

Ursachen des landwirtschaftlichen Strukturwandels

Marco Baltensweiler und Daniel Erdin, Schweizerischer Bauernverband (SBV), CH-5201 Brugg
Auskünfte: Marco Baltensweiler, E-Mail: marco.baltensweiler@sbv-usp.ch, Tel. +041 (0)56 462 51 11

Zusammenfassung

Mit multivariaten statistischen Methoden wurde nach den Bestimmungsfaktoren des Strukturwandels (SW) in der Schweizer Landwirtschaft gesucht. Dazu wurden die relative Veränderung (a) der Landwirtschafts-, (b) der Haupterwerbs- und (c) der Erwerbskombinationsbetriebe sowie (d) der Teilzeitbeschäftigten in der Landwirtschaft in der Periode 1985 bis 2000 in den Bezirken der Schweiz untersucht. 32 sozio-ökonomische und landwirtschaftliche Variablen wurden mit einer Faktorenanalyse zu neun potentiellen Bestimmungsfaktoren zusammengefasst. Die statistischen Analysen konnten die Entwicklung der Erwerbskombinationsbetriebe hauptsächlich auf die beiden innerlandwirtschaftlichen Faktoren «Betriebsstruktur» und «Betriebsfläche» zurückführen. Somit erfolgte der SW grösstenteils pfadabhängig. Der SW verlief in den Bezirken sehr unterschiedlich. Auffällig ist die ähnliche Entwicklung in der Südschweiz und in den Agglomerationen. Agrarpolitische Instrumente, die im Wesentlichen nur nach Höhenstufen (Katasterzonen) ausdifferenziert sind, genügen nicht mehr. Es ist zu fordern, dass die agrarpolitischen Instrumente vermehrt auf die unterschiedliche strukturelle Problematik der verschiedenen Regionen auszurichten sind.

Strukturwandel und Aggregationsebene

Die Frage des SW ist in jüngster Vergangenheit vermehrt ins Blickfeld wissenschaftlicher und öffentlicher Debatten gerückt (Balman 1996, Baur 1999, SBV 2002a, SBV 2002b, Mann 2003, Sutter 2003). Für die eine Seite ist der landwirtschaftliche SW¹ schlicht zu klein, während er für manche Standesvertreter nahe an oder sogar über der Grenze der Sozialverträglichkeit verläuft. Das Bundesamt für Landwirtschaft gibt für den Zeitraum 1990 bis 2000 einen Durchschnittswert für den SW von -2,5 % an und betont dessen Sozialverträglichkeit (BLW 2004). Die Eidgenössische Forschungsanstalt für Agrarwirtschaft und Landtechnik Agroscope FAT in Tänikon rechnet damit, dass die Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe bis zum Jahre 2008 weiter zurückgehen wird

¹ allg. als die Aufgabe von Landwirtschaftsbetrieben verstanden

und zwar mit einer geschätzten jährlichen Rate von 2,7 % (FAT 2003). Es gilt an dieser Stelle kritisch zu bemerken, dass Mittelwertbetrachtungen insbesondere dann zu kurz greifen, wenn die beobachteten Variablen statistisch nicht normalverteilt sind. Es erstaunt nicht, dass die Diskussionen über den SW auf der Basis dieses Ansatzes, der nicht auf die unterschiedlichen regionalen Begebenheiten einzugehen vermag, kontrovers verlaufen.

Das Ziel dieses Beitrages ist es, den SW in der Landwirtschaft besser zu verstehen. Dabei wurde der Forderung von Paul Streeten Folge geleistet, der in seinen Schriften die Disaggregation von Variablen verlangte (Simonis 2000). Der SW wurde nicht nur als relative Veränderung der (a) Anzahl Landwirtschaftsbetriebe definiert, sondern es wurde auch der Aspekt der Veränderung der Erwerbsform, das heisst die relative Entwicklung (b)

der Haupterwerbs- und (c) der Erwerbskombinationsbetriebe² betrachtet. Die beobachtete Periode erstreckt sich über die Jahre 1985 bis 2000. Da die Betriebsaufgabe respektive auch die Betriebsübernahme vorwiegend beim Generationenwechsel erfolgt, vermögen die drei Variablen (a), (b) und (c) nur bedingt auf kurzfristige Veränderung zu reagieren. Die Variable (d) «relative Entwicklung der Teilzeitbeschäftigten in der Landwirtschaft» bringt einen zusätzlichen Disaggregationsschritt.

Neben der Disaggregation der abhängigen Variablen ist ein Augenmerk auf die Aggregationsebene selber zu werfen. Es ist ein grosser Unterschied, ob der SW auf der nationalen Ebene diskutiert wird, oder ob auf eine tiefere Aggregationsebene gewechselt wird. Die Veränderung der Anzahl Landwirtschaftsbetriebe wird im deskriptiven Teil auf der Gemeindeebene betrachtet, während für die die multivariaten statistischen Methoden die Daten auf Bezirksebene aggregiert³ wurden.

Agglomerationen und Südschweiz sind vergleichbar

Abbildung 1 zeigt den SW auf Gemeindeebene nach Sextilen. Die regionalen Unterschiede

² Definition gemäss Bundesamt für Statistik: weniger als 1500 Jahresarbeitsstunden zur Betriebsführung.

³ Die nach Bezirken aggregierten Daten wurden mit der Box-Cox-Funktion $(y = [(x + c)^{\lambda} - 1] / \lambda)$ normalisiert.

tschaft

werden deutlich sichtbar. Von Bedeutung ist der Umstand, dass der SW in den Agglomerationsgemeinden ein ähnliches Ausmass angenommen hat, wie in vielen Gemeinden der Alpensüdseite. Das entsprechende Sextil mit dem höchsten Strukturwandel (rot eingefärbte Gemeinden) weist eine durchschnittliche Abnahme von 4 % der Betriebe pro Jahr auf. Das Sextil mit der kleinsten jährlichen Veränderung an Landwirtschaftsbetrieben (dunkelgrün eingefärbte Gemeinden) hat eine durchschnittliche Rate von (nur) minus 0,1 %. Zu diesem Sextil gehören vor allem Gemeinden der Innerschweiz sowie der Kantone Waadt, Neuenburg und Jura.

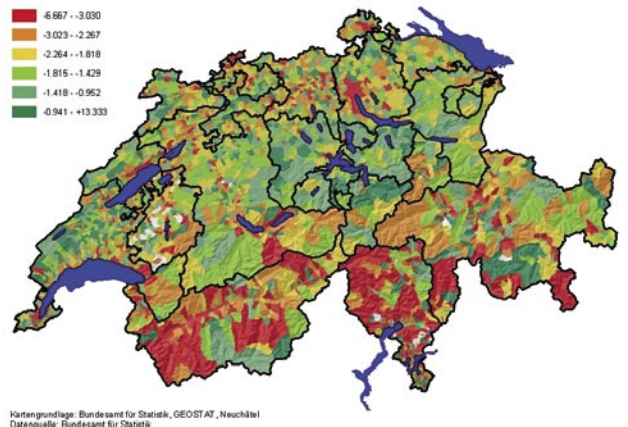
Betriebsstruktur und -fläche sind entscheidend

Insgesamt wurden 32 sozioökonomische und landwirtschaftliche Variablen⁴, die auf schweizerischer Gemeindeebene verfügbar sein mussten, auf der Stufe der Bezirke aggregiert und einer Faktorenanalyse unterzogen. Tabelle 1 zeigt die Resultate der Faktorenanalyse. Es wurden neun Faktoren eruiert. Von besonderem Interesse sind der Faktor 5 «Landwirtschaftliche Betriebsfläche», der durch eine

⁴ Datenquelle: die meisten Daten lieferte das Bundesamt für Statistik; die Erreichbarkeit mit dem öffentlichen und dem Individualverkehr stammen vom Institut für Verkehrsplanung und Transportsysteme der ETH-Zürich; die mittlere Hangneigung und die mittlere Höhenlage der landwirtschaftlichen genutzten Fläche (ohne Alpflächen) pro Gemeinde wurde von der Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft mittels eines GIS berechnet.

einzig Variable gebildet wird, und der Faktor 3 «Qualität der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur». Beim Faktor 3 lädt die Variable «Anzahl Parzellen pro Betrieb 1985» negativ mit einem Wert von minus 0,930. Die anderen drei Variablen dieses Faktors – «Anzahl Kühe pro ha LN 1985», «Fläche pro Parzelle 1985» und «Anteil Haupterwerbsbetriebe 1985» – laden positiv. Diese zwei Faktoren 3 und 5 können als endogene, das heisst innerlandwirtschaftliche Faktoren bezeichnet werden. Die sieben anderen Faktoren fliessen als exogene Faktoren in die vier multiplen Regressionsanalysen ein.

In der Folge wurden vier multiple Regressionen mit den Faktoren der Faktorenanalyse auf die unabhängigen Variablen (a) bis (d) und die kanonische Korrelation der Faktoren mit den zwei Variablen (b) und (c) berechnet. In der Tabelle 2 sind die Resultate der Regressionsanalysen zusammengefasst. Die zwei endogenen Faktoren 3 und 5 leisten in allen vier Regressionsanalysen den grössten Beitrag zur Erklärung. Die entsprechenden Koeffizienten sind signifikant von null verschieden. Bei den drei unabhängigen Variablen (a) «Landwirtschaftsbetriebe», (c) «Erwerbskombinationsbetriebe» und (d) «Teilzeitbeschäftigte in der Landwirtschaft» besteht ein positiver Zusammenhang mit den zwei endogenen Faktoren 3 und 5, während sie mit der unabhängigen Variablen (b) «Haupterwerbsbetriebe» negativ korrelieren.



Kartengrundlage: Bundesamt für Statistik, GEOSTAT, Neuchâtel
Datenquelle: Bundesamt für Statistik

Das Bestimmtheitsmass der Regression auf die Variable (c) «Erwerbskombinationsbetriebe» beträgt 72 % und ist nur unwesentlich geringer, als das höchste Bestimmtheitsmass der Regression auf die Variable (d) «Teilzeitbeschäftigte in der Landwirtschaft». Die Entwicklung der Variable (b) «Haupterwerbsbetriebe» lässt sich statistisch vor allem dort erklären, wo sie entgegengesetzt zur Entwicklung der Erwerbskombinationsbetriebe erfolgt. Das entsprechende Bestimmtheitsmass beträgt lediglich 48 %. Da die Korrelation zwischen der Veränderung der Haupterwerbs- und jener der Erwerbskombinationsbetriebe mit -0,839 hoch ist, wird mit der Regression auf die Variable (b) «Haupterwerbsbetriebe» indirekt vor allem die Veränderung der Erwerbskombinationsbetriebe geschätzt. Die Beziehung der Erwerbskombinations- und der Haupterwerbsbetriebe zu den 10 Faktoren⁵ der Faktorenanalyse

Abb. 1. Jährliche Veränderung der Anzahl Betriebe von 1985 bis 2000 relativ zur Anzahl Betriebe im Jahr 1985 nach Gemeinden, Sextile.

⁵ Bei der kanonischen Korrelation wurde der Faktor 5 «Landwirtschaftliche Betriebsfläche» zusätzlich in die 2. Potenz erhoben.

Tab. 1. Ergebnisse der Faktorenanalyse und Interpretation der Faktoren

Faktoren Nr	Faktorenanalyse Variablen / Inhalt	Einheit	Mittelwert ¹	Faktorladung der Variable ²	
1	Faktor ländlicher Raum	Landwirtschaft: Anteil der Unternehmen 1985	pro 1000 Einwohner	28,34	0,930
		Landwirtschaft: Anteil der Beschäftigten 1985	pro 1000 Einwohner	8,26	0,914
		Bevölkerungsdichte 1985	Einwohner/km ²	261,49	-0,745
		2. Sektor: Anteil der Unternehmen 1985	pro 1000 Einwohner	13,13	0,731
		Anteil der Siedlungsfläche 1985	% der Gesamtfläche	9,48	-0,666
		Massgebendes Einkommen 1995/1996	Mittelwert des steuerpfl. Einkommens in SFr.	36'044	-0,660
		Anteil der ausgehenden Pendler	Anteil an den Erwerbstätigen	0,547	-0,647
		Erreichbarkeit mit öffentlichem Verkehr 1980/1990	Index	1'044	-0,638
		Erreichbarkeit mit Individualverkehr 1980/1990	Index	4'198	-0,619
		Anteil der eingehenden Pendler	Anteil an den Erwerbstätigen	0,274	-0,592
2	Berg/Tal - Faktor	Mittlere Hangneigung	Grad	14	-0,883
		Mittlere Höhe über Meer	m ü. Meer	961	-0,852
		Anteil der Zweitwohnungen	Anteil am Gesamtwohnungsbestand	0,174	-0,755
		Anteil der offenen Ackerfläche 1985	% der landw. Nutzfläche	25,67	0,743
		Anteil der Landwirtschaftsfläche 1985	% der Gesamtfläche	46,12	0,632
		Anteil der unproduktiven Fläche 1985	% der Gesamtfläche	11,08	-0,610
		Hotelnächte pro Einwohner	Hotelnächte pro Einwohner	1,35	-0,579
3	Qualität der landwirtschaftl. Betriebsstruktur	Anzahl Parzellen pro Betrieb 1985	Anzahl Parzellen pro Betrieb 1985	8,44	-0,930
		Anzahl Kühe pro ha LN 1985	Anzahl Kühe pro ha LN 1985	0,70	0,814
		Fläche pro Parzelle 1985	Aren pro Parzelle	253	0,794
		Anteil Haupterwerbsbetriebe 1985	% aller Landwirtschaftsbetriebe	70,23	0,651
4	Jugendlichkeit der Bevölkerung	Relativer Geburtenüberschuss 1985-2000	% der Bevölkerung 1985 pro Jahr	0,38	0,910
		Anteil der Personen über 60 Jahre	% der Gesamtbevölkerung	14,50	-0,854
		Anteil der Personen unter 20 Jahre	% der Gesamtbevölkerung	25,04	0,659
5	Landwirtschaftl. Betriebsfläche	Landwirtschaftliche Betriebsfläche 1985	ha LN pro Betrieb	11,70	0,922
6	Dienstleistungsraum - Faktor	3. Sektor: Anteil der Beschäftigten 1985	pro 1000 Einwohner	178,35	0,869
		3. Sektor: Anteil der Unternehmen 1985	pro 1000 Einwohner	36,74	0,753
7	Bevölkerungs-entwicklung	Relativer Wanderungssaldo 1985-2000	% der Bevölkerung 1985 pro Jahr	0,53	0,888
		Relative Bevölkerungsentwicklung 1985-2000	% der Bevölkerung 1985 pro Jahr	0,93	0,750
8	Jugendlichkeit der Betriebsleiter	Anteil der Betriebsleiter über 54 Jahren	% der Betriebsleiter	28,94	-0,828
		Anteil der Betriebsleiter unter 35 Jahren	% der Betriebsleiter	12,27	0,803
9	Industrieraum - Faktor	2. Sektor: Anteil der Beschäftigten 1985	pro 1000 Einwohner	168,61	0,905

¹ aller Bezirke; ² es werden nur die Ladungen der Variablen angezeigt, die auf den entsprechenden Faktor am Stärksten laden Mass der Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin = 0,820; Erklärte Gesamtvarianz = 86,70

wurde zusätzlich mit der kanonischen Korrelation⁶ (Eckey *et al.* 2002) überprüft. Für die Variablenpaare G1-F1 und G2-

⁶ Die beiden unabhängigen Variablen (b) «Haupterwerbsbetriebe» und (c) «Erwerbskombinationsbetriebe» stellen das unabhängige Variablenset G dar, das zum Variablenset F (gebildet aus den 10 Faktoren) in Beziehung gesetzt wird. Dabei ergeben sich die zwei linear unabhängigen Variablenpaare G1-F1 und G2-F2.

F2 ergeben sich Bestimmtheitsmasse von 78 % respektive 25 %. Das Variablenpaar G1-F1 entspricht der Regression (c) mit den Erwerbskombinationsbetrieben als unabhängige Variable. Die Linearkombination G2 entspricht jenem Teil der Entwicklung der Haupterwerbsbetriebe, welcher unabhängig von der Entwicklung Erwerbskombinationsbetrieben

erfolgt. Das tiefe Bestimmtheitsmass für das Variablenpaar G2-F2 zeigt, dass diese Entwicklung nur schlecht erklärt werden kann. Die standardisierten Koeffizienten der kanonischen Korrelation zeigen wiederum, dass die zwei endogenen Faktoren 5 «Landwirtschaftliche Betriebsfläche» und 3 «Qualität der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur»

Tab. 2. Ergebnisse der vier multiplen Regressionen mit den neun Faktoren, standardisierte Koeffizienten und Signifikanzen

Faktor-Nr.	Faktornamen	Landwirtschaftsbetriebe			Haupterwerbsbetriebe			Erwerbskombinationsbetriebe			Teilzeitbeschäftigte in der Landwirtschaft		
		Rang	stand. Koef.	Sig.	Rang	stand. Koef.	Sig.	Rang	stand. Koef.	Sig.	Rang	stand. Koef.	Sig.
3	Qualität der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur	2	0,524	0,000	1	-0,515	0,000	1	0,608	0,000	2	0,477	0,000
5	Landwirtschaftliche Betriebsfläche	1	0,538	0,000	2	-0,373	0,000	2	0,537	0,000	1	0,598	0,000
2	Berg/Tal - Faktor	5	0,127	0,005	4	-0,152	0,006	3	0,163	0,000	3	0,285	0,000
4	Jugendlichkeit der Betriebsleiter	3	0,162	0,000	6	-0,090	0,102	4	0,149	0,000	8	-0,017	0,661
9	Industrieraum - Faktor	8	0,056	0,216	3	0,155	0,005	5	-0,052	0,202	4	0,179	0,000
7	Bevölkerungsentwicklung	9	-0,009	0,841	7	0,076	0,167	6	-0,048	0,240	9	-0,001	0,809
6	Dienstleistungsraum - Faktor	4	-0,160	0,000	5	-0,098	0,075	7	-0,043	0,291	5	-0,141	0,000
8	Jugendlichkeit der Bevölkerung	6	0,108	0,017	9	0,058	0,296	8	0,034	0,401	7	0,037	0,352
1	Faktor ländlicher Raum	7	0,074	0,104	8	0,068	0,216	9	0,007	0,861	6	-0,118	0,003
Bestimmtheitsmass in %		65,2			48,3			71,5			73,4		

stand. Koef. = standardisierte Koeffizienten; Sig. = Signifikanz; Rang = Rang der Koeffizienten aufgrund Signifikanz

dabei den deutlich grössten Einfluss ausüben.

Die Abbildungen 2 bis 4 verdeutlichen diese Ergebnisse. Abbildung 2 bildet die prozentuale jährliche Veränderung der Erwerbskombinationsbetriebe nach Sextilen auf Bezirksebene ab. Es ist eine Zunahme der Erwerbskombinationsbetriebe vom Appenzell über das Toggenburg in die Innerschweiz inklusive des Kantons Luzern festzustellen. Andererseits fällt die starke Abnahme der Erwerbskombinationsbetriebe auf der Alpensüdseite (Wallis, Tessin, Misox; Bergell, Oberengadin und Puschlav) auf.

Der grösste Teil aller Bezirke des 6. Sextils (dunkelgrün eingefärbte Bezirke) liegt in der Innerschweiz. In den Bezirken, die diesem 6. Sextil angehören, nehmen die Erwerbskombinationsbetriebe zu (Mittelwert der Bezirke: 0,4 %). Über alle Betriebe gerechnet (Haupterwerbs- und Erwerbskombinationsbetriebe) beträgt die durchschnittliche jährliche Veränderung in diesen

Bezirken -1,4 %. Der SW wird somit durch die Zunahme der Erwerbskombinationsbetriebe stark gedämpft. In diesen Bezirken ist der SW sozialverträglich, was sicherlich viele Landwirte und Standesvertreter zu beruhigen vermag. Der gehemmte SW birgt jedoch auch die Gefahr, dass sich die vergleichsweise gute Betriebsstruktur in diesen Bezirken nicht «entfalten» kann. Die Bezirke des 1. Sextils in Abbildung 2 weisen die grösste Abnahme der Erwerbskombinationsbetriebe (rot eingefärbte Bezirke: Mittelwert -2,4 %) auf. Diese Bezirke sind vorwiegend auf der Alpensüdseite anzutreffen.

Der Vergleich der Abbildung 2 mit Abbildung 3 macht deutlich, dass der Faktor «Qualität der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur» (Abb. 3) sehr stark mit der Entwicklung der Erwerbskombinationsbetriebe (Abb. 2) korreliert ist: gute Betriebsstrukturen begünstigen die Zunahme von Erwerbskombinationsbetrieben. Abbildung 4 zeigt den Faktor «landwirtschaftliche Betriebsfläche». Deutlich stehen

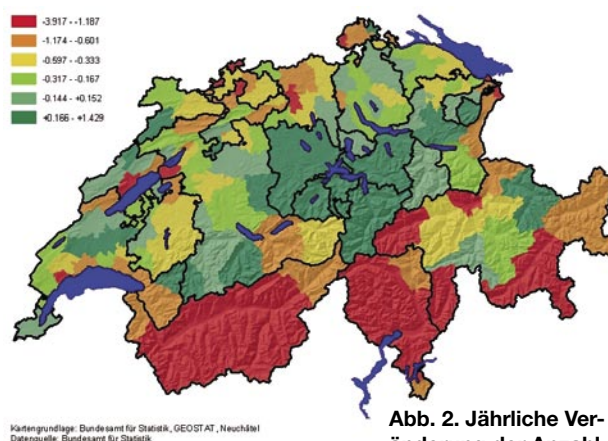


Abb. 2. Jährliche Veränderung der Anzahl Erwerbskombinationsbetriebe von 1985 bis 2000 relativ zur Anzahl Betriebe im Jahr 1985 nach Bezirken, Sextile.

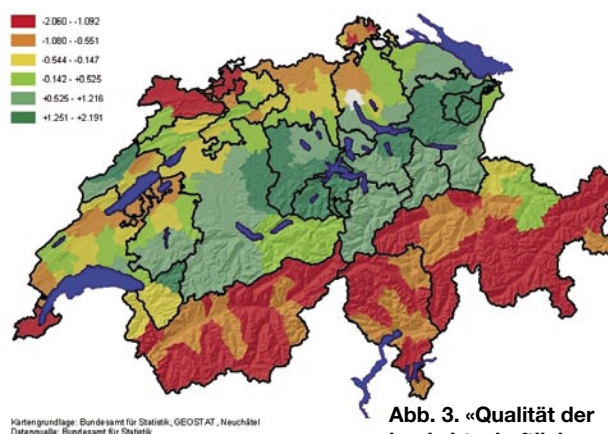
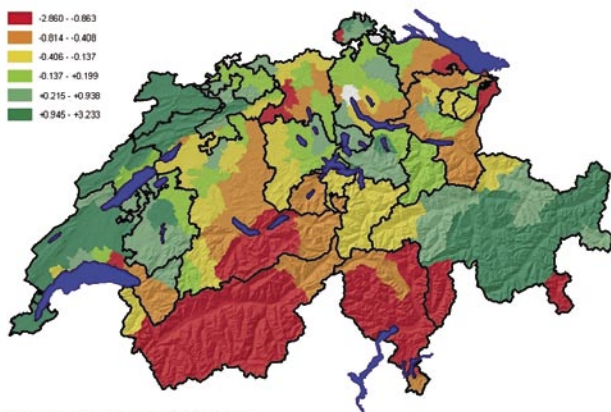


Abb. 3. «Qualität der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur» nach Bezirken, Sextile.



Kartengrundlage: Bundesamt für Statistik, GEOSTAT, Neuchâtel
Datenquelle: Bundesamt für Statistik

Abb. 4. «Landwirtschaftliche Betriebsfläche» nach Bezirken, Sextile.

die Westschweiz mit dem Kanton Jura und der Kanton Graubünden hervor. Grosse Betriebsflächen haben tendenziell eine dämpfende Wirkung auf den SW respektive auf die Abnahme der Erwerbskombinationsbetriebe.

Die oben dargestellten Beobachtungen des SW entsprechen den theoretischen Konzepten der neoinstitutionellen Ökonomie. Zu nennen ist der Ansatz der pfadabhängigen Strukturentwicklung. Eine pfadabhängige Strukturentwicklung wie sie Balmann (1996) für die Agrarverhältnisse in Deutschland nachweisen konnte, lässt sich aufgrund der statistischen Analysen auch für die Schweiz zeigen. Pfadabhängige Strukturentwicklungen werden durch so genannte versunkene Kosten (sunk costs⁷) gefördert. Manche Kosten können, wenn sie einmal investiert sind, nicht zurück gewonnen werden, weshalb sie als versunkene Kosten bezeichnet werden. Versunkene Kosten haben einen grossen Einfluss auf Markteintritte wie auch Marktaustritte von Unternehmen. Das entscheidende Merkmal versunkener Kosten ist ihre Unwiederbringlichkeit (getätigte Investitionen, welche nicht umgenutzt oder veräussert werden können: Stallbauten, Hofdüngeranlagen).

Ergebnisse der «Vollkostenrechnung Milch»⁸ zeigen, dass die Produktionsfaktoren Milch-

kontingent und Fläche und auch die notwendigen Investitionen für die Gebäude und Maschinen zu teuer sind. Damit können die Erkenntnisse der vorhin dargelegten Analysen auch mit Buchhaltungsergebnissen abgestützt werden: Grössenwachstum und eine intensive Produktion zahlen sich gegenwärtig nicht aus. Dies führt dazu, dass Betriebe mit freien Arbeitskapazitäten ihre verfügbare Arbeitszeit ausserlandwirtschaftlich nutzen und nicht die Option «Wachstum» wählen. Andererseits sind die versunkenen Kosten so hoch, dass ein vollständiger Ausstieg aus der Landwirtschaft keine Option ist. Die Theorie der pfadabhängigen Strukturentwicklung besagt, dass diese Entwicklung auf dem eingeschlagenen Pfad weiter gehen wird. Dies bedeutet, dass die (noch) guten Betriebsstrukturen in diesen Bezirken (dunkelgrün eingefärbte Bezirke in Abb. 3) sich verschlechtern werden, weil der SW sich nicht mit der erforderlichen Geschwindigkeit vollzieht.

Es stellt sich grundsätzlich die Frage, ob der pfadabhängigen Entwicklung mit angepassten Massnahmen entgegengewirkt werden soll. Wenn dies der Fall ist, so sind entsprechende Massnahmen im Rahmen der AP 2011 zu prüfen. Andernfalls bedarf es einer offenen Information, damit die Direktbetroffenen sich auf die vorhersehbaren Entwicklungen einstellen können.

Agrarpolitische Massnahmen regional gestalten

Aus den bisherigen Ausführungen wurde folgendes deutlich: Je besser die Betriebsstruktur und je grösser die Betriebsfläche ist, desto besser entwickeln sich die Erwerbskombinationsbetriebe und desto mehr Landwirte arbeiten zeitweise ausserhalb der Landwirtschaft. Es zeigt sich jedoch auch, dass der Erwerbs-

kombinationsbetrieb ab einer bestimmten Betriebsgrösse als Bewirtschaftungsform wieder weniger in Frage kommt. Diese beiden Faktoren wirken bei den Haupterwerbsbetrieben in die entgegengesetzte Richtung: Je besser die Ausgangsstrukturen und je grösser die Betriebe, desto mehr nehmen die Haupterwerbsbetriebe ab. Sie haben erst dann wieder vermehrt eine Bedeutung, wenn die Betriebe so gross sind, dass eine Bewirtschaftung im Nebenerwerb nicht mehr möglich ist. Offensichtlich ziehen es grössere und gut strukturierte Betriebe vor, freie Arbeitskapazität für den Nebenerwerb zu nutzen und verzichten darauf, den Betrieb zu vergrössern. Das Wachstum erscheint gerade bei den Betrieben mit guter Ausgangslage blockiert. Will man diesem Umstand entgegenwirken⁹, so sind für diese Bezirke die agrarpolitischen Massnahmen auf diese spezielle Problematik auszurichten. Anreize für eine vorzeitige Aufgabe von Betrieben ohne direkten Hofnachfolger sind zu prüfen. Diese Massnahme müsste durch eine angepasste Investitionsstrategie unterstützt werden, damit das notwendige Betriebswachstum auch in baulicher Hinsicht bei den flächenmässig wachsenden Betrieben realisiert werden kann.

Die starke Abnahme der Erwerbskombinationsbetriebe auf der Alpensüdseite (Wallis, Tessin, Misox; Bergell, Oberengadin und Puschlav; 1. Sextil in Abb. 2) stellt den Kontrapunkt zum SW in den Bezirken des 6. Sextils dar. Es liegt auf der Hand, dass nicht die zuvor erwähnten agrarpolitischen Massnahmen zur Anwendung kommen dürfen. Es müsste ein agrarpolitisches Instrumentarium geschaffen werden, welches dem durchschnittlichen SW (von -2,9% an Landwirtschaftsbetriebe) in diesem 1. Sextil entgegenwirken könnte¹⁰.

⁷ Beispiel: ein spezifisches Investitionsgut, das genau den Bedürfnissen eines Betriebes entspricht (Jauchegrube), ist nicht wieder verkäuflich.

⁸ LBBZ Hohenrain, LBL Lindau und SBV, Datenbasis 2000 bis 2003, unpubliziert.

⁹ Damit wird unterstellt, dass in diesen Bezirken die Landwirtschaft (weiterhin) vorwiegend im Haupterwerb betrieben werden soll.

¹⁰ Unter der Annahme, dass eine flächendeckende Bewirtschaftung langfristig erwünscht ist, wie dies aus dem Verfassungsartikel 104 abgeleitet werden kann.

Allenfalls könnten Betriebsbeiträge die dezentrale Besiedlung und die flächendeckende Bewirtschaftung sicherstellen.

Die Resultate zeigen deutlich, dass der SW die Schweiz in zwei Regionen aufteilt: Die Entwicklung in der Südschweiz und den Agglomerationen unterscheidet sich von jener der übrigen Regionen. Heute ist die Ausdifferenzierung der verschiedenen agrarpolitischen Instrumente im Wesentlichen nach Höhenstufen (Katasterzonen) geregelt. Diese Ausdifferenzierung wird der strukturellen Problematik der Schweizer Landwirtschaft längerfristig nicht gerecht. Aufgrund der Ergebnisse der Analyse über den SW ist zu fordern, dass die agrarpolitischen Instrumente vermehrt auf die unterschiedliche strukturelle Problematik der verschiedenen Regionen auszurichten ist.

Literatur

- BLW (Bundesamt für Landwirtschaft), 2004. Presserohstoff vom 25.11.2004. Agrarbericht 2004: Druck auf Landwirtschaft hält an. Zugang: <http://www.blw.admin.ch/news/01081/index.html?lang=de&archiv=927> [6.1.2005]
- Balmann A., 1996. Pfadabhängigkeiten in Agrarstrukturentwicklungen. Duncker & Humblot. Berlin.
- Baur P., 1999. Agrarstrukturwandel in der Schweiz. Eine theoretische und empirische agrarökonomische Analyse anhand von aggregierten Daten für die Schweizer Landwirtschaft 1939-1990 und von einzelbetrieblichen Daten für die Zürcher Landwirtschaft 1990-1996. Dissertation ETH Nr. 13240, Zürich.
- Eckey H.-F., Kostfeld Reinhold & Rengers Martina, 1999. Multivariate Statistik, Grundlagen - Methoden - Beispiele. Verlag Dr. Th. Gabler, Wiesbaden. 391-433.
- FAT (Eidgenössische Forschungsanstalt für Agrarwirtschaft und Landtechnik Agroscope FAT), 2003. Der agrarstrukturelle Wandel in der Schweiz. FAT-Bericht 602/2003, Tänikon.
- Mann S., 2003. Theorie und Empirie agrarstrukturellen Wandels? *Agrarwirtschaft* 52, (3), 140-148.
- SBV, 2002a. Die Landwirtschaft am Wendepunkt? Situationsbericht 2002. Schweizerischer Bauernverband, Brugg.
- SBV, 2002b. Resolution der Delegiertenversammlung des Schweizerischen Bauernverbandes vom 12. November 2002. Der SBV fordert die sofortige Realisierung eines griffigen Sozialplanes. Zugang: <http://www.bauernverband.ch/de/medien/presse/2002/november/12c-11.htm> [6.1.2005]
- Simonis U. E., 2000. Paul Streeten (*1917) Entwicklung im sozialen, politischen und kulturellen Kontext. E+Z - Entwicklung und Zusammenarbeit, 204 - 207.
- Sutter M., 2003. Landwirtschaftlicher Strukturwandel unter soziologischen Aspekten am Beispiel des Kantons Obwalden, Diplomarbeit IAW, ETH-Zürich.

RÉSUMÉ

Causes du changement des structures agricoles

Des méthodes statistiques d'analyse multivariée ont été utilisées afin de rechercher les facteurs décisifs du changement des structures dans l'agriculture suisse. A cet effet, le développement relatif des exploitations agricoles (a), des exploitations agricoles à titre principal (b), des exploitations agricoles combinant les revenus (c) et des employés à temps partiel dans l'agriculture (d) a été analysé pour la période de 1985 à 2000 dans les districts suisses. 32 variables socio-économiques et agricoles ont été combinées en neuf facteurs éventuellement décisifs par une analyse factorielle. Les analyses statistiques ont permis d'attribuer le développement des exploitations agricoles combinant les revenus surtout aux deux facteurs agricoles «structure de l'exploitation» et «surface de l'exploitation». Ainsi, le développement se déroule principalement en dépendance du sentier. Les structures ont évolué très différemment d'un district à l'autre. L'évolution semblable dans le sud de la Suisse et dans les agglomérations est frappante. Les instruments de la politique agricole, qui sont ajustés essentiellement selon l'altitude (zone cadastrale) des exploitations, ne sont plus suffisants. Il faut exiger que les instruments de la politique agricole soient davantage orientés vers les problèmes structureaux des différentes régions.

SUMMARY

Causes for the change of agricultural structures

Multivariate statistical methods were used to investigate the decisive factors responsible for the change of agricultural structures in Switzerland. For this purpose, the relative development of (a) all farms, (b) full-time farms, (c) part-time farms and (d) part-time workers in agriculture in the period from 1985 to 2000 was examined. 32 socio-economic and agricultural variables were combined to nine potentially decisive factors by factor analysis. The statistical analysis could explain the development of the part-time farms mainly by the two agricultural factors «structure of farms» and «area of farms». Therefore, the structural change in agriculture proceeds largely path-dependent. The change of agricultural structures is very different from district to district. Noticeable is the similar development in the south of Switzerland and in agglomerations. Instruments of the agricultural policy, which are mainly based on the altitude of the farms, are no longer sufficient. According to the results of the analysis of the structural change, the instruments of agricultural policy should be stronger adjusted to the different structural problems of the regions.

Key words: Swiss agriculture, structural change, path-dependence, multiple regression, canonical correlation