

ZUR DYNAMIK UNTERSCHIEDLICHER INSTITUTIONALISIERUNGSFORMEN LANDWIRTSCHAFTLICHER ARBEIT – EINE EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG SCHWEIZER FAMILIENBETRIEBE

Daniel Hoop¹, Gabriele Mack, Stefan Mann und Dierk Schmid

Zusammenfassung

Die Entwicklung des Arbeitskräfteeinsatzes von 2000 Schweizer Buchhaltungsbetrieben wird zwischen 2004 und 2009 untersucht. Dabei wird nach dem Einsatz von Familienarbeitskräften innerhalb und außerhalb des Betriebs, Fremdarbeitskräften und Lohnarbeit von Dritten und für Dritte differenziert. Während etwas über die Hälfte der Betriebe im Betrachtungszeitraum den Arbeitseinsatz konstant lässt, ergeben sich für den Rest mittels Clusteranalyse sieben verschiedene Muster der Veränderung des Arbeitseinsatzes. In der Entwicklung des Einkommens unterscheiden sich die Cluster teilweise deutlich, in der Entwicklung der totalen Faktorproduktivität unterscheiden sie sich indes nicht signifikant.

Schlüsselwörter

Familienarbeit, Nebenerwerb, Lohnarbeit, Wachstum, Clusteranalyse, DEA

1 Einleitung

Der Vergleich unterschiedlicher Institutionalierungsformen der Arbeit ist in den vergangenen Jahrzehnten zu einem regelmäßig bearbeiteten Forschungsfeld der Agrarökonomie geworden. Besondere Aufmerksamkeit ist dabei der Dichotomie zwischen der Arbeit auf dem eigenen Betrieb und im Angestelltenverhältnis zuteil geworden (HUFFMAN, 1980; SCHMITT, 1989; PHIMISTER UND ROBERTS, 2006; MANN, 2007). Ein anderes bearbeitetes Thema war die Entscheidung, Fremdarbeitskräfte auf dem Betrieb anzustellen (VAN ZYL et al., 1987; PREIBISCH, 2007). Seltener hingegen wurden Untersuchungen zu der Dynamik des Einsatzes von Lohnunternehmern angestrengt (KRÜSKEN, 1964; FRANZ et al., 2010).

Die drei Handlungsfelder des Einsatzes von Familienarbeitskräften, von Fremdarbeitskräften und von Lohnunternehmern sind selbstverständlich in hohem Masse interdependent, worauf bereits BECKMANN (1997) hinwies. In seiner umfangreichen Arbeit beschäftigt sich BECKMANN (1997) auf der Grundlage der Transaktionskostentheorie mit den Bestimmungsgründen dieser drei Variablen auf landwirtschaftlichen Betrieben. Die vorliegende Arbeit baut hierauf auf, ist jedoch stärker deskriptiv ausgerichtet. Sie geht anhand von Buchhaltungsdaten Schweizer Landwirtschaftsbetriebe aus den Jahren 2004 und 2009 der Frage nach, welche Muster bei der Änderung des Arbeitskräfteeinsatzes über die Zeit zu beobachten sind. Wenn man gerade in Agrarsektoren mit kleinstrukturierten Familienbetrieben von der Notwendigkeit des Wachstums oder Weichens spricht (WEISS, 1999; GROIER, 2004), dann wirft dies auch die Frage auf, in welchem Zusammenhang die drei Institutionalierungsformen von Arbeit im Wachstumsprozess untereinander und mit der Größenentwicklung des Betriebs stehen. Darüber hinaus wird ein Blick auf die Einkommens- und Produktivitätsentwicklung geworfen, die mit den einzelnen Mustern einhergeht.

Zunächst werden die Möglichkeiten, den Einsatz eigener und fremder Arbeit auf dem landwirtschaftlichen Betrieb zu steuern, noch etwas ausführlicher beschrieben. Danach wird in Abschnitt 3 die methodische Vorgehensweise dargelegt und begründet. Die Darstellung der Ergebnisse wird in Abschnitt 4 vorgenommen, bevor Abschnitt 5 die Schlussfolgerungen ins-

¹ Agroscope Reckenholz-Tänikon, Tänikon 1, 8356 Ettenhausen, Schweiz, daniel.hoop@agroscope.admin.ch

besondere in Hinblick darauf zieht, welche theoretischen Implikationen sich aus den beobachteten Mustern ergeben.

2 Operationalisierung von Familien-, Fremd- und Lohnarbeit

Der Begriff Familienarbeit leitet sich direkt vom landwirtschaftlichen Familienbetrieb ab und beinhaltet alle leitenden und ausführenden Tätigkeiten von allen zur Betriebsleiterfamilie gehörenden Personen (BetriebsleiterIn, PartnerIn, mitarbeitende Familienangehörige). Familienarbeit gilt aus mehreren Gründen als besonders günstig. Zum einen weil Familienangehörige selbst am erwirtschafteten Gewinn interessiert sind und keine Überwachungskosten anfallen (HAYAMI, 2010). Zum anderen weil Familienangehörige zeitlich flexibel einsetzbar sind und nur geringe Koordinations- und Anpassungskosten wegen ihrer räumlichen und familiären Nähe verursachen (BECKMANN, 1997). Insbesondere in der Unternehmensführung und im Bereich Tierhaltung, in der leitende und ausführende Tätigkeiten schwer voneinander trennbar sind, hat Familienarbeit gegenüber Fremd- oder Lohnarbeit nach BECKMANN (1997) deutliche Transaktionskostenvorteile.

Dennoch wird Familienarbeit auch in der Schweiz zunehmend auch außerhalb des landwirtschaftlichen Betriebs eingesetzt (LIPS UND SCHMID, 2012). Dies geschieht sowohl, weil Familienangehörige teilweise eine Präferenz oder eine bessere Qualifikation für nichtlandwirtschaftliche Arbeit haben, als auch, weil abnehmende Grenznutzen des Arbeitseinsatzes auf dem eigenen Betrieb die Arbeit außerhalb ertragreicher machen (SCHMITT, 1989).

Die Arbeitsleistungen der auf Familienbetrieben angestellten oder entlohten Arbeitskräfte (ständig oder nicht-ständigen), die in der Regel nicht zur Familie gehören, werden als Fremdarbeit bezeichnet. Fremdarbeit verursacht Überwachungs- und Einweisungskosten, welche sich nach BECKMANN (1997) nachteilig auf die Produktivität auswirkt (EASTWOOD, 2010). Fremdarbeit ist darüber hinaus mit einem finanziellen Risiko verbunden, da diese kurzfristig gesehen ein Fixkostenfaktor darstellt. Es ist deshalb zu erwarten, dass Familienarbeit gegenüber Fremdarbeit bevorzugt wird und Fremdarbeitskräfte nur dann eingesetzt werden, wenn auch genügend Arbeit vorhanden ist, mit der diese ausgelastet werden können, oder wenn die Familienarbeitskräfte aufgrund ihrer guten Ausbildung deutlich höhere Opportunitätskosten haben als Fremdarbeitskräfte. Fremdarbeit eignet sich nach BECKMANN (1997) besonders für das Verrichten einfacher Maschinenarbeiten, für unkomplizierte manuelle Arbeiten in der Tierhaltung sowie für einfache manuelle Arbeiten in der Pflanzenproduktion.

Als Lohnarbeit werden vom Betrieb an Dritte ausgelagerte Arbeiten bezeichnet, welche üblicherweise auf flächenbezogener, oder stündlicher Basis verrechnet werden. Als Lohnarbeit eignen sich Tätigkeiten, die nur gelegentlich anfallen, hinsichtlich ihrer Leistung relativ einfach ex-post gemessen werden können und die ein hohes spezifisches Humankapital verlangen (z. B. spezielle Maschinenarbeiten mit hoher Wartungs- und Beschädigungsempfindlichkeit; BECKMANN, 1997). Für Landwirte hat Lohnarbeit dabei zwei mögliche Ausprägungen: Einerseits kann für die Arbeiten auf dem eigenen Betrieb externe Lohnarbeit herangezogen werden; andererseits kann eigene verfügbare Arbeit für Arbeiten auf anderen Betrieben verwendet werden.

Grundsätzlich gilt bei konstanter Produktivität, dass eine dynamische Betriebsentwicklung eine dynamische Entwicklung des Arbeitseinsatzes bedingt, d.h. eine Veränderung der Betriebsgröße zieht auch eine Veränderung des Arbeitseinsatzes nach sich. Die theoretische Möglichkeit, das proportionale Verhältnis zwischen den Arbeitsarten konstant zu lassen, ist bei Prozessen des Wachstums und Schrumpfens jedoch nicht immer realistisch. Gründe für eine Veränderung der Komposition der Arbeitsarten bei betrieblichem Wachstum können etwa sein, dass die Größe des Pools an Familienarbeitskräften bereits ausgeschöpft ist oder dass die kritische Schwelle zur Anstellung einer (zusätzlichen) Fremdarbeitskraft nicht erreicht wird. Auf der Grundlage der unterschiedlichen Flexibilität ist naheliegend, dass die Variation im

Arbeitszeitbedarf besonders günstig über Lohnarbeit von anderen und für andere Betriebe gesteuert werden kann, sofern das Angebot, bzw. die Nachfrage hierfür besteht. Diese Vermutung bedarf jedoch einer empirischen Verifikation, die im Folgenden vorgenommen werden soll.

3 Empirische Methoden

Mittels einer Clusteranalyse werden Schweizer Buchhaltungsbetriebe, deren Familien-, Lohn- und Fremdarbeitseinsatz sich über die Jahre 2004 bis 2009 nach gleichem Muster veränderte, in Gruppen zusammengefasst. Die in dieser Studie angewandte Clusteranalyse orientiert sich an HALKIDI et al. (2001), welche die vier Prozesse Datenaufbereitung, Wahl des Clusteralgorithmus, Clustervalidierung und Interpretation der Ergebnisse als notwendig erachten. Der Clusterinterpretation wird dabei besondere Aufmerksamkeit gewidmet. Sie erfolgte anhand

- struktureller Merkmale im Jahr 2004
- der Arbeitskräfteveränderungen (Clustervariablen)
- der Veränderungen des standardisiert berechnetem Arbeitszeitbedarfs auf dem Betrieb
- der Einkommensveränderung bzw. der Veränderung des Arbeitsverdienstes
- der Veränderung der totalen Faktorproduktivität, geschätzt durch den Malmquist-Index auf Grundlage einer input-orientierten Data Envelopment Analysis (DEA).

3.1 Datenaufbereitung

Arbeitsorganisatorische Veränderungen in Schweizer Familienbetrieben werden mit einer Stichprobe² von 2003 Buchhaltungsbetrieben untersucht, welche über 5 Jahre ihre Daten der „Zentralen Auswertung von Buchhaltungsdaten“³ zur Verfügung stellten (balanciertes Panel). Die Abschlüsse liefern detaillierte Angaben über die inner- und außerbetrieblich eingesetzten Arbeitskräfte sowie über an Dritte ausgelagerte Arbeiten. Im Einzelnen sind die Zahl der auf dem Betrieb tätigen Familienarbeitskräfte, die Fremdarbeitskräfte sowie die im Nebenerwerb tätigen familieneigenen Arbeitskräfte in Jahresarbeitseinheiten⁴ auf der Basis von Selbstauskünften verfügbar. Darüber hinaus sind die betrieblichen Ausgaben für den Arbeits- und Maschineneinsatz durch Dritte sowie die Einnahmen für den Arbeits- und Maschineneinsatz auf Nachbarbetrieben verfügbar. Diese fünf Buchhaltungskennzahlen bildeten die Datenbasis für das Clusterverfahren. Deren absolute Veränderungen von 2004 bis 2009 wurden als clusterbildende Variablen verwendet, wobei die monetär erfassten Kennzahlen mit Preis-Indices des Schweizerischen Bundesamtes für Statistik über den Zeitraum deflationiert wurden. Aus Gründen der Dateninkommensurabilität (Variablen besitzen unterschiedliche Masseinheiten oder ein gemischtes Messniveau) wurden die Daten mittels z-Transformation standardisiert, sodass die Standardabweichung jeder Variable 1 ist.

Zur Errechnung der Arbeitszeitbedarfsveränderung, der Einkommensveränderung und der Produktivitätsveränderung wurden weitere Buchhaltungskennzahlen der Zentralen Auswertung herangezogen. Für Produktivitätsschätzungen wurden monetäre Kennzahlen deflationiert. Die Deflationierung der Daten erfolgte mit Preis-Indices des Schweizerischen Bundesamtes für Statistik auf möglichst tiefer Aggregationsebene (z.B. Brotgetreide, Milch, Treibstoffe, Mineraldünger).

² Die Stichprobe erhebt keinen Anspruch auf Repräsentativität.

³ Institution zur Zusammenfassung und Auswertung von Daten aus landwirtschaftlichen Buchhaltungen und Zusatzerhebungen verschiedener Datenverarbeiter für die Forschung, Ausbildung, die Beratung, die Ermittlung der wirtschaftlichen Lage der Landwirtschaft, die agrarpolitische Entscheidungsfindung und Evaluation sowie das landwirtschaftliche Schätzwesen inklusive steuerliche Bewertung.

⁴ Familien- und Fremdarbeitskräfte sind in der Regel in Arbeitstagen erfasst, wobei eine Jahresarbeitseinheit (JAE) einer voll leistungsfähigen Person entspricht, welche mindestens 280 Arbeitstage pro Jahr auf dem Betrieb arbeitet. Pro Person kann maximal eine Jahresarbeitseinheit angerechnet werden. Teilzeitlich Beschäftigte werden auf der Basis von 280 Normalarbeitstagen anteilmäßig umgerechnet.

3.2 Clusteralgorithmus und -validierung

Für die Studie wurde als Algorithmus das partitionierende k-Means-Verfahren gewählt, da es durch seine Optimalitätskriterien homogene Cluster erzeugt. Nachteil des Verfahrens ist, dass es keine Aussagen über die bestmögliche Anzahl Cluster zulässt (BACHER et al., 2010). In einem ersten Schritt wurden 29 Clusterlösungen mit 2 bis 30 Clustern erzeugt. Daraus wurde die Clusterlösung mit grösstmöglicher Homogenität innerhalb und Heterogenität zwischen den Clustern, sowie Datenzuweisungsgüte und Reproduzierbarkeit ausgewählt. Das Verhältnis von Homogenität zu Heterogenität einer Clusterlösung misst zum einen der Average Silhouette Width-Index, zum anderen der Calinski-Harabasz-Index (ROUSSEEUW, 1987; CALINSKI UND HARABASZ, 1974). Der normalisierte Hubert-Korrelationskoeffizient prüft die Datenzuweisungsgüte, indem er die Korrelation zwischen der Clusterzuweisung und der ursprünglichen Distanzmatrix misst (HALKIDI et al., 2001: 126ff). Je grösser der Korrelationskoeffizient, desto besser die Clusterlösung. Die Reproduzierbarkeit einer Clusterlösung wird mit Hilfe eines Bootstrapping-Verfahrens überprüft, das den gesamten Datensatz geringfügig verändert, erneut clustert und die Überschneidung zwischen der ursprünglichen Clusterlösung und der Bootstrap-Clusterlösung mit Hilfe des Jaccard-Koeffizienten berechnet (HENNIG, 2007). Als letztes Kriterium wurde die Anzahl Betriebe je Cluster berücksichtigt. Cluster mit weniger als 10 Betrieben wurden ausgeschlossen. Im Anschluss daran folgte die inhaltliche Überprüfung, ob die Cluster einen Sinn ergeben, plausibel sind und sich für möglichst viele ein Name ableiten lässt (BACHER et al., 2010).

Für die Clusteranalyse wurde die „kmeans“ Funktion im R-Basispaket genutzt (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011). Die Startzentren wurden zufällig bei jeweils 10000 Wiederholungen gesetzt, um das Auffinden einer global optimalen Clusterlösung zu gewährleisten. Die Clustervalidierung erfolgte mit den Funktionen „cluster.stats“ und „clusterboot“ aus dem fpc-Paket in R (HENNIG, 2010).

3.3 Inhaltliche Interpretation der Clusterlösung: Wachstum, Produktivitäts- und Einkommensentwicklung

Da die Studie auf den landwirtschaftlichen Arbeitseinsatz fokussiert ist, bezieht sich die Quantifizierung des Betriebsgrößenwachstums auf den betrieblichen Arbeitszeitbedarf. Dieser wurde mithilfe der zur Verfügung stehenden Buchhaltungszahlen unter Einbezug aller landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren, für dessen Bewirtschaftung Arbeit anfällt, errechnet. Verschiedene Produktionsfaktoren (z.B. ha Weizen, GVE Milchkühe) wurden mit spezifischen Normwerten gewichtet und zum gesamtbetrieblichen Arbeitsumfang aufsummiert.

Die Veränderung der totalen Faktorproduktivität zwischen 2004 (t) und 2009 (t+5) eines Betriebs wurde mithilfe des von MALMQUIST (1953) entwickelten und von FÄRE et al. (1992) ausgebauten input-orientierten Malmquist-Index berechnet:

$$M = \sqrt{\frac{d_{CRS}^t(x^{t+5}, y^{t+5})}{d_{CRS}^t(x^t, y^t)} \times \frac{d_{CRS}^{t+5}(x^{t+5}, y^{t+5})}{d_{CRS}^{t+5}(x^t, y^t)}} \quad (1)$$

wobei

im Folgenden der Zeitpunkt „t“ als aktuell und „t+5“ als zukünftig bezeichnet wird

$d_{CRS}^t(x^t, y^t)$ DF⁵ mit aktuellem Input-Output-Set x^t, y^t relativ zur aktuellen Technologie T^t

$d_{CRS}^t(x^{t+5}, y^{t+5})$ DF mit zukünftigen Input-Output-Set x^{t+5}, y^{t+5} relativ zur aktuellen Technologie T^t

$d_{CRS}^{t+5}(x^t, y^t)$ DF mit aktuellem Input-Output-Set x^t, y^t relativ zur zukünftigen Technologie T^{t+5}

$d_{CRS}^{t+5}(x^{t+5}, y^{t+5})$ DF mit zukünftigen Input-Output-Set x^{t+5}, y^{t+5} relativ zur zukünftigen Technologie T^{t+5} .

⁵ Input-Distanzfunktion, reziprok zur Effizienzdefinition von FARRELL (1957)

Die Berechnung der 4 Distanzfunktionen pro Betrieb erfolgt mittels linearer Programmierung mit dem von CHARNES, COOPER UND RHODES (1978) entwickelten (CCR-)DEA-Modell mit konstanten Skalenerträgen. Für das Beispiel $d_{CRS}^t(x^{t+5}, y^{t+5})$ sieht das Modell wie folgt aus:

$$\begin{aligned}
 & [d_{CRS}^t(x^{t+5}, y^{t+5})]^{-1} = \min_{\theta, \lambda} \theta, \\
 st \quad & -y_i^{t+5} + Y^t \lambda \geq 0, \\
 & \theta x_i^{t+5} - X^t \lambda \geq 0, \\
 & \lambda, \theta \geq 0,
 \end{aligned} \tag{2}$$

dargestellt in der sogenannten Multiplier Form, wobei

θ	Die Effizienz des untersuchten Betriebs i ,
λ	Ein 1×1 Vektor mit Konstanten,
x_i^{t+5}, y_i^{t+5}	Der zukünftige $N \times 1$ Input- sowie $M \times 1$ Output-Vektor des untersuchten Betriebs i ,
X^t, Y^t	Das aktuelle $N \times I$ Input- sowie $M \times I$ Output-Set aller Betriebe in der Technologie T^t und
I : Anzahl Betriebe,	N : Anzahl Inputs, M : Anzahl Outputs in der Technologie T^t .

Da der Malmquist-Index ursprünglich für output-orientierte Berechnungen definiert wurde, steht bei einer input-orientierten Effizienzdefinition ein $M \leq 1$ für Produktivitätsfortschritt. Für eine besseres Leseverständnis wird ein $M \leq 1$ als Produktivitätsrückschritt, $M = 1$ als gleichbleibende Produktivität und $M \geq 1$ als Produktivitätsfortschritt definiert.

Die Erfassung der In- und Outputs orientiert sich an JAN et al. (2012), die eine an Schweizer Betriebsverhältnisse angepasste Methode entwickelten. Gearbeitet wurde mit vier Inputkategorien (Vorleistungen [CHF], Kapitalkosten [CHF], Arbeit [JAE], landwirtschaftliche Nutzfläche [ha]), sowie zwei Outputkategorien (Output aus landwirtschaftlicher Produktion einschliesslich Direktzahlungen [CHF], Output aus paralandwirtschaftlicher Aktivität einschliesslich Dienstleistungen [CHF]).

Die Buchhaltungsstichprobe beinhaltet 11 verschiedene Betriebstypen, die zudem auf die Tal-, Hügel- und Bergregion verteilt sind (MOURON UND SCHMID, 2012: S.11), woraus sich 33 sogenannte Schichten ergeben⁶. Weil sich die im Rahmen einer DEA bewerteten Betriebe ähnlich sein sollten (DYSON et al. 2001), wurde der Malmquist-Index jeweils für alle in einer Schicht befindlichen Betriebe berechnet. Die Schichten wurden anschliessend wieder zur ursprünglichen Gesamtstichprobe aggregiert und die Malmquist-Indices im Hinblick auf die Clusterzugehörigkeit ausgewertet. Wenn der mittlere Malmquist-Index eines Clusters hoch ist, bedeutet dies folglich, dass die Clustermitglieder nur relativ zu ihren jeweiligen Schichten produktiver geworden sind, jedoch nicht zwingend, dass Sie im Vergleich zur gesamten Stichprobe produktiver geworden sind, da nur Produktivitätsvergleiche innerhalb derselben Produktionstechnologie, folglich in der gleichen Schicht zulässig sind.

Der deterministische DEA-Ansatz hat den Nachteil, dass Ausreißer die Effizienz anderer Betriebe mitbeeinflussen. Aus diesem Grund wurde zusätzlich zum Malmquist-Index für alle Betriebe mittels Bootstrapping 95-prozentige Konfidenzintervalle berechnet (SIMAR UND WILSON, 1999; HALL, 1992), mit denen wiederum nach LATRUFFE et al. (2012: S. 271) durch geometrische Mittelwertbildung Konfidenzintervalle für die Cluster geschätzt wurden. Der Malmquist-Index und die Konfidenzintervalle (bei 2000 Wiederholungen) wurden mit den Funktionen „malmquist.components“ und „malmquist“, im FEAR Package in R berechnet (WILSON, 2008).

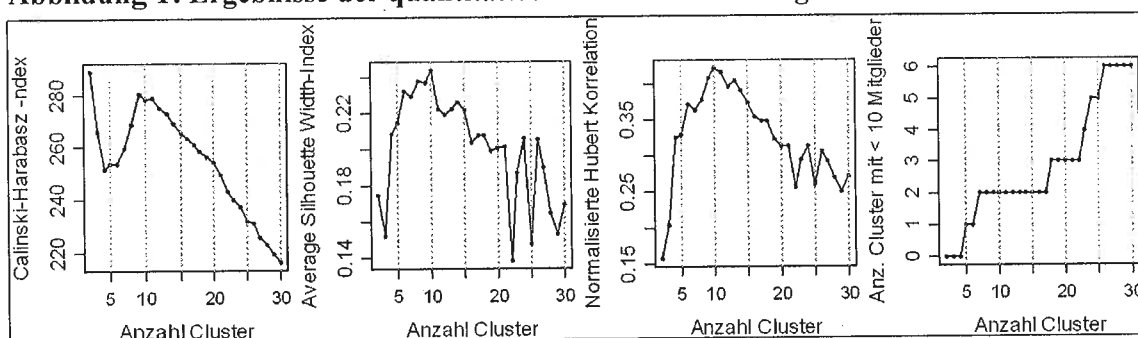
⁶ Von diesen 33 Schichten verfügten nur 17 über genügend Beobachtungen, um eine DEA durchzuführen. Dabei gilt: Mindestanzahl Beobachtungen $\geq 2 \times$ Anz. Inputs \times Anz. Outputs (nach DYSON et al., 2001). Von der Analyse ausgeschlossen wurden auch alle Betriebe, deren Umsatz durch den Verkauf von Holzprodukten mehr als 3% des gesamten Umsatzes ausmachte, da in der DEA als Input nur die landwirtschaftliche Nutzfläche, nicht aber die Waldfläche erfasst wird. Von den ursprünglich 2003 Betrieben des Datensatzes wurden somit 1697 Betriebe auf die Veränderung ihrer Arbeitsproduktivität, der totalen Faktorproduktivität und des Einkommens ausgewertet.

4 Ergebnisse der Clusteranalyse

4.1 Auswahl der Clusterlösung

Abbildung 1 demonstriert die Vorgehensweise bei der Bestimmung der bestmöglichen Anzahl Cluster. Dargestellt sind der Average Silhouette Width- und der Calinski-Harabasz-Index, die Hubert Korrelation sowie die Zahl der Cluster mit weniger als 10 Mitgliedern. Bei 9-11 Clustern ergeben sowohl der Average Silhouette Width-Index als auch der Calinski-Harabasz-Index das beste Verhältnis zwischen Homogenität und Heterogenität. Im selben Bereich ist die normalisierte Hubert Korrelation maximal. Die inhaltliche Überprüfung ergab 10 Cluster, wovon zwei jedoch zu wenige Clustermitglieder besaßen und deshalb ausgeschlossen wurden. Gemäss Bootstrapping sind die Cluster 1, 2, 3 und 7 stabil, Cluster 6 relativ stabil und die Cluster 4, 5 und 8 eher instabil (Tabelle 1).

Abbildung 1: Ergebnisse der quantitativen Clustervalidierung



Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 1: Ergebnisse des Cluster-Bootstrappings

	Cluster							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Mittlere Überschneidung ¹⁾	0.80	0.90	0.77	0.68	0.65	0.74	0.82	0.54
	Anzahl Wiederholungen mit...							
Überschneidung > 75 %	79	96	67	41	22	53	73	47
Überschneidung < 50 %	0	0	2	16	13	4	2	40

¹⁾ Arithmetisches Mittel des Jaccard Koeffizienten bei 100 Wiederholungen.

Quelle: Eigene Berechnung

4.2 Clusterbeschreibung

Die acht identifizierten Cluster illustrieren die für die Schweizer Landwirtschaft typischen Muster im Bereich betrieblicher und familiärer Arbeitsorganisation (Tabelle 2).

Mehr als die Hälfte aller Betriebe gehören zu Cluster 1, der über 5 Jahre seine Familien-, Lohn- und Fremdarbeit inner- und ausserhalb des Betriebs kaum veränderte. Aufgrund seiner relativ beständigen Arbeitsorganisation wird er im Folgenden als der „Beständige“ bezeichnet.

Im zweiten Cluster schränkten die Familienarbeitskräfte ihren Nebenerwerb deutlich ein, jedoch nur zum Teil zugunsten betrieblicher Tätigkeiten. Der Cluster umfasst nur fünf Prozent der Betriebe und wird als der „Nebenerwerbsaussteiger“ bezeichnet. In diesem Cluster befinden sich im Vergleich zur Gesamtstichprobe überdurchschnittlich viele jüngere Betriebsleiter unter 35 Jahren (28 % zu 13 %). Die „Nebenerwerbsaussteiger“ zeichneten sich in 2004 durch

eine weit überdurchschnittliche familiäre Nebenerwerbstätigkeit aus, welche jedoch sowohl die des Betriebsleiters als auch die der Partnerin beinhaltet. Der Rückzug aus dem Nebenerwerb könnte somit auch auf die Partnerin zurückzuführen sein, die sich in der Betrachtungsperiode verstärkt dem Haushalt und der Familie sowie dem Betrieb widmet.

Im Gegensatz dazu zeichnet sich Cluster 3 dadurch aus, dass seine Familienarbeitskräfte verstärkt einem Nebenerwerb auf Kosten betrieblicher Tätigkeiten nachgingen. Dieser Cluster verkleinert seinen Betrieb und unterscheidet sich darin signifikant von Cluster 1 und 2. Er repräsentiert 8 Prozent aller Betriebe und wird als der „Nebenerwerbsorientierte“ bezeichnet. In der Gruppe der „Nebenerwerbsorientierten“ befinden sich deutlich mehr kleinere Betriebe mit weniger als 20 ha Betriebsfläche (72 %) als in der Gesamtstichprobe (50 %).

Der „Familienarbeitsfokussierte“ Cluster 4 beschäftigt in 2009 deutlich mehr Familienangehörige als noch in 2004 und reduziert gleichzeitig seine Personalausgaben. Da Cluster 4 keine besonderen Eigenschaften aufweist, bleibt die Ursache für die Zunahme der zusätzlichen Familienarbeitskräfte unklar.

Cluster 5, der „Fremdarbeitsfokussierte“, beschäftigt zwischen 2004 und 2009 deutlich mehr Fremdarbeitskräfte, zum einen um den überdurchschnittlich wachsenden Arbeitsumfang zu bewältigen, zum anderen um Familienarbeitskräfte zu entlasten. Die „Fremdarbeitsfokussierten“ zeichnen sich dadurch aus, dass sie bis 2004 überdurchschnittlich viele Familienarbeitskräfte beschäftigten. Sie repräsentieren insgesamt 9 Prozent aller Betriebe.

Cluster 6, der „Outsourcingfokussierte“, weist zwischen 2004 und 2009 ein überdurchschnittlich starkes Wachstum auf, für dessen Bewerkstellung vermehrt Lohnunternehmer eingesetzt werden. Der „Outsourcingfokussierte“ Cluster zeichnet sich durch einen hohen Prozentsatz (68 %) Talbetriebe und einen tiefen Anteil Bergbetriebe (6 %) aus. Bereits in 2004 ist sowohl der Tierbestand, als auch die landwirtschaftliche Nutzfläche dieser Betriebe überdurchschnittlich gross. Dies und der überdurchschnittlich hohe Anteil an Betriebsleitern, welche eine weiterführende Ausbildung nach der Berufslehre abgeschlossen haben, weist auf einen hohen Professionalisierungsgrad bzw. auf Haupterwerbsbetriebe hin. Zu Cluster 6 gehören 6 Prozent aller Betriebe.

Nur drei Prozent aller Betriebe befinden sich in Cluster 7. Diese Betriebe verrichten deutlich mehr Lohnarbeit für Dritte und erzielen dadurch Mehreinnahmen von durchschnittlich 26075 CHF. Das „Lohnarbeitsanbieter“-Cluster weist bereits im Jahr 2004 einen hohen Einsatz von Familienarbeitskräften sowie überdurchschnittliche Einnahmen durch Lohnarbeiten auf. Der paralandwirtschaftliche Betriebszweig wurde folglich nicht neu lanciert, sondern weiter ausgebaut, während der Umfang anderer Betriebszweige konstant weitergeführt wird. Ungenutzte Kapazitätsreserven werden somit - z.B. bei begrenzten Wachstumsmöglichkeiten der Betriebe – sinnvoll verwertet.

In Cluster 8 wird dagegen der paralandwirtschaftliche Betriebszweig „Lohnarbeit für Dritte“ zugunsten anderer Betriebszweige eingeschränkt. Dieses Cluster vereint somit die „Lohnarbeitsaussteiger“. In 2004 zeichnet sich der „Lohnarbeitsaussteiger“ durch vergleichsweise hohe Lohnarbeitseinnahmen, viel Fläche, hohen Fremdarbeitseinsatz und ein überdurchschnittlich hohes landwirtschaftliches Einkommen aus. Dies deutet darauf hin, dass diese Betriebe zu Beginn des Untersuchungszeitraums kurz vor einer Wachstumsentscheidung standen. Die Verwertung der vorhandenen Arbeits- und Maschinenkapazität erfolgt nun im eigenen Betrieb.

Tabelle 2: Ergebnisse der Clusteranalyse

		Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3	Cluster 4	Cluster 5	Cluster 6	Cluster 7	Cluster 8	Alle Betriebe	
		Beständige	Nebenerwerbsaussteiger	Nebenerwerbsorientierte	Familienarbeitsfokussierte	Fremdarbeitsfokussierte	Outsourcingfokussierte	Lohnarbeitsanbieter	Lohnarbeitsaussteiger	Mittelwert	Standardabw.
Anzahl Betriebe	N	1035	104	160	297	175	124	60	45	2000	2000
Verteilung	%	52%	5%	8%	15%	9%	6%	3%	2%	100%	100%
Clustervariablen (Mittlere absolute Abweichung 2004-2009)											
Familienarbeit Betrieb	JAE	-0,03	<u>0,20</u>	<u>-0,22</u>	<u>0,44</u>	<u>-0,37</u>	-0,01	-0,08	0,10	0,01	0,32
Fremdarbeit Betrieb	JAE	-0,03	-0,06	0,01	<u>-0,19</u>	<u>0,67</u>	-0,09	0,09	-0,07	0,01	0,37
Lohnarbeit durch Dritte	CHF	307	1748	491	46	810	13789	1354	816	1281	5229
Lohnarbeit für Dritte	CHF	451	735	315	569	-152	490	26075	-20417	721	7018
Nebenerwerb	JAE	-0,01	<u>-0,54</u>	<u>0,38</u>	-0,03	-0,02	0,01	0,01	0,05	-0,01	0,21
Beschreibende Variablen (Mittlere absolute Abweichung 2004-2009)											
Tierbestand	GVE SG ¹⁾	1,6 cd	3,5 bcd	1,4 d	2,6 bc	3,8 ab	7,6 a	1,9 abcd	4,5 abcd	2,5	8,6
Fläche	LN SG ¹⁾	0,3 b	1,3 ab	-0,1 b	0,8 b	1,2 ab	3,1 a	0,3 ab	1,9 ab	0,7	3,4
Arbeitsumfang ²⁾	JAE SG ¹⁾	0,05 c	0,17 bc	-0,05 d	0,11 b	0,24 ab	0,34 a	0,08 abcd	0,18 abcd	0,10	0,48
Arbeitseinsatz ³⁾	JAE SG ¹⁾	-0,06 d	0,14 bc	<u>-0,21</u> e	<u>0,25</u> a	0,31 ab	-0,06 d	-0,05 d	0,09 cd	0,02	0,42
Arbeitsbilanz ⁴⁾	JAE SG ¹⁾	-0,11 b	-0,03 bc	-0,16 b	0,14 d	0,07 cd	-0,40 a	-0,13 abc	-0,09 bc	-0,08	0,57
Strukturmerkmale (Mittelwert 2004)											
Familienarbeit Betrieb	JAE	1,28	<u>1,01</u>	1,29	1,17	<u>1,56</u>	1,26	1,40	1,28	1,28	0,37
Fremdarbeit Betrieb	JAE	0,29	0,44	0,28	0,46	0,37	0,62	0,42	0,52	0,36	0,48
Lohnarbeit durch Dritte	CHF	6857	8420	7260	7478	10511	10936	9302	14264	7875	8221
Lohnarbeit für Dritte	CHF	3653	4358	2837	3486	5185	6392	12477	35113	4876	11297
Nebenerwerb	JAE	0,17	<u>0,68</u>	0,20	0,20	0,17	<u>0,11</u>	0,17	0,16	0,20	0,26
Tierbestand	GVE	25,25	23,5	25,2	26,7	30,3	34,9	25,5	32,2	26,6	15,8
Fläche	ha	19,44	21,0	18,3	20,1	23,8	24,4	22,6	<u>25,2</u>	20,4	9,4
Offene Ackerfläche	ha	4,09	6,1	3,6	4,1	6,4	7,9	6,0	9,3	4,8	6,7

1) Signifikanzgruppe (SG): Wenn zwei Cluster in ihrer Gruppenbezeichnung nicht denselben Buchstaben aufweisen, besteht zwischen diesen Clustern laut multiplen Kruskal-Wallis-Test (CONOVER, 1999) ein signifikanter Unterschied ($P < 0,05$, P-Wert-Anpassung nach HOLM, 1979).

2) Der gesamtbetriebliche Arbeitsumfang ergibt sich durch Multiplikation aller betrieblichen Produktionsaktivitäten in 2004 und in 2009 mit ihren entsprechenden, jedoch über die Zeit konstanten Arbeitszeitbedarfskoeffizienten.

3) Arbeitseinsatz Betrieb = Familienarbeitskräfte + Fremdarbeitskräfte + Arbeitsanteil Lohnarbeit für Dritte

4) Arbeitsbilanz Betrieb = Arbeitsumfang – Arbeitseinsatz

Quelle: Eigene Berechnungen

4.3 Produktivitäts- und Einkommensvergleich

Tabelle 3 ist zu entnehmen, dass sich die Produktivität des „Familienarbeitsfokussierten“ (Cluster 4) unterdurchschnittlich und diejenige des „Outsourcingfokussierten“ (Cluster 6) überdurchschnittlich entwickelte, wobei der Unterschied zwischen den beiden Clustern auf dem 10%-Niveau signifikant ist. Die restlichen Cluster unterscheiden sich dagegen nur geringfügig vom mittleren Produktivitätszuwachs aller Betriebe.

Der „Beständige“, der „Nebenerwerbsaussteiger“, der „Fremdarbeitsfokussierte“ und der „Outsourcingfokussierte“ (Cluster 1, 2, 5 und 6) konnten ihre Produktivität signifikant verbessern ($P < 0.05$). Für den „Nebenerwerbsorientierten“, den „Familienarbeitsfokussierten“, den „Lohnarbeitsanbieter“ und den „Lohnarbeitsaussteiger“ (Cluster 3, 4, 7 und 8) ist ein Produktivitätsrückgang jedoch nicht auszuschließen.

Vergleicht man die mittleren Produktivitätssteigerungen in Tabelle 3 mit den mittleren Einkommensentwicklungen in Tabelle 4, wird deutlich, dass hohe Produktivitätssteigerungen nicht per se hohe Einkommenssteigerungen zur Folge haben. Trotz überdurchschnittlicher Produktivitätssteigerung entwickelte sich das Einkommen des „Outsourcingfokussierten“ (Cluster 6) nur durchschnittlich und nahm sogar leicht ab. Dies rührt daher, dass für den Einsatz des Lohnunternehmers zusätzliche Fremdkosten anfallen. Der „Familienarbeitsfokussierte“ (Cluster 4) konnte das landwirtschaftliche Einkommen hingegen trotz unterdurchschnittlicher Produktivitätsentwicklung überdurchschnittlich steigern, da er seinen Arbeitseinsatz auf dem Betrieb ohne zusätzliche Kosten ausbauen konnte.

Tabelle 3: Veränderung der totalen Faktorproduktivität¹⁾ von 2004 bis 2009

	90%-Konfidenzintervall				
	95% - Konfidenzintervall				
	2.5% ²⁾	5%	Mittelwert ^{2,3)}	95%	97% ²⁾
Alle Betriebe	-0.1	0.4	4	7.5	8.2
Cluster 1	0.1	0.7	4	7.3	7.9
2	0.9	1.5	5	9.2	10
3	-1	-0.4	3.3	7.1	7.9
4*	-3.6	-3	0.2	3.8	4.5
5	2	2.6	6.1	9.8	10.5
6*	4	4.6	9	12.8	13.6
7	-1.2	-0.4	5.3	9.1	10.1
8	-1	-0.3	3.5	8.3	9.2

1) Dargestellt als Prozent Abweichung von 1

2) Geometrische Cluster-Mittelwerte

3) Mittelwert aus einfacher Schätzung ohne Bootstrapping

* Signifikanter Unterschied auf 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnungen

Im Hinblick auf die Organisation des Arbeitseinsatzes ist für den landwirtschaftlichen Haushalt von zentraler Bedeutung, wie sich das Haushaltseinkommen im Verhältnis zur im Betrieb und im Nebenerwerb eingesetzten Familienarbeitskraft verändert. Signifikant positiv hebt sich der „Fremdarbeitsfokussierte“ und der „Lohnarbeitsanbieter“ (Cluster 5 und 7) von dem „Beständigen“, dem „Nebenerwerbsorientierten“ und dem „Familienarbeitsfokussierten“ (Cluster 1, 3 und 4) ab. Dabei profitierte der „Lohnarbeitsanbieter“ vor allem von Umsatzsteigerungen in einem – im Vergleich zum Agrarmarkt – relativ preisstabilen Lohnunternehmermarkt.

Tabelle 4: Durchschnittliche Entwicklung des Landwirtschaftlichen Einkommens [LE] und des Haushaltseinkommens [HE]

	Einkommen im Jahr 2004 [1000 CHF]				Nominale mittlere absolute Veränderung 2004-2009 [1000 CHF]							
	LE	HE	LE je FaAK ¹⁾	HE je FaAK ²⁾	LE	SG ³⁾	HE	SG	LE je FaAK ¹⁾	SG	HE je FaAK ²⁾	SG
Alle Betriebe	67.2	86.2	55.4	61.9	-2.9		1.9		-3.9		1.0	
Cluster 1	66.0	84.0	53.3	60.7	-3.4	ab	-0.2	bc	-2.2	ab	1.0	b
2	62.1	94.1	62.2	58.4	3.6	a	-7.8	c	-9.9	c	12.8	ab
3	58.2	81.3	50.8	58.9	-11.0	c	12.5	a	-5.6	b	-0.9	b
4	62.2	82.2	57.4	64.5	1.7	a	4.0	ab	-15.8	c	-13.2	c
5	73.8	93.0	50.2	57.9	-10.2	bc	-4.8	bc	3.6	ab	11.7	a
6	87.9	98.9	70.7	73.7	-1.9	ab	6.3	abc	-0.1	ab	5.7	ab
7	72.2	87.7	54.8	60.3	13.5	a	20.4	a	13.5	a	16.5	a
8	81.9	98.1	67.9	72.8	-3.5	abc	7.0	abc	-8.8	bc	-3.3	abc

¹⁾ FaAK: Familienarbeitskräfte Betrieb

²⁾ FaAK: Familienarbeitskräfte Betrieb und im Nebenerwerb

³⁾ Signifikanzgruppe (SG): Wenn zwei Cluster in ihrer Gruppenbezeichnung nicht denselben Buchstaben aufweisen, besteht zwischen diesen Clustern laut multiplem Kruskal-Wallis-Test (CONOVER, 1999) ein signifikanter Unterschied ($P < 0.05$, P-Wert-Anpassung nach HOLM, 1979).

Quelle: Eigene Berechnungen

5 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Arbeit beschäftigte sich mit der Frage, ob empirisch beobachtete Veränderungen des Arbeitskräfteeinsatzes in typischen Mustern zusammengefasst werden können, und, ob sich diese Muster unterschiedlich auf die Entwicklung des Einkommens und der totalen Faktorproduktivität auswirken. Knapp über die Hälfte der untersuchten Stichprobe – der Cluster der Beständigen – verharrte zwischen 2004 und 2009 bei konstanten Inputs und erzielte damit nicht einmal das schlechteste Betriebsergebnis. Weitere acht Prozent der Betriebe – die Nebenerwerbsorientierten – entschieden sich für einen betrieblichen Schrumpfungsprozess zugunsten eines stärkeren außerbetrieblichen Engagements.

Die wachsenden 40 Prozent der landwirtschaftlichen Betriebe im betrachteten Sample sind in ihrer Heterogenität ebenfalls sehr interessant. Die sechs unterschiedlichen Muster deuten darauf hin, dass einfache Kategorisierungen der drei Arbeitsarten Familien- und Fremdarbeitskräfte sowie Lohnarbeit offensichtlich zu kurz greifen und differenzierte Theorien zu ihrem Einsatz zu entwickeln sind. Dies gilt beispielsweise für das Phänomen, dass ein Cluster die Arbeit auf dem eigenen Betrieb gegen Lohnarbeit auf Nachbarbetrieben substituiert, während ein ähnlich großer Cluster sich für den umgekehrten Substitutionsprozess entschieden hat. Dass diese beiden Cluster (7 und 8) von vornherein hohe Ausgaben für Lohnarbeiten für Dritte aufweisen, deutet auf eine hohe Bedeutung des Konzeptes der Pfadabhängigkeiten in einem solchen theoretischen Ansatz hin. Und dass die beiden Cluster im Rahmen des Wachstumsprozesses quasi ihre Plätze auf der Einkommens-Rangliste vertauschen, indiziert, dass hier ökonomische Erklärungsansätze allein zu kurz greifen und soziale Gegebenheiten ebenfalls eine wichtige Rolle spielen werden.

Bemerkenswert ist überdies die Erkenntnis, dass sich die verschiedenen Muster zur Reorganisation des Arbeitseinsatzes nicht nachweislich auf die totale Faktorproduktivität der Betriebe auswirken. So scheinen Cluster, deren mittlere Arbeitsproduktivität sich unterdurchschnittlich entwickelt, dies durch den Einsatz anderer Produktionsfaktoren zumindest teilweise wettmachen zu können.

Da auch Prognosen für den Agrarsektor zunehmend auf der Simulation einzelner Betriebe basieren (KLEINHANSS et al., 2002; MÖHRING et al., 2011), ist es zweckmäßig, die Existenz der unterschiedlichen Wachstumsmuster auch in die Modellierung von Wachstumsprozessen zu integrieren. Eine Herausforderung ist dabei die Verknüpfung von Strukturmerkmalen der modellierten Betriebe mit der Zuweisung bestimmter Wachstumstypen. Weitere empirische Analysen von Wachstumsprozessen in unterschiedlichen historisch-sozioökonomischen Kontexten werden dazu beitragen, diese Herausforderung möglichst realitätsnah zu bewältigen.

Literatur

- BACHER, J., A. PÖGE und K. WENZIG (2010): Clusteranalyse – Anwendungsorientierte Einführung in Klassifikationsverfahren, 3. Auflage. München: Oldenbourg
- BECKMANN, V. (1997): Transaktionskosten und institutionelle Wahl in der Landwirtschaft : zwischen Markt, Hierarchie und Kooperation. Berlin: Edition Sigma
- CALINSKI, T. und J. HARABASZ (1974): A dendrite method for cluster analysis. In: Communications in Statistics, 3 (1), 1-27
- CHARNES, A., W.W. COOPER und E., RHODES (1981): Measuring the Efficiency of Decision Making Units. European Journal of Operational Research, 2, 429-444
- CONOVER W.J. (1999): Practical Nonparametric Statistics, 3rd ed. New York: Wiley
- DYSON, R.G., R. ALLEN, A.S. CAMANHO, V.V. PODINOVSKI, C.S. SARRICO und E.A. SHALE (2001): Pitfalls and protocols in DEA. European Journal of Operational Research 132 (2), 245-259
- FÄRE, R., S. GROSSKOPF, B. LINDGREN und P. ROOS (1992): Productivity change in Swedish pharmacies 1980-1989: a non-parametric approach, Journal of Productivity Analysis 3(1-2), 85-101.
- FARRELL M.J. (1957): The measurement of productive efficiency, Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Part 3), 253-290.
- FRANZ, A., C. SCHAPER, A. SPILLER und L. THEUVSEN (2010): Geschäftsbeziehungen zwischen Landwirten und Lohnunternehmen: Ergebnisse einer empirischen Analyse. Yearbook of Socioeconomics in Agriculture 2010, 195-230
- GROIER, M. (2004): Wachsen und Weichen – Rahmenbedingungen, Motivationen und Konsequenzen von Betriebsaufgaben in der österreichischen Landwirtschaft. Wien: Bundesanstalt für Bergbauernfragen
- HALL, P. (1992): The Bootstrap and Edgeworth Expansion, New York: Springer-Verlag
- HALKIDI, M., Y. BATASTAKIS und M. VAZIRGIANNIS, M. (2001): On Clustering Validation Techniques. In: Journal of Intelligent Information Systems 17(2/3), 107-145
- HAYAMI, Y. (2010): Plantations Agriculture. In: Pingali, P., Evenson, R. E. (Eds.): Handbook of Agricultural Economics, Elsevier, Volume 4, Chapter 64, Pages 3305-3322
- HENNIG, C. (2007): Cluster-wise assessment of cluster stability. Computational Statistics & Data Analysis 52, 258-271
- HENNIG, C. (2010): fpc: Flexible procedures for clustering. R package version 2.0-3. <http://CRAN.R-project.org/package=fpc>
- HOLM, S. (1979): A simple sequentially rejective multiple test procedure. Scandinavian Journal of Statistics 6, 65-70.
- HUFFMAN, W.E., (1980): Farm and off-farm work decisions: The role of human capital. The Review of Economics and Statistics 62(1), 14-23
- JAN, P., M. LIPS und M. DUMONDEL (2012): Total factor productivity change of Swiss dairy farms in the mountain region in the period 1999 to 2008. Review of Agricultural and Environmental Studies, 93 (3), 273-298
- KLEINHANSS, W., D. MANEGOLD, F. OFFERMANN und B. OSTERBURG (2002): Szenarien zur Entkopplung produktionsgebundener Prämien - Partielle UMidmung von Rinder- und Milchprämien in Grünlandprämien. Braunschweig: FAL
- KRÜSKEN, E. (1964): Entwicklung und Wirtschaftlichkeit des Einsatzes von Landmaschinen durch Lohnunternehmer in Nordrhein. Bonn: Universität Bonn
- LATRUFFE, L., J. FOGARASI und Y. DESJEUX (2012): Efficiency, productivity and technology comparison for farms in Central and Western Europe: The case of field crop and dairy farming in Hungary and France. Economic Systems 36, 264-278
- LIPS, M. und D. SCHMID (2012): Arbeiten ausserhalb gewinnen an Bedeutung. Die grüne 9/2012, 22-23
- MALMQUIST, S. (1953): Index numbers and indifference curves. Trabajos de Estatistica 4:209-242

- MANN, S. (2007): Zur Produktivität der Nebenerwerbslandwirtschaft in der Schweiz. *Agrarforschung* 14 (8), 344-349.
- MÖHRING, A., G. MACK, A. ZIMMERMANN, M.P. GENNAIO, S. MANN und A. FERJANI (2011): Modellierung von Hofübernahme- und Hofaufgabeentscheidungen in agentenbasierten Modellen. *Yearbook of Socioeconomics in Agriculture* 2011, 163-188
- MOURON P. und D. SCHMID (2012): Grundlagenbericht 2011, Agroscope, Ettenhausen.
- PHIMISTER, E. und D. ROBERTS (2006): The Effect of Off-farm Work on the Intensity of Agricultural Production. *Environmental and Resource Economics* 34 (4), 493-515
- PREIBISCH, K.L. (2007): Local Produce, Foreign Labor: Labor Mobility Programs and Global Trade Competitiveness in Canada. *Sociologia Ruralis* 72 (3), 418-449
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2011): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.
- ROUSSEEUW, P.J. (1986): Silhouettes: a graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics* 20, 53-65
- SCHMITT, G. (1989): Simon Kuznet's sectoral shares in labor force: A different explanation of his (I+S)/A ratio. *The American Economic Review* 79, 1262-1276
- SIMAR, L. und WILSON (1999): Estimating and bootstrapping Malmquist-Indices. *European Journal of Operational Research* 115, 459-471.
- SPEARMAN, C. (1904): "The proof and measurement of association between two things". *Amer. J. Psychol.* 15: 72-101.
- VAN ZYL, J., N. VINK und T.I. FÉNYES (1987): Labour-related structural trends in South African maize production. *Agricultural Economics* 1 (3), 241-258.
- WEISS, C. R. (1999): Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria, *American Journal of Agricultural Economics*, 81, pp. 103-116.
- WILSON, P. (2008): FEAR: a software package for frontier efficiency analysis with R. *Socio-Economic Planning Sciences* 42, 247-254.