Jahre wiederholen kann.

EINLEITUNG

Die in der jüngeren Vergangenheit zu beobachtenden Preisausschläge, insbesondere der drastische Preisanstieg für pflanzliche Produkte 2007 und zu Beginn des Jahres 2008, haben viel Agrarökonomen überrascht. Als mögliche Gründe für den Preisboom wurden unter anderem Mindererträge in wichtigen Erzeugerregionen der Welt, die erhöhte Nachfrage nach Biokraftstoffen sowie das spekulative Engagement von Investoren auf Märkten für Agrarprodukte genannt (cf. Sarris 2009). In diesem Beitrag soll einer der preisbestimmenden Faktoren auf der Angebotsseite näher betrachtet werden und zwar das Ertragsrisiko. Wenn es darum geht, den Einfluss von Ertragsschwankungen auf Preisschwankungen auf deregulierten globalen Märkten zu bestimmen, ist die Wahl der Perspektive wichtig. Eine regional begrenzte Analyse greift in diesem Fall zu kurz, denn Mindererträge in einer Region können möglicherweise durch Importe aus anderen Regionen kompensiert werden. Mit anderen Worten: In integrierten Märkten muss Diversifikation durch Handel berücksichtigt werden, woraus die Notwendigkeit einer globalen Analyse von Ertragsschwankungen folgt. Vor diesem Hintergrund wird in der vorliegenden Arbeit die Stochastizität landwirtschaftlicher Ernteerträge in wichtigen Erzeugerregionen der Welt untersucht. Die Analyse erfolgt beispielhaft für das Produkt Weizen. Besondere Aufmerksamkeit wird der stochastischen Abhängigkeit der Erträge in den verschiedenen Regionen gewidmet.

METHODIK, VORGEHENSWEISE UND DATEN

Stochastische Zusammenhänge zwischen ökonomischen Variablen werden üblicherweise mit Hilfe linearer Korrelationen ausgedrückt. Dieses Vorgehen ist

allerdings nur dann korrekt, wenn die gemeinsame Verteilung der Klasse der elliptischen Verteilungen angehört, zu denen die multivariate Normalverteilung zählt. Ist die gemeinsame Verteilung nicht multivariat normal, enthalten lineare Korrelationskoeffizienten nicht die gesamte Information über die Abhängigkeitsstruktur der Einzelrisiken (vgl. Embrechts et al. 2002). Die Nutzung von Copulas stellt nun einen Kompromiss zwischen der praktisch unmöglichen direkten Schätzung der gemeinsamen Verteilung und der Verwendung linearer Korrelationen dar.

Die theoretische Begründung zur Verwendung von Copulas leitet sich aus Sklar's Theorem ab, demzufolge jede d -dimensionale Verteilungsfunktion $F(x_1, x_2, \dots, x_d)$ mit Hilfe einer Copula-Funktion $C(\cdot)$ dargestellt werden kann:

$$\begin{aligned} F(x_1, \dots, x_d) &= C\{F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)\}, \\ \text{A } \forall x_1, \dots, x_d &\in \bar{\mathbb{R}}. \end{aligned}$$

Darin sind $F_i(x_i)$ (eindimensionale) Randverteilungen, x_i Realisationen von Zufallsvariablen X_i , und $u_i = F_i(x_i) \rightarrow [0,1]$ ist uniform verteilt. Gleichung (1) bringt zum Ausdruck, dass sich die in der gemeinsamen Verteilungsfunktion enthaltene Information in zwei Komponenten zerlegen lässt: erstens die Randverteilungen und zweitens die Abhängigkeitsstruktur, die durch die zu schätzende Copula abgebildet wird.

Die empirische Analyse in diesem Beitrag basiert auf den Weizenproduktionsmengen der weltweit größten Erzeugerländer. Um den Rechenaufwand zu beschränken, erfolgt eine Eingrenzung auf die acht wichtigsten Nationen. Dies sind China, Deutschland, Frankreich, Kanada, Indien, Pakistan, die Türkei und die USA². Das Produktionsvolumen dieser Länder machte 2007 58 % der Welterzeugung aus. Für diese Länder liegen Ertragszeitreihen der FAO für die Jahre zwischen 1961 und 2007, also 47 Beobachtungen, vor (<http://faostat.fao.org>).

Bei der Analyse wurde wie folgt vorgegangen: Zunächst wurden die Gesamterträge auf die Erntefläche des jeweiligen Jahres bezogen, also in Hektarerträge umgerechnet. Dadurch lässt sich die Produktion in unterschiedlich großen Ländern besser vergleichen, und die jährlichen Schwankungen der Ernteflächen werden nicht in die Analyse übertragen. Anschließend erfolgt eine lineare Trendbereinigung,

¹ Department für Agrarökonomie, Humboldt-Universität zu Berlin, Philippstr. 13, 10115 Berlin, Deutschland (m.odening@agrar.hu-berlin.de).

² Russland zählt zwar zu den größten Erzeugerländern, musste aber aus der Analyse ausgeschlossen werden, da keine ausreichend lange Ertragszeitreihe vorlag.

um technische Fortschritte zu eliminieren. Die nachfolgende statistische Analyse bezieht sich also auf die Abweichungen der Hektarerträge von ihrem linearen Trend. Basierend auf den in Tabelle 1 enthaltenen Daten wird für jedes Land eine univariate Ertragsverteilung spezifiziert. Für die acht Zeitreihen der Ertragsresiduen wird eine hierarchische archimedische Copula (FNAC) geschätzt. Aus dieser Copula werden entsprechend Gleichung (1) achtdimensionale Zufallsvektoren generiert. Zusammen mit der Information aus den Randverteilungen werden so Ertragsschwankungen simuliert, die der gewünschten gemeinsamen Verteilung folgen. Schließlich werden die deterministischen Werte der Trendfunktionen für das letzte Beobachtungsjahr (2007) wieder addiert und die simulierten hektarbezogenen Weizerträge der einzelnen Länder nach Maßgabe der relativen Produktionsumfänge aggregiert. Nach 1000maliger Wiederholung ergibt sich eine Verteilungsfunktion für die Hektarerträge bzw. die Gesamtproduktion der betrachteten Erzeugerländer, für die sich beliebige statistische Kennzahlen bestimmen lassen.

ERGEBNISSE

Tabelle 1 stellt das zentrale Ergebnis der Analyse dar und zwar Quantile der Verteilungsfunktionen für die Hektarerträge und die Gesamtproduktion bezogen auf das Ertragsniveau und die Anbauumfänge von 2007. Da die Verteilung aus der Aggregation sehr unterschiedlicher Regionen hervorgegangen ist, ist die enthaltene Information relativ schwer zu bewerten. Als Bezugspunkt mag das Erntejahr 2007 hilfreich sein, also das Jahr, das als besonders schlecht in Erinnerung ist und in dem der eingangs beschriebene weltweite Preisanstieg zu verzeichnen war. In diesem Jahr war ein Durchschnittsertrag von 33,52 dt/ha zu beobachten. Aus Spalte 2 in Tabelle 1 ist zu erkennen, dass dieses Ertragsniveau c.p. mit einer Wahrscheinlichkeit zwischen 5% und 10 % unterschritten wird. Es handelt sich also um ein durchaus seltenes Ereignis, allerdings eines, das sich statistisch unter sonst gleichen Bedingungen etwa alle 10 bis 20 Jahre wiederholt.

Zu Vergleichszwecken sind neben der copulabasierten Schätzung der Ertragsverteilung noch zwei weitere Verteilungen dargestellt, die alternativ geschätzt wurden. Zum einen wurde eine parametrische univariate Verteilung der Hektarerträge für die Gesamtregion gefittet und geschätzt. Dabei handelt es sich um eine Weibull-Verteilung. Darüber hinaus wurde noch die entsprechende empirische Verteilung bestimmt. Es ist zu erkennen, dass trotz ähnlicher Erwartungswerte das Risiko extremer Mindererträge in der Gesamtregion durch die direk-

ten Schätzungen der Verteilungen im Vergleich zu der copulabasierten Schätzung unterschätzt wird.

SCHLUSSFOLGERUNGEN

Quintessenz der durchgeföhrten Analyse ist die Feststellung, dass sich Ertragsschwankungen bei Weizen in den wichtigsten Erzeugerregionen der Welt zu einem gewissen Teil ausgleichen. Eine vollständige Diversifikation der Ausfallrisiken ist allerdings nicht möglich, was natürlich auch kaum zu erwarten war. Es wurde deutlich, dass sich eine Angebotskonstellation, wie sie 2007 aufgetreten ist, kein Jahrhundtereignis darstellt, sondern sich c.p. etwa alle 15 Jahre wiederholen kann. An dieser Stelle erscheint eine Relativierung des Ergebnisses geboten. Zunächst muss betont werden, dass keine Aussage über zu erwartende Knappheiten am Weltweizenmarkt getroffen werden kann, allein, weil die Nachfrage und deren künftige Veränderungen überhaupt nicht betrachtet wurden. Aber auch die Analyse der Angebotsseite ist unvollständig, denn es wurden nur acht Länder analysiert und nicht die Gesamtproduktion der Welt. Des weiteren wurde nur eine jahresbezogene Betrachtung durchgeföhr und eine zeitliche Diversifikation somit ausgeschlossen. Knappheiten sind vor allem dann zu erwarten, wenn mehrere „schlechte“ Erntejahre in Folge auftreten und die weltweiten Lagerbestände nicht ausreichen, um solche Mindererträge zu kompensieren. Dies war beispielsweise in 2007/2008 der Fall. Weiterhin beziehen sich die Wahrscheinlichkeitsaussagen auf das durchschnittliche Ertragsniveau am Ende des Beobachtungszeitraums. Für Prognosen über künftige Angebotsengpässe müsste die durch technische Fortschritte getriebene Entwicklung des Ertragsniveaus fortgeschrieben werden. Schließlich sei auf die Endogenität der Anbauflächen hingewiesen, die Einfluss auf die Gesamterzeugung hat. So war zu beobachten, dass infolge des Preisbooms 2007 die Weizenanbauflächen 2008 weltweit ausgedehnt wurden.

LITERATUR

- Embrechts, P., A. McNeil and D. Straumann (2002). Correlation and dependence in risk management: Properties and pitfalls. In: Dempster, M.A.H. (ed.): *Risk Management: Value at Risk and Beyond*, pp 176-223. Cambridge: Cambridge University Press.: .
 Sarris, A. (2009). Factors Affecting recent and Future Price Volatility of Food Commodities. In: Berg, E. et. al. (Hrsg.): *Risiken in der Agrar- und Ernährungswirtschaft und Ihre Bewältigung*, pp. 29-48. Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag.

Tabelle 1. Kennzahlen der geschätzten Verteilungen der Weizenproduktion (alle Regionen, Bezugsjahr: 2007)

Quantile	Copulabasiert		Univariat (Weibull)		Empirisch	
	Hektarertrag (dt/ha)	Gesamtproduktion (100 Mio. t)	Hektarertrag (dt/ha)	Gesamtproduktion (100 Mio. t)	Hektarertrag (dt/ha)	Gesamtproduktion (100 Mio. t)
1%	32,09	3,26	33,37	3,39	n.a.	n.a.
5%	33,22	3,38	33,84	3,44	≈33,64	≈3,41
10%	33,74	3,43	34,12	3,47	≈33,91	≈3,45
50%	35,47	3,61	35,29	3,59	≈35,29	≈3,59
Erwartungswert	35,37	3,59	35,31	3,59	35,30	3,59
Varianz	1,47	0,0152	0,81	0,0084	0,86	0,0089