AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

SCHRIFTEN DER GESELLSCHAFT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTEN DES LANDBAUES E.V.

Lee, M.: Die Erwerbskombination und der landwirtschaftliche Einsatz der Familienarbeitskräfte. In: Kirschke, D.; Odening, M.; Schade, G.: Agrarstrukturentwicklungen und Agrarpolitik. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 32, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1996), S.373-381.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 32, 1996, S. 373- 381

DIE ERWERBSKOMBINATION UND DER LANDWIRTSCHAFTLICHE EINSATZ DER FAMILIENARBEITSKRÄFTE

von

M. LEE*

1 Zielsetzung

Die Erwerbskombination landwirtschaftlicher Haushalte ist eine wichtige Form der Anpassung an Veränderungen der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen. Bisherige Untersuchungen, die das ursprünglich in der Arbeitsökonomik entwickelte Zeitallokationsmodell anwenden, haben hauptsächlich dazu beigetragen, die Determinanten des außerlandwirtschaftlichen Arbeitsangebotes durch landwirtschaftliche Haushalte zu bestimmen.

Im Vergleich dazu wurde der betriebliche Arbeitseinsatz des Haushaltes bisher nur wenig analysiert. Der Hauptgrund ist darin zu sehen, daß viele Untersuchungen auf einem Modell mit 'globaler Separabilität' basieren. Hierdurch lassen sich jedoch nur der gesamte Einsatz der Familienarbeitskräfte (FAK) *und* der Lohnarbeitskräfte (LAK) bestimmen.

Das Ziel der vorliegenden Untersuchung ist es, erstens aufgrund eines alternativen Modells theoretische Hypothesen über den Zusammenhang zwischen der Erwerbskombination und dem landwirtschaftlichen Arbeitseinsatz abzuleiten, und zweitens diese Hypothesen mit Hilfe eines angemessenen ökonometrischen Modells einer empirischen Überprüfung zu unterziehen.

2 Theoretische Überlegungen: Ein Haushaltsmodell ohne globale Separabilität

Das Modell mit globaler Separabilität war der Prototyp des landwirtschaftlichen Haushaltsmodells, das vielen seit den 70er Jahren durchgeführten Untersuchungen über die Landwirtschaft in Entwicklungsländern zugrunde lag. Dieses Modell läßt sich in Anlehnung an BENJAMIN (1992) wie folgt darstellen:

(1) Maximiere $U(L, Y; J)$[1]

unter den Nebenbedingungen,

(2) $Z = L + S + V$

(3) $Y = G(p', S; F) + wV + E$

(4) $S = A + B$

(5) $V = H - B$

---

* Mst. Econ. Myungheon Lee, Georg-August-Universität Göttingen, Institut für Agrarökonomie, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

[1] U ist zweimal ableitbar und quasikonkav.

mit: L = Freizeit
Y = Haushaltseinkommen
J = Charakteristika des Haushaltes
Z = Zeitbudget des Haushaltes
A = Arbeitszeit im landwirtschaftlichen Betrieb durch Haushaltsangehörige
H = außerbetriebliche Arbeitszeit durch Haushaltsangehörige
G = restringierte Gewinnfunktion des landwirtschaftlichen Betriebes
p' = Preisvektor von Gütern und variablen Faktoren außer Arbeit
B = Arbeitszeit im landwirtschaftlichen Betrieb durch Lohnarbeiter
F = fixe Faktoren im landwirtschaftlichen Betrieb
w = Lohnsatz
E = Nicht-Erwerbseinkommen
V = in (5) definiert
S = Arbeitseinsatz im Betrieb,

wobei L, S, V und Y zu bestimmen sind.

In diesem Modell werden

(a) vollkommene Substituierbarkeit der landwirtschaftlichen und der nichtlandwirtschaftlichen Arbeit in den Nutzenfunktionen (1) und (2),

(b) vollkommene Substituierbarkeit der FAK durch LAK in den Produktionsfunktionen (3) und (4) sowie

(c) die Gleichheit des Verkaufspreises von FAK und des Zukaufspreises von LAK

unterstellt (3).

Wenn man von diesen Annahmen ausgeht, lassen sich zwar L, S und V bestimmen, nicht aber A, B und H. Es ist auch nicht zu bestimmen, ob eine Erwerbskombination *nicht* vorliegt, weil ein Gleichgewichtspunkt mit einer Erwerbskombination immer gefunden werden kann, obwohl dies nicht bedeutet, daß jeder Gleichgewichtspunkt mit einer Erwerbskombination verbunden sein muß. Es sei auch angemerkt, daß S nur eine Funktion der 'betriebsrelevanten' Variablen ist, d.h. der Güter- und Faktorpreise, des Lohnsatzes und der fixen Faktoren. Der landwirtschaftliche Betrieb ist daher, unabhängig davon, ob beim damit verbundenen Haushalt eine Erwerbskombination vorliegt oder nicht, immer als eine 'profit-maximizing'-Firma anzusehen, die von den Haushaltsvariablen nicht beeinflußt wird. Modelle mit globaler Separabilität weisen diese Eigenschaften aus.

An der globalen Separabilität ist theoretisch und empirisch Kritik geübt worden. So hat z.B. LOPEZ (1984a,b) gezeigt, daß die Separabilität verletzt wird, wenn die Annahme (a) beseitigt wird. Er hat dies auch empirisch bestätigt.

Im Vergleich dazu handelt es sich in der vorliegenden Untersuchung um eine Veränderung der Annahme (b), der vollkommenen Substituierbarkeit zwischen FAK und LAK. Die beschränkte Möglichkeit oder sogar Unmöglichkeit der Substitution von Familienarbeitskräften, besonders des Betriebsleiters, durch familienfremde Lohnarbeitskräfte ist leicht zu begründen. Dies ist einerseits auf die mit der Beschäftigung von Fremdarbeitskräfte verbundenen Transaktionskosten und andererseits, besonders wenn es sich um die Arbeitskraft der Betriebsleiter handelt, auf berufliche Qualifikationserfordernisse zurückzuführen[2].

---

[2] Vgl. dazu ausführlicher SCHMITT, SCHULZ-Greve und LEE (1995).

Aufgrund dieser Überlegung bietet sich folgendes Modell an:

Maximiere $U(L, Y; J)$

unter den Nebenbedingungen,

(6) $Z = L + A + H$

(7) $Y = G(p, A, F) + wH + E$

(8) $H \geq 0$

mit: p = Preisvektor von Gütern und variablen Faktoren einschließlich LAK
w = Lohnsatz für außerbetriebliche Arbeit durch Haushaltsangehörige

Dieses Modell unterscheidet sich von dem Modell (1) - (5) dadurch, daß die Gewinnfunktion nicht durch S, sondern durch A bestimmt wird, und daß H, anders als V, nicht negativ sein darf. Dies ermöglicht die Bestimmung sowohl von L als auch von A. Ferner läßt sich bestimmen, ob eine Erwerbskombination vorgenommen wird ($H > 0$). Falls dies der Fall ist, läßt sich zusätzlich ermitteln, wieviele FAK außerbetrieblich eingesetzt werden.

Wie die Anwendung der KUHN-TUCKER-Bedingungen zeigt, herrscht in diesem Modell Separabilität nur, wenn $H > 0$. Dann wird der Familienarbeitseinsatz im Betrieb nach der Gleichung

(9) $w = \partial G(p, A; F)/\partial A$

bestimmt. Die landwirtschaftliche Arbeitsnachfragefunktion lautet daher:

(10) $A = A^*(w, p, F)$.

Dies zeigt, daß der exogene außerlandwirtschaftliche Lohnsatz als eine Determinante für den betrieblichen Arbeitseinsatz angesehen werden muß.

Wenn die Bedingung (8) aber bindend wird, wird A nach der Gleichung

(11) $U_1(Z - A, G(p, A; F) + E; J)/U_2(Z - A, G(p, A; F) + E; J) = \partial G(p, A; F)/\partial A$

bestimmt. Die landwirtschaftliche Arbeitsnachfragefunktion lautet in diesem Fall:

(12) $A = Ao\ (p, F, Z, E, J)$.

Dies bedeutet, daß die Separabilität nicht mehr gilt.

Der Schattenpreis der Familienarbeit w^* wird daher wie folgt endogen bestimmt:

(13) $w^* \equiv U_1(Z - Ao, G(p, Ao; F) + E; J)/U_2(Z - Ao, G(p, Ao; F) + E; J)$

$= w^*\ (p, F, Z, E, J)$.

Deswegen läßt sich (11) wie folgt umschreiben.

(14) $w^*(p, F, Z, E, J) = \partial G(p, A; F)/\partial A$

Beim Vergleich von (10) mit (12) läßt sich bezüglich des Zusammenhangs zwischen der Erwerbskombination und dem betrieblichen Einsatz der FAK die Hypothese ableiten, *daß bei der Erwerbskombination der Familienarbeitseinsatz im Betrieb nur durch 'betriebsrelevante'*

Variable wie Güter- und Faktorpreise, einschließlich des Lohnsatzes der Familienarbeit, und Mengen der fixen Faktoren bestimmt wird, während er bei einem Haushalt ohne Erwerbskombination sowohl durch Güter- und Faktorpreise als auch durch die 'haushaltsrelevanten' Variablen Z, E und J bestimmt wird. Diese Hypothese ist ökonometrisch leicht zu testen, denn es handelt sich um Ausschließungen und Einbeziehungen von bestimmten Variablen bei Arbeitsangebotsfunktionen.

3 Ökonometrisches Modell und Datengrundlage

3.1 Ökonometrisches Modell: Ein 'sample separation'-Modell

Da entweder der exogen gegebene Lohnsatz oder der endogen bestimmte Schattenpreis der Familienarbeit als ein die betriebliche Ressourcenallokation mitbestimmender Preis fungiert, je nachdem, welcher höher ist, bietet sich zur empirischen Überprüfung der oben theoretisch abgeleiteten Aussagen ein 'sample separation'-Modell an, das im folgenden erläutert wird.

(15) $I = \delta\,(HK, AM, p, F, Z, E, J) - \varepsilon 1$: Partizipationsfunktion
wenn $I \geq 0$, d.h. bei Erwerbskombination

(16a) $w = \alpha_m\,(HK, AM) + \varepsilon 2$: Lohnsatzfunktion bei Erwerbskombination

(16b) $A = \beta_m\,(w, p, F) + \varepsilon 3$: Betriebliche Arbeitsnachfragefunktion
wenn $I < 0$, d. h. bei Nicht-Erwerbskombination

(17) $A = \beta_0\,(p, F, Z, E, J) + \varepsilon 5$: Betriebliche Arbeitsnachfragefunktion

mit: HK = Humankapital
AM = Variablen, die die Lage des Arbeitsmarktes charakterisieren

Es wird angenommen, daß die Störvariablen eine multivariate Normalverteilung mit dem Erwartungswertsvektor 0 und der Kovarianzmatrix Σ haben.

LEE, MADDALA, und TROST (1980) haben ein konsistentes, zweistufiges Schätzverfahren für ein simultanes Gleichungssystem mit 'sample separation' vorgeschlagen, wonach die Schätzung von (15) bis (17) wie folgt verläuft:

(a) δ wird mit Probit-Modell geschätzt.

(b) Für die Beobachtungen mit Erwerbskombination wird die Lohnsatzfunktion
$w = \alpha_m\,(HK, AM) - \sigma_{12}\,\phi/\Phi + \eta_2$
mit OLS geschätzt, wobei ϕ die Dichtefunktion der Normalverteilung und Φ die Normalverteilungsfunktion, jeweils an $\underline{\delta}$ (HK, AM p, F, Z, E, J) gewertet, sind. Der zusätzliche Regressor ϕ/Φ ist eine Variable zur Korrektur von 'samlple selection bias'.

Danach wird die Arbeitsnachfragefunktion mit der Korrekturvariablen
$A = \beta_m\,(\underline{w}, p, F) - \sigma_{13}\,\phi/\Phi + \eta_3$
mit OLS geschätzt, wobei w durch seinen Schätzwert $\underline{w}$ ersetzt wird.

(c) Für die Beobachtungen ohne Erwerbskombination wird die Arbeitsnachfragefunktion mit der Korrekturvariablen
$A = \beta_0\,(p, F, Z, E, J) + \sigma_{15}\,\phi/(\Phi - 1) + \eta_5$
mit OLS geschätzt.

3.2 Datengrundlage

Grundlage für die empirische Analyse bildet ein Datensatz, der 1991 im Rahmen des interdisziplinären Forschungsvorhabens „Ländliche Regionen im Kontext agrarstrukturellen Wandels" erhoben worden ist. Er umfaßt 680 Haushalte aus dem Landkreis Emsland und dem Werra-Meißner-Kreis. Er liefert detaillierte Angaben über die landwirtschaftliche und außerlandwirtschaftliche Arbeitszeit, das außerlandwirtschaftliche Einkommen, den Umfang verschiedener Betriebszweige und demographische Variable der Haushalte[3].

4 Schätzergebnisse

In der vorliegenden Arbeit wird die Schätzung der Lohnfunktion und der landwirtschaftlichen Arbeitszeit aus folgenden Gründen nur für die Betriebsleiter durchgeführt.

(a) Es kann unterstellt werden, daß die Substitutionsmöglichkeiten der Arbeit des Betriebsinhabers und eventuell des Hofnachfolgers durch Lohnarbeit wegen Transaktionskosten und höherer Qualifikationsanforderungen viel beschränkter sind als bei den sonstigen Haushaltsmitgliedern[4].

(b) Die vermutlich nur beschränkt substituierbare Arbeit der Betriebsleiter und der Hofnachfolger macht den größten Teil des gesamten landwirtschaftlichen AK-Einsatzes aus[5].

(c) Mit zunehmender Zahl der in Betracht kommenden Familienmitglieder wächst der Rechenaufwand des ökonometrischen Modells erheblich an.

Aus diesen Gründen erscheint es sinnvoll, die Schätzung auf eine Person, d.h. den Betriebsinhaber, oder zwei Personen (das Betriebsinhaberehepaar oder den Betriebsleiter und den Hofnachfolger) zu beschränken. Hier sei auch angemerkt, daß auf die Schätzung der Güterangebotsfunktionen bei Betrieben ohne Erwerbskombination verzichtet wird, weil das Anliegen der Untersuchung der Zusammenhang der Erwerbskombination und der innerbetrieblichen Ressourcenallokation ist.

Die hier zunächst vorgestellten Schätzungen der Partizipationsfunktion und des Lohnsatzes wurden in Anlehnung an SCHULZ-GREVE (1994) durchgeführt. Tabelle 1 zeigt das Ergebnis der Probit-Schätzung für eine außerlandwirtschaftliche Erwerbstätigkeit der Betriebsleiter. Alle Vorzeichen der Variablen stimmen mit den konventionellen Aussagen der Humankapitaltheorie und des Haushaltsmodells überein. Bemerkenswert ist, daß sich die Haushaltsgröße positiv auf die Partizipation auswirkt, was vermuten läßt, daß sie die Grenzsubstitutionsrate des Einkommen durch Freizeit erhöht.

---

[3] Zur detailierten Beschreibung des Datensatzes vgl. SCHULZ-GREVE, W. (1994).

[4] Vgl. SCHMITT, SCHULZ-GREVE und LEE (1995): In einem Extremfall mit der Annahme einer vollkommenen Substituierbarkeit sonstiger Familienarbeitskräfte durch Lohnarbeitskräfte und einheitlicher Opportunitätskosten läßt sich das oben beschriebene Modell auf ein Ein-Personen-Modell reduzieren.

[5] In der früheren Bundesrepublik wurden 1993 von dem gesamten Arbeitseinsatz von 1,12 AK/Betrieb 50 % durch den Betriebsinhaber erbracht. SCHMITT, SCHULZ-GREVE und LEE (1995) vermuten, daß nur 0,16 AK/Betrieb von anderen Familienarbeitskräften außer dem Betriebsleiter und dem Hofnachfolger geleistet wird.

Tabelle 1: Partizipation

Variable	Parameter Estimate	Wald Chi-Square
INTERCPT	-3,6997	17,7219[c]
ALTER	0,1722	17,0147[c]
ALTER2	-0,00204	18,9521[c]
DANL	1,1794	57,3379[c]
DAL	-0,4058	4,3765[b]
FIX	-0,00002	42,2937[c]
FAMGROS	0,0986	7,7959[c]

n = 655

mit: DANL = nichtlandwirtschaftlicher Berufsabschluß
DAL = hohe landwirtschaftliche Ausbildung (Landwirtschaftsmeister oder landwirtschaftlicher Hochschulabschluß)
FIX = Proxy für den Umfang der fixen Faktoren (definiert als StDB - StBE)
FAMGROS = Zahl der Haushaltmitglieder
Signifikanzniveau : [a] = 10 %, [b] = 5 %, [c] = 1 %

Das Ergebnis der Schätzung der Lohnfunktion ist in der Tabelle 2 dargestellt. Der geschätzte Lohnsatz geht in die folgenden Schätzungen der Arbeitsnachfragefunktion von Betrieben mit Erwerbskombination und der Güterangebotsfunktionen als eine Instrumentvariable ein.

Tabelle 2: Lohnsatz in außerlandwirtschaftlicher Erwerbstätigkeit (abhängige Variable = ln(Lohn))

Variable	Parameter Estimate	Student t
ALTER	0,1148	33,513[c]
ALTER2	-0,0013	-25,278[c]
DAS2	0,1323	2,685[c]
DAS3	-0,1900	-2,006[b]
DFER	0,2744	4,984[c]
DDLG	0,2875	3,841[c]
DING	0,3815	3,607[c]
KORR	0,1588	2,407[b]

n = 452, $R^2 = 0{,}9760$

mit: DAS2, DAS3 = jeweils Dummy einer mittleren Schulreife und einer Hochschulreife
DFER, DDLG, DING = Dummy zum Bereich des Ausbildungsberufs, jeweils Fertigungs-, Dienstleistungs- und technische Berufe
KORR = Korrekturvariable
Signifikanzniveau : [a] = 10 %, [b] = 5 %, [c] = 1 %

Ein Vergleich der Tabelle 3 mit der Tabelle 4 bestätigt die Hypothese, wonach der Arbeitseinsatz des Betriebsleiters durch unterschiedliche Prinzipien geregelt wird, je nachdem, ob eine Erwerbskombination ausgeübt wird oder nicht. Während z.B. in der betrieblichen Arbeitsnachfragefunktion von Betriebsleitern mit Erwerbskombination die 'haushaltsrelevanten' Variablen wie Transfer- und Vermögenseinkommen (EKTUVT) und die Haushaltsgöße (FAMGROS) von niedrigerer Signifikanz sind, sind diese Variablen bei den anderen mit den erwarteten Vor-

zeichen statistisch gut gesichert. Noch deutlicher ist dies beim Umfang der fixen Faktoren (FIX) zu ersehen. FIX zeigt bei Erwerbskombination eine deutlich positive signifikante Auswirkung auf die betriebliche Arbeitszeit, wie eine Überlegung aufgrund des Modells voraussagt. Bei Nicht-Erwerbskombination ist das Vorzeichen wegen gegensätzlicher Wirkungen des Einkommenseffektes und des Substitutionseffektes nicht eindeutig. Dementsprechend ist der Schätzwert statistisch nicht signifikant. Letztlich ist der Tabelle 4 zu entnehmen, daß der betriebliche Arbeitseinsatz bei einer Erhöhung des Lohnsatzes, wie das Modell voraussagt, abnimmt, und zwar mit hoher Elastizität (am Durchschnittspunkt gewertet ungefähr -1,3). Dies bestätigt, daß die außerlandwirtschaftlichen Opportunitätskosten der Arbeit auf den Umfang der landwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit wichtige Auswirkung haben.

Tabelle 3: Betriebliche Arbeitszeit der Betriebsleiter ohne außerlandwirtschaftliche Erwerbstätigkeit: LNWHAT von Regressoren ausgeschlossen
(abhängige Variable = wöchentliche Arbeitszeit im Betrieb)

Variable	Parameter Estimate	Student t
INTERCEPT	21,36358	3,147[c]
ALTER	2,16060	6,215[c]
ALTER2	-0,02494	-6,345[c]
DAL	-1,71761	-1,175
DAS3	-3,04101	-0,972
FIX	0,00002	-1,596
FAMGROS	0,75630	2,356[b]
EKTUVT	-0,19314	-2,143[b]
KORR	-6,69920	-3,112[c]

n = 452 $R^2 = 0{,}1166$

mit: EKTUVT = Einkommen aus Transfer und Vermögen in 1 000 DM
Signifikanzniveau : [a] = 10 %, [b] = 5 %, [c] = 1 %

Tabelle 4: Betriebliche Arbeitszeit der Betriebsleiter mit außerlandwirtschaftlicher Erwerbstätigkeit
(abhängige Variable = wöchentliche Arbeitszeit im Betrieb)

Variable	Parameter Estimate	Student t
INTERCEPT	60,26057	2,249[b]
ALTER	3,96675	2,576[b]
ALTER2	-0,04695	-2,618[c]
LNWHAT	-40,94437	-2,712[c]
DAL	4,99258	0,901
DAS3	-15,32688	-2,116[b]
FIX	0,00047	3,340[c]
FAMGROS	-1,59313	-1,913[a]
EKTUVT	-0,32527	-1,838[a]
KORR	0,24568	0,043[c]

n = 235 $R^2 = 0{,}2769$
Signifikanzniveau : [a] = 10 %, [b] = 5 %, [c] = 1 %

Einige zusätzliche interessante Informationen liefert die Schätzung für die Betriebsleiter, in die der geschätze Lohnsatz (LNWHAT) mit einbezogen wird (vgl. Tabelle 6). Er hat ein signifikant negatives Vorzeichen. Dies scheint der im theoretischen Teil abgeleiteten Exklusionshy-

pothese zu widersprechen. Wichtig ist aber festzustellen, daß dieses Ergebnis die Null-Hypothese der vollkommenen Substituierbarkeit noch unwahrscheinlicher erscheinen läßt, weil sich unter der Null-Hypothese die Opportunitätskosten der Arbeitskraft des Betriebsleiters ohne Erwerbskombination auf seinen betrieblichen Arbeitseinsatz positiv auswirken sollten, wenn Freizeit ein normales Gut ist. Ferner ist möglich, daß manche Betriebsleiter, die auf die Frage nach *jetziger* Erwerbskombination mit 'Nein' geantwortet haben, in der Tat im Laufe eines Jahres am außerlandwirtschaftlichen Arbeitsmarkt partizipieren. Die Auswirkung der Ausbildung auf die Präferenz und die landwirtschaftliche Produktivität sind auch mögliche Gründe für das negative Vorzeichen. Hier sei auch angemerkt, daß der geschätzte Lohnsatz eine viel niedrigere Elastizität hat (am Mittelwert -0,41) als bei Betriebsleitern mit Erwerbskombination.

Tabelle 6: Betriebliche Arbeitszeit der Betriebsleiter ohne außerlandwirtschaftliche Erwerbstätigkeit: LNWHAT als ein Regressor mit einbezogen
(abhängige Variable = wöchentliche Arbeitszeit im Betrieb)

Variable	Parameter Estimate	Student t
INTERCEPT	33,21769	4,210[c]
ALTER	4,54778	5,061[c]
ALTER2	-0,05310	-5,039[c]
LNWHAT	-26,50936	-2,876[c]
DAL	-0,16762	-0,108
DAS3	-8,52004	-2,342[b]
FIX	-0,00000	-0,311
FAMGROS	0,54997	1,686[a]
EKTUVT	-0,18741	-2,097[b]
KORR	3,91799	0,919

n = 413 $R^2 = 0{,}1344$
Signifikanzniveau : [a] = 10 %, [b] = 5 %, [c] = 1 %

5 Schlußfolgerungen

Es ist gezeigt worden, daß die Betriebsleiter mit und ohne Erwerbskombination nach unterschiedlichen Prinzipien ihren betrieblichen Arbeitseinsatz bestimmen. Dies sollte bei einer Beurteilung der Effizienz der betrieblichen Ressourcenallokation durch landwirtschaftliche Haushalte berücksichtigt werden. Bei Projektionen über den Umfang der landwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit kann es zu einer Fehlschätzung kommen, wenn diesem Unterschied keine Rechnung getragen wird. Dies bestätigt auch die unvollkommene Substituierbarkeit der Familienarbeitskräfte, oder mindestens der Betriebsleiter, durch Lohnarbeitskräfte.

Die Lohnelastizität des betrieblichen Arbeitseinsatzes des Betriebsleiters ist relativ hoch. Dies bestätigt, daß die Landwirte in der intersektoralen Allokation ihrer Arbeit sehr flexibel sind.

6 Zusammenfassung

In der vorliegenden Untersuchung werden aufgrund eines Haushaltsmodells mit der Annahme der Nicht-Substituierbarkeit der Familienarbeitskräfte theoretische Hypothesen über den Zusammenhang zwischen der Erwerbskombination und der Ressourcenallokation im landwirtschaftlichen Betrieb abgeleitet. Mit Hilfe eines 'sample separation'-Modells werden sie einer ökonometrischen Überprüfung unterzogen. Grundlage für die empirische Analyse bildet ein Datensatz, der 680 Haushalte aus dem Landkreis Emsland und dem Werra-Meißner-Kreis umfaßt.

Das Modell besagt, daß bei Haushalten mit Erwerbskombination der landwirtschaftliche Arbeitseinsatz nur von 'betriebsrelevanten' Variablen, wie Güter- und Faktorpreisen, dem Lohnsatz der Familienarbeit und dem Bestand an fixen Faktoren bestimmt wird. Bei Betrieben ohne Erwerbskombination wird der landwirtschaftliche Arbeitseinsatz zusätzlich von 'haushaltsrelevanten' Variablen wie dem Nicht-Erwerbseinkommen und der Familiengröße bestimmt. Dies wird ökonometrisch gut bestätigt.

Summary

Based on a household model with local separability the family labor input in family farms is analysed. Only when the farmer has a positive off-farm labor, we have separability between farm decisions and family or consumption side. In case of no off-farm labor, household relevant variables such as unearned income and family size influence the farm labor time of the family. A sample separation estimation according to LEE, MADDALA, and TROST (1980) applied to a data set from two areas in Germany supports the local separability hypothesis.

Literaturverzeichnis

BENJAMIN, D. (1992): *Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand : testing for separation in agricultural household models.* In: Econometrica 60, S. 287-322

LEE, L.-F.; MADDALA, G. S.; TROST, R. P. (1980): *Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit ad Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity.* In: Econometrica 48, S. 491-503

LOPEZ, R. E. (1984a): *Estimating Labor Supply and Production Decisions of Self-Employed Farm Producers.* In: European Economic Review 24, S. 61-82

— (1984b): *Estimating Substitution and Expansion Effect Using a Profit Function Framework.* In: American Journal of Agricultural Economics 66, S. 358-367

SCHMITT, G.; SCHULZ-GREVE, W.; LEE, M. (1995): *Familien- und/oder Lohnarbeitskräfte in der Landwirtschaft? Das ist hier die Frage.* Göttingen: Institut für Agrarökonomie der Universität Göttingen (Diskussionsbeitrag 9505)

SCHULZ-GREVE, W. (1994): *Die Zeitallokation landwirtschaftlicher Haushalte.* Kiel