

# Agrarschutz und öffentliche Agrarausgaben in der Schweiz: Was will die Bevölkerung?

Therese Haller, ETH Zürich

## Zusammenfassung

Die Schweiz gehört weltweit zu denjenigen Ländern mit der höchsten Agrarstützung. Dabei trägt die Bevölkerung die Kosten, als Steuerzahler und als Konsument. Ihre Unterstützungsbereitschaft ist abhängig von ihrer Wertschätzung gegenüber der Landwirtschaft und deren Leistungen, aber auch von nicht landwirtschaftspezifischen Motiven. Anhand einer Befragung unter Einwohnern der deutschen Schweiz wurden die Meinungen gegenüber einem allfälligen Agrar-Freihandelsabkommen mit der Europäischen Union und gegenüber den öffentlichen Agrarausgaben untersucht. Bezüglich dem gegenwärtigen Umfang der Agrarausgaben besteht keine starke Opposition (31% möchten eine Reduktion, 22% eine Erhöhung). Gegenüber einem Freihandelsabkommen zeigt sich eine (nichtsignifikante) ablehnende Tendenz. Untersuchungen mittels logistischen Regressionsmodellen legen nahe, dass für die Meinung über Agrarausgaben liberale und sozialpolitische Argumente wichtiger sind als die Wertschätzung landwirtschaftlicher Leistungen. Für die Beurteilung eines Freihandelsabkommens erscheint hingegen die Sorge um die Sicherstellung landwirtschaftlicher Leistungen als mindestens so wichtig wie die nicht landwirtschaftspezifischen Motive. Dabei kommt den produktionsbezogenen Leistungen, insbesondere der Versorgungssicherheit, die grösste Bedeutung zu.

**Schlüsselwörter:** Agrarpolitik, Agrarausgaben, Freihandelsabkommen, öffentliche Meinung

**JEL Klassifikation:** C14, C25, Q14, Q18

## 1. Einleitung

Im internationalen Vergleich gesteht die Schweiz ihrer Landwirtschaft ein hohes Niveau an Unterstützung zu. Die OECD (2009, Mittel 2006-08) schätzt, dass 60% des Einkommens der Schweizer Landwirte von öffentlicher Unterstützung abhängig sind. Bezahlt wird diese Unterstützung durch die Schweizer Bevölkerung, einerseits durch höhere Lebensmittelpreise, andererseits durch Zahlungen der öffentlichen Hand.

Die Bundesverwaltung schätzt, dass schon der Freihandel mit der Europäischen Union (EU) zu einer Senkung der Lebensmittelpreise um 25% führen würde (EDI, EDA und EVD 2008), während die Differenz zum Weltmarktniveau noch deutlich grösser wäre. Die Zahlungen an die Landwirtschaft machten 2007 7% der Bundesaussgaben oder 2.9% der gesamten öffentlichen Ausgaben aus (BFS 2009). Mit diesen Geldern wird die Landwirtschaft für ihre multifunktionalen Leistungen, wie sie in Art. 104 der Bundesverfassung definiert sind, entschädigt. Die Stimmberechtigten haben diesen Verfassungsartikel 1996 zu 77.6% gutgeheissen (Hirter et al. 1996, S. 126f), als Ersatz für die rechtliche Basis von 1947/51– der Anfangszeit der protektionistischen Agrarpolitik. Auch ein Freihandelsabkommen mit der EU kann voraussichtlich nicht ohne Zustimmung der Stimmbevölkerung abgeschlossen werden – es untersteht dem fakultativen Referendum. In diesem Zusammenhang sei an den Sonderweg erinnert, den die Schweiz bezüglich Europa beschreitet. Aufgrund ihres direktdemokratischen Systems stellt die internationale Integration politisch ein hochsensibles Thema dar. So scheiterte 1992 der Beitritt der Schweiz zum Europäischen Wirtschaftsraum EWR an der Urne (Schwonk 2005). Erfolgreicher waren die bilateralen Abkommen, die die Beziehungen zur EU bereichsweise regeln. Das gegenwärtig in der Verhandlungsphase stehende Dossier „Landwirtschaft, Lebensmittelsicherheit, Produktionssicherheit und öffentliche Gesundheit“ stellt die Fortsetzung dieses Wegs dar (siehe EDA und EVD 2010). Ein mögliches Agrar-Freihandelsabkommen ist Teil dieser Verhandlungen.

Somit ist die Meinung der Bevölkerung für die grobe Ausrichtung der Agrarpolitik von grosser Bedeutung. In dieser Studie wird das Meinungsbild zur aktuellen Freihandelsfrage demjenigen über die öffentlichen Agrarausgaben gegenübergestellt. Dabei soll auch der Einfluss verschiedener Motive auf die Meinungen getestet werden.

Die Resultate dieser Untersuchung sollen auch dazu dienen, den verschiedenen Interessengruppen in Bezug auf ein Agrar-Freihandelsabkommen Hinweise zu geben auf die Stimmung in der Bevölkerung und auf eine sinnvolle Kommunikationsstrategie.

## 2. Fragestellung und Hypothesen

Thema dieser Studie sind die Einstellung der Bevölkerung gegenüber einem Agrar-Freihandelsabkommen mit der EU, sowie die Meinungen über den Umfang der Agrarausgaben. Dazu werden in einem ersten Teil Fragen untersucht, die auf eine Beschreibung der Gesamtbeurteilung der beiden Aspekte ausgerichtet sind:

Welcher Anteil der Bevölkerung würde einem Agrar-Freihandelsabkommen mit der EU zustimmen?

- (i) Wie gross sind die Anteile derjenigen, die eine Senkung oder eine Erhöhung der Agrarausgaben wünschen?
- (ii) Besteht ein Zusammenhang zwischen der Einstellung gegenüber einem Agrar-Freihandelsabkommen und den Meinungen über den Umfang der Agrarausgaben?
- (iii) Welche Unterschiede in i) und ii) bestehen zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen?

In einem zweiten Teil werden die Hintergründe für diese Gesamtbeurteilungen untersucht, mit der Frage:

- (iv) Welches sind die wichtigsten Motive
  - a) einem Freihandelsabkommen zuzustimmen (oder es abzulehnen)?
  - b) eine Senkung (oder Erhöhung) der Agrarausgaben zu wünschen?

Dazu wird die Zustimmung zu konkreten Aussagen bezüglich beider Fragestellungen untersucht. Daneben werden – übergeordnet und für beide Aspekte – zwei Gruppen von Motiven berücksichtigt, über deren Einfluss folgende Hypothesen formuliert sind:

- Hypothese 1: Eine geringere (höhere) Wertschätzung der Schweizer Landwirtschaft fördert den Wunsch nach einer Reduktion (Erhöhung) des Agrarschutzes oder der Unterstützung.
- Hypothese 2: Die Befürwortung (Verwerfung) liberalwirtschaftlicher Vorstellungen in Bezug auf die Landwirtschaft verstärkt den Wunsch nach einer Reduktion (Erhöhung) des Agrarschutzes oder der Unterstützung.

Die erste Hypothese bezieht sich auf landwirtschaftsinterne Motive, wobei die Wertschätzung der inländischen Landwirtschaft in ihren Leistungen, aber auch in ihrer Existenz per se begründet sein kann. Perman et al. (1999 S. 378) unterscheiden bezüglich des Werts der Umwelt die Kategorien Nutzungswert, Existenzwert, Optionswert und Quasi-Optionswert. Diese lassen sich auch auf den Wert der Landwirtschaft aus Bevölkerungssicht übertragen. So besteht der Nutzungswert zum Beispiel im gegenwärtigen Angebot inländischer Nahrungsmitteln (qualitativ) oder landwirtschaftlich geprägter Landschaften. Der Optionswert besteht in der Sicherheit, dass dieses Angebot auch in Zukunft bestehen wird. Der Quasi-Optionswert besteht in den Möglichkeiten der Landwirtschaft, in Zukunft Leistungen zu erbringen, die heute nicht notwendig sind, es später aber werden könnten – dazu zählt die quantitative Sicherung der Nahrungsmittelversorgung. Der Existenzwert der Landwirtschaft besteht in ihrem Wert, unabhängig ihrer Leistungen; er kann zum Beispiel dadurch entstehen, dass die Landwirtschaft für die Schweiz als identitätsstiftend angesehen wird.

Im Gegensatz zur ersten Hypothese bezieht sich die zweite auf landwirtschaftsexterne Motive, wie der Ablehnung staatlicher Intervention in die Wirtschaft, dem Vertrauen auf die positiven Effekte der Marktkräfte und der kritischen Einstellung gegenüber sozial motivierten Hilfeleistungen des Staates.

Es gilt zu untersuchen, ob eine der beiden Motivgruppen klar als vorrangig angesehen werden kann.

- Hypothese 3: Die Einschätzung des Wertes der Schweizer Landwirtschaft hat einen grösseren Einfluss auf den Wunsch nach einer Reduktion oder Erhöhung des Agrarschutzes und der Unterstützung als liberalwirtschaftliche Motive.

### 3. Ergebnisse früherer Befragungen

In der Repräsentativbefragung Univox (N=714, Tutkun et al. 2007) wurde untersucht, als wie wichtig die Bevölkerung verschiedene Funktionen der Landwirtschaft (basierend auf Art. 104 BV) einschätzt, und ob sie findet, dass dafür mehr oder weniger Steuergelder eingesetzt werden sollten (Unterstützungsbereitschaft). In beiden Fragen erhielt die tierfreundliche Haltung die höchste Wertung, gefolgt von einer gesicherten Ernährung in Krisenzeiten (Wichtigkeit), resp. einer umweltfreundlichen Bewirtschaftung (Unterstützungsbereitschaft). Ebenfalls unter den vier am höchsten bewerteten Funktionen befand sich jeweils die Produktion von Lebensmitteln. Von den übrigen Funktionen – Landschaftspflege, Pflege einer bäuerlichen Lebensweise und Besiedlung abgelegener Gebiete – erhielt die letztgenannte mit Abstand die tiefsten Wertungen. Insgesamt zeigte die Univox-Befragung, dass sich die Bevölkerung eine produzierende Landwirtschaft, jedoch mit ökologischer und tierfreundlicher Ausrichtung, wünscht. In der Univox-Befragung fehlte aber eine a priori Frage zu höheren oder tieferen Agrarausgaben, weshalb die Interpretation der geäusserten Unterstützungsbereitschaften schwierig ist.

Eine Frage über die angemessene Unterstützung der Landwirtschaft enthielt hingegen eine Studie im Auftrag des Bundesamtes für Landwirtschaft (4hm und FBM-HSG 2007). Dabei schätzten 42% der Befragten die gegenwärtige Unterstützung als etwa richtig ein, 35% als zu stark und 19% als zu gering. Daneben gaben 53% an, eine konsequent ökologische Ausrichtung der Landwirtschaft würde ihre Unterstützungsbereitschaft positiv beeinflussen. Mittels Conjoint-Analyse rangierten 4hm und FBM-HSG (2007) verschiedene Erwartungen der Befragten entsprechend ihrer wahrgenommenen Wichtigkeit. Die höchsten Wertungen erhielten die Einhaltung besonders strenger Tierschutzbestimmungen, die Sicherung eines angemessenen Einkommens für Landwirte, die Einhaltung besonders hoher Umweltstandards, die Gewährleistung einer ausreichenden Selbstversorgung der Bevölkerung und die Erhal-

zung der traditionellen Sorten und Arten (4hm und FBM-HSG 2007 S.33). Aufgrund der Erwartungshaltung gruppierten sie ihre Befragten in vier Gruppen, wobei sie bei den so genannten „Bewahren“ die höchste und bei den „wirtschaftsliberalen Reformern“ die tiefste Unterstützungsbereitschaft feststellten.

Über die Meinung der Schweizer Bevölkerung zu einem Agrar-Freihandelsabkommen mit der EU sind gegenwärtig keine wissenschaftlichen Studien bekannt.

## **4. Datengrundlage und methodische Hinweise**

### **4.1 Datengrundlage**

Für eine schriftliche Befragung zum Thema Landwirtschaft wurden im August 2008 3000 Adressaten der deutschsprachigen Schweiz kontaktiert. Sie wurden zufällig aus den Privateinträgen des Telefonbuchs ausgewählt (siehe Jann 2001 für das Verfahren). Der Rücklauf wurde mittels nummerierter Antwortcouverts kontrolliert. Die säumigen Adressaten wurden zweimal höflich gebeten, doch noch an der Befragung teilzunehmen, wobei dem zweiten Erinnerungsschreiben nochmals ein Exemplar des Fragebogens beigelegt war. Mit diesem Vorgehen konnte bis Ende November ein Rücklauf von 44% (n=1326) erreicht werden.

Die Repräsentativität der Stichprobe ist eingeschränkt durch eine Untervertretung der jüngeren Bevölkerung, sowie von Personen ohne nachobligatorische Ausbildung und ausländischen Bevölkerungsteilen. Diese Einschränkungen sind teilweise methodisch bedingt durch die Nutzung des Telefonbuchs als Datengrundlage und das schriftliche Format der Befragung. Zudem kann nicht ausgeschlossen werden, dass Personen mit landwirtschaftlichem Bezug überdurchschnittlich in der Stichprobe vertreten sind. So können etwa 6.3% der Teilnehmenden der bäuerlichen Bevölkerung und weitere 15.2% einer bäuerlichen Herkunft zugeordnet werden.

Der Fragebogen enthielt geschlossene Fragen, zu welchen in der Regel fünf Antwortkategorien, teilweise zusätzlich mit einer „weiss nicht“-

Option, vorgegeben waren. Zu den Themen Agrarschutz, Freihandel und öffentliche Agrarausgaben wurden die Fragen durch kurze sachliche Informationen eingeleitet.

## 4.2 Rangkorrelationen

Als Korrelationsmass wird in dieser Studie Kendalls  $\tau$  verwendet, welches im Gegensatz zu Spearmans  $\rho$  keine äquidistanten Abstände zwischen den Kategorien voraussetzt (vgl. Bortz et al. 2008 S.443f). Die Koeffizienten fallen dabei systematisch tiefer aus als Spearmans  $\rho$  oder Persons  $r$  (vgl. Rupinski und Dunlap 1996), weshalb schon ab etwa 0.26 von moderaten und ab 0.41 von starken Zusammenhängen gesprochen werden kann. Für kategoriale Variablen muss zwischen Kendalls  $\tau_b$  oder  $\tau_c$  entschieden werden. Kendalls  $\tau_b$  ist geeignet, wenn beide Variablen die gleiche Anzahl Kategorien aufweisen (quadratische Kreuztabellen), andernfalls können die theoretischen Extremwerte des Koeffizienten (1 oder -1) nicht erreicht werden. Im Gegensatz dazu ist  $\tau_c$  für eine ungleiche Kategorienganzahl geeignet, die theoretischen Extremwerte sind aber nur erreichbar, wenn die Fälle bezüglich der Variablen mit der geringeren Kategorienganzahl gleichverteilt sind (siehe Kendall 1955). In dieser Studie ist für quadratische Kreuztabellen  $\tau_b$  angegeben, für rechteckige in der Regel  $\tau_c$ . Fällt aber die Ungleichverteilung stärker ins Gewicht als der Unterschied in der Kategorienganzahl ( $\tau_c < \tau_b$ ), wird  $\tau_b$  angegeben. Für Zusammenhänge mit binären demographischen Variablen wird die (dem Mann-Whitney U verwandte) biseriale Rangkorrelation verwendet (Bortz 2005 S. 231f), wobei eine Korrektur für Bindungen nötig ist (Cureton 1968).

## 4.3 Logit-Modelle

Die vorliegenden Daten sind alle mittels einer beschränkten Anzahl Kategorien gemessen. Ihre multivariate Verteilung kann somit in einer Kontingenztafel dargestellt werden. Für die Modellierung der Abhängigkeit einer Variablen von den anderen eignet sich daher der logistische Regressionsansatz. Die Parameter werden mit der Maximum-Likelihood (ML) -Methode geschätzt. Diese hat den Vorteil, dass sie auch bei schief verteilten abhängigen Variablen den Unterschieden

zwischen Subgruppen gerecht wird, und dass sie Nullzellen in der Tabelle zulässt (Andress et. al 1997 S. 21).

Die Wahrscheinlichkeit  $\pi_{ijk}$ , dass  $i$  aus  $J$  möglichen Kategorien der abhängigen Variablen bei einer bestimmten Ausprägung der  $K$  unabhängigen Variablen zutrifft, lässt sich durch folgende Gleichung ausdrücken:

$$\pi_{ijk} = \frac{\exp\left(\beta_{i0} + \sum_k \beta_{ik} x_{ik}\right)}{\sum_j \exp\left(\beta_{j0} + \sum_k \beta_{jk} x_{jk}\right)} \quad (1)$$

Dabei handelt es sich um eine allgemeine Form der Gleichung für logistische Regressionsmodelle aus Individualdaten (Kühnel 1995 S. 65).  $x_{ik}$  bezeichnet einen Vektor für die unabhängigen Variablen, in welchem jede Kategorie als Binärvariable enthalten ist; pro unabhängiger Variablen ist die für eine Person zutreffende Antwort mit 1, die übrigen mit 0 kodiert.

Für die  $\beta$ -Koeffizienten wird eine Effektkodierung gewählt. Diese ist so definiert, dass die Summe der  $\beta$ -Koeffizienten sowohl über die abhängige Variable als auch über jede unabhängigen Variable Null ergeben. Ein positives  $\beta_{ik}$  zeigt an, dass (wenn  $x_{ik} = 1$ ) für die abhängige Variable überdurchschnittlich häufig die Ausprägung  $i$  zutrifft.

Für eine bessere Übersichtlichkeit werden die  $\beta$ -Koeffizienten in dieser Arbeit graphisch dargestellt (vgl. linkes Beispiel in Tab. 1). Dadurch lassen sich auch die Abstufungen der Einflüsse aufgrund der ordinalen Beziehungen zwischen den Kategorien einer Variablen gut erkennen. So geht zum Beispiel die Kategorie  $k=1$  als Ausprägung der unabhängigen Variablen mit einer überdurchschnittlichen Wahrscheinlichkeit<sup>1</sup> einher, dass die Person Kategorie  $j=1$  der abhängigen Variablen angehört. Diese Wahrscheinlichkeit, der Kategorie  $j=1$  anzugehören, nimmt mit aufsteigender Kategoriezahl  $k$  ab und liegt für  $k=5$  am deutlichsten unter dem Durchschnitt. Signifikante Koeffizienten (auf dem 5%-Niveau) sind

---

<sup>1</sup> Genaugenommen handelt es sich nicht um eine Wahrscheinlichkeiten sondern um das Logit (logarithmierte Odds), eher der Kategorie  $j=1$  anzugehören als es im Durchschnitt zu erwarten wäre (vgl. ANDRESS et. al 1997 S. 182-189).



in der graphischen Darstellung schwarz markiert. Folglich sind im Beispiel alle Koeffizienten  $\beta_{1k}$  nicht signifikant. Es ist zu beachten, dass zwar J\*K verschiedene  $\beta$ -Koeffizienten angegeben werden, dass aber pro Variable immer eine Kategorie von den anderen abhängig ist, weshalb für sie keine Signifikanzschätzung möglich ist. In Tab. 1 betrifft dies die Koeffizienten zur höchsten Kategorie der unabhängigen Variablen (k=5) ebenso wie der abhängigen Variablen (j=3).

Tab. 1: Beispiele für die Darstellung der  $\beta$ -Koeffizienten

Multinomiales Logitmodell			Kumulatives Logitmodell
$\beta_{1k}$	$\beta_{2k}$	$\beta_{3k}$	$\beta_k$

Als Variante des Modells kommt in dieser Arbeit auch das kumulative Logitmodell zur Anwendung. Es setzt die Restriktion, dass  $\beta_{jk}$  über alle J Ausprägungen der abhängigen Variablen gleich  $\beta_k$  ist. Dies impliziert eine ordinale Abstufung zwischen den Kategorien der abhängigen Variablen (vgl. Andress et al. S. 315-320). Im Modell sind J-1 dichotomisierte Logitgleichungen enthalten. Die Wahrscheinlichkeit, dass die Ausprägung i der abhängigen Variablen kleiner ist als der Schwellenwert j, berechnet sich analog zum binomialen Logitmodell (Andress et al. S. 272):

$$\pi_{i \leq j|k} = \frac{\exp(\beta_j + \sum_k \beta_k x_k)}{1 + \exp(\beta_j + \sum_k \beta_k x_k)} \quad (2)$$

Im Beispiel in Tab. 1 erhöht die Ausprägung k=1 in der unabhängigen Variablen die Wahrscheinlichkeit, dass die Person bezüglich der abhängigen Variablen einer tieferen Kategorie  $i \leq j$  angehört. Personen mit Ausprägung k=4 gehören mit der geringsten Wahrscheinlichkeit einer tieferen Kategorie an.

Die Modelle werden mit SPSS 17.0 und (zur Gewinnung effektkodierter Koeffizienten) mit dem Programm *ℓem* (Vermunt 1997) geschätzt. Aufgrund vieler einfachbesetzter oder leerer Zellen kann zum Test der Modellgültigkeit nicht die Pearson- oder Devianz-Statistik verwendet werden. Stattdessen werden binäre Teilmodelle geschätzt, für die Hosmer-Lemeshow-Tests durchgeführt werden (vgl. Baltés-Götz 2008, S. 60f). Als Mass für die Modellrelevanz wird das Pseudo- $R^2$  nach McFadden angegeben. Werte ab 0.2 gelten dabei als akzeptabel (Baltés-Götz 2008, S. 35).

## 5. Resultate

### 5.1 Meinungsbild zu Agrar-Freihandel und Agrarausgaben

Die in der Befragung erhobenen Meinungen zu einem Agrar-Freihandelsabkommen mit der EU halten sich ungefähr die Waage: 36.2% Befürworter und 36.7% Gegner bei 27.1% Unentschiedenen (gültige Antworten:  $n=1297$ ). Werden nur Personen mit Stimmrecht berücksichtigt, so verschiebt sich das Gleichgewicht zugunsten der Gegner (34.5% Ja gegen 38.5% Nein bei 27.0% Unentschiedenen;  $n=1186$ ). Ein Binomial-Test (unter Ausschluss der Unentschiedenen) zeigt jedoch auch in diesem Fall keine signifikante Abweichung zwischen den Anteilen von Ja- und Nein-Stimmenden ( $p=0.110$ , Z-Approximation).

Die Frage über die Bemessung der Agrarausgaben wurde von 94.3% ( $n=1251$ ) aller Befragten beantwortet (Ausfälle: 4.7% „weiss nicht“, 1% keine Antwort). Davon sind 46.5% für eine Beibehaltung des bisherigen Umfangs, 31.4% wünschen eine Verringerung und 22.1% eine Erhöhung der Agrarausgaben. Im Vergleich zur Studie vom 4hm und FBM-HSG (2007) ist der Anteil ausgabenkritischer Personen in unserer Befragung tiefer. Dabei lässt sich nicht feststellen, wie stark dieser Unterschied durch das Fragenformat und Framing, den unterschiedlichen Zeitpunkt oder durch die Auswahl der Stichprobe beeinflusst ist.

Im Meinungsbild bezüglich beider Variablen lassen sich einige Zusammenhänge mit verschiedenen soziodemographischen Variablen feststellen (Tab. 2). Für die Freihandelsfrage sind die Unentschiedenen für die Berechnung der Koeffizienten nicht berücksichtigt.

Tab. 2: Zusammenhänge zwischen Meinungen und soziodemographischen Variablen

<b>Korrelation mit:</b>	<b>Freihandel</b> (2 Kategorien) ja (+) / nein (-)		<b>Agrarausgaben</b> (5 Kategorien von weniger bis mehr)	
<b>Geschlecht</b> (♀ höher kodiert)	$\tau_b =$ -.144	$p < .001$ n = 948	$r_{bi_r} =$ .137	$p < .001$ n = 1227
<b>Altersgruppen</b>	$\tau_c =$ .127	$p = .001$ n = 950	$\tau_b =$ -.064	$p = .004$ n = 1230
<b>Bildungsniveau</b>	$\tau_c =$ .169	$p < .001$ n = 924	$\tau_b =$ -.097	$p < .001$ n = 1197
<b>Haushaltseinkommen</b>	$\tau_c =$ .146	$p < .001$ n = 840	$\tau_b =$ -.126	$p < .001$ n = 1085
<b>ländliches Wohngebiet</b>	$\tau_c =$ -.190	$p < .001$ n = 952	$\tau_b =$ .074	$p = .003$ n = 1232
<b>bäuerliche Herkunft</b>	$\tau_b =$ -.217	$p < .001$ n = 967	$r_{bi_r} =$ .138	$p < .001$ n = 1251
<b>Schweizer(in)</b>	$\tau_b =$ -.134	$p < .001$ n = 934	$r_{bi_r} =$ -.023	$p = .719$ n = 1210

Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person das Abkommen ablehnen würde, wird zum Beispiel erhöht durch eine bäuerliche Herkunft (23% Ja zu 55% Nein, n=278), eine ländliche Wohnumgebung (sehr ländlich: 28% Ja zu 48% Nein, n=246) und ein tieferes Ausbildungsniveau (keine nachobligatorische Ausbildung: 24% Ja zu 41% Nein, n=127). Ebenso sind Frauen überdurchschnittlich oft gegen ein Freihandelsabkommen (29% Ja zu 40% Nein, n=656).

Den stärksten Zusammenhang mit der Meinung zu den Agrarausgaben hat – neben der bäuerlichen Herkunft – das Geschlecht der Befragten: Frauen möchten im Vergleich zu den Männern häufiger höhere Agrarausgaben (Frauen: 25%; Männer: 19%), und wünschen seltener eine Reduktion (Frauen: 26%; Männer: 37%). Personen mit höherem Haus-

haltseinkommen sind zudem häufiger für eine Reduktion der Agrarausgaben.

Aus Tab. 2 lässt sich ablesen, dass Bevölkerungsgruppen, die eher für ein Freihandelsabkommen sind, auch eher eine Reduktion der Agrarausgaben wünschen. Dies lässt vermuten, dass zwischen den Meinungen zum Freihandelsabkommen und zu den öffentlichen Agrarausgaben ein Zusammenhang besteht. Abb. 1 zeigt das entsprechende Bild: Personen, die für eine Verringerung der Agrarausgaben sind, stimmen häufiger einem Freihandelsabkommen zu. Werden nur die Ja- und die Nein-Antworten berücksichtigt, so ist der Zusammenhang stärker (Kendalls  $\tau_c$ : 0.516,  $p < .001$ ,  $n=935$ ) als bei einer ordinalen Interpretation der Antworten zur Abstimmungsfrage Ja < "weiss nicht" < Nein (Kendalls  $\tau_c$ : 0.375,  $p < .001$ ,  $n=1231$ ).

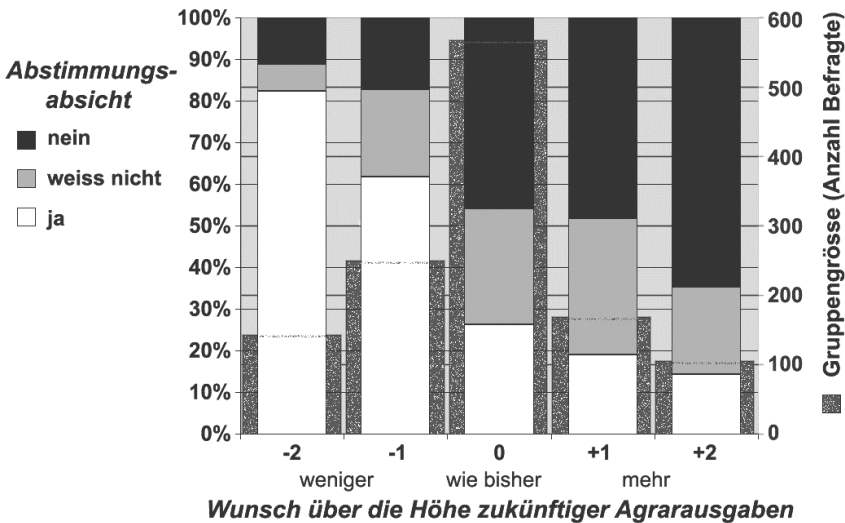


Abb. 1: Meinungen zum Agrarfreihandel mit der EU und zur Höhe der Agrarausgaben

## 5.2 Erklärungsmodell für die Meinung zum Freihandelsabkommen


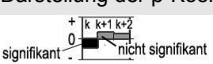















Als Erklärungsfaktoren für die Meinungen zu einem Freihandelsabkommen mit der EU werden einerseits die Einstellung zu den Konsequenzen des heutigen Grenzschutzes, und andererseits die erwarteten Folgen eines Abkommens untersucht:

- A) Einstellungen zum höheren Preisniveau durch den Grenzschutz:
  - (i) Höhere Produzentenpreise im Vergleich zum Ausland: positive oder negative Beurteilung?
  - (ii) Höhere Konsumentenpreise im Vergleich zum Ausland: positive oder negative Beurteilung?
  
- B) Zustimmung zu möglichen Folgen des Freihandels mit der EU:
  - (iii) Positive Entwicklung: „Der Freihandel mit der EU sorgt dafür, dass sich die Schweizer Landwirtschaft in eine gute Richtung entwickelt.“
  - (iv) Negative Entwicklung: „Der Freihandel richtet die Schweizer Landwirtschaft zu Grunde.“
  - (v) Nutzen der Bevölkerung: „Der Freihandel bringt der Bevölkerung insgesamt einen grossen Nutzen.“

Eine Untersuchung der Rangkorrelationen zwischen der Freihandelsfrage (kodiert als: „ja“ < „weiss nicht“ < „nein“) und diesen möglichen Prädiktoren, sowie der Prädiktoren untereinander, zeigt durchgehend signifikant Koeffizienten mit den erwarteten Vorzeichen. Dabei korrelieren die Einschätzungen der Folgen des Freihandels deutlich stärker mit der Freihandelsfrage (Kendalls  $\tau_c$ : -0.673, 0.597 bzw. -0.638) als die Einstellung zu den höheren Produzenten- und Konsumentenpreise (Kendalls  $\tau_c$ : 0.390 bzw. 0.352). Innerhalb der beiden Prädiktorengruppen sind ebenfalls erhöhte Korrelationen festzustellen (Kendalls  $\tau_b$  zwischen den Folgen-Variablen: -0.584, 0.688 und -0.515, und zwischen den beiden Preisvariablen: 0.407).

Aus diesen Variablen wird ein multinomiales Logitmodell mit der Freihandelsfrage als abhängiger Variablen erstellt. Tab. 3 zeigt die Signifikanzen des Einflusses der fünf unabhängigen Variablen und als Graphiken die geschätzten  $\beta$ -Koeffizienten in Effektkodierung (vgl. Abschnitt 4.3 für eine Lesehilfe). Alle fünf Variablen leisten einen signifikanten Erklärungsbeitrag, wobei sich (gemäss Wald-Test) die Koeffizienten der Variablen für die Folgen des Freihandels deutlich stärker von Null unterscheiden als diejenigen der Einstellungsvariablen zum Preisniveau. Am stärksten scheint die Entscheidung zum Freihandelsabkommen durch die Befürchtung negativer Folgen für die Schweizer Landwirtschaft beeinflusst. Im Wesentlichen weisen alle  $\beta$ -Koeffizienten die aufgrund der ordinalen Eigenschaften der Kategorien zu erwartenden Abstufungen auf. Das heisst zum Beispiel: Je höher ihre Zustimmung zu Aussagen über negative Folgen, desto eher lehnt eine Person das Freihandelsabkommen ab.

Tab. 3: Multinomiales Logitmodell zur Meinung über ein Freihandelsabkommen (Mod1)

Abhängige Variable Y:		FG	Wald	Sig.	Konst.	(Mod1, n=1262)		
Freihandelsabkommen: Wie würden Sie stimmen?	j=1: ja j=2: weiss nicht j=3: nein	2	7.4	.024	-1 0 1 	Darstellung der $\beta$ -Koeff. 		
Unabhängige Variablen V <sub>m</sub> :		FG	Wald	Sig.	ja	weiss nicht	nein	
V <sub>1</sub> : Freihandel → <u>negative Entwicklung</u> der CH Landwirtschaft	Antwortoptionen: k=1: gar nicht einverstanden, ..., k=5: völlig einverstanden; k=6: weiss nicht	10	107.4	.000				
V <sub>2</sub> : Freihandel → <u>positive Entwicklung</u> der CH Landwirtschaft	Antwortoptionen: k=7: gar nicht einverstanden, ..., k=11: völlig einverstanden; k=12: weiss nicht	10	85.4	.000				
V <sub>3</sub> : Freihandel → <u>grosser Nutzen</u> für die Bevölkerung	Antwortoptionen: k=13: gar nicht einverstanden, ..., k=17: völlig einverstanden; k=18: weiss nicht	10	77.5	.000				
V <sub>4</sub> : Grenzschutz, Einstellung zu höheren <u>Produzentenpreisen</u>	Antwortoptionen: k=19: Finde ich sehr schlecht., ..., k=23: Finde ich sehr gut.	8	30.4	.000				
V <sub>5</sub> : Grenzschutz, Einstellung zu höheren <u>Konsumentenpreisen</u>	Antwortoptionen: k=24: Finde ich sehr schlecht., ..., k=28 Finde ich sehr gut.	8	25.0	.000				
<b>-2 Log-Likelihood:</b>		Basismodell: 2351.5		vollst. Modell: 1077.0		<b>FG: 46</b>		

Die Indikatoren für die Modellgültigkeit und -relevanz weisen auf gute Modelleigenschaften hin. So fällt die Verwerfung der globalen Nullhypothese (alle Koeffizienten ausser den Konstanten gleich Null) sehr deutlich aus ( $\text{Chi}^2=1274.5$ ,  $\text{FG}=46$ ,  $p<0.001$ ). Die Hosmer-Lemeshow-Tests sind für alle drei binäre Teilmodelle nicht signifikant ( $p>0.4$ ), was ebenfalls auf ein gültiges Modell hindeutet. Das McFadden Pseudo- $R^2$  zeigt eine gute Modellrelevanz an (McFadden  $R^2=0.466$ ). Insgesamt können mit dem Modell 77% der Fälle der richtigen Antwortkategorie der Freihandelsfrage zugeordnet werden. Die Treffsicherheit ist am tiefsten für die "weiss-nicht"-Kategorie, wo sie bei 57% liegt.

### 5.3 Erklärungsmodell für die Meinung zu den Agrarausgaben

Zur Erklärung der Antworten über den gewünschten Umfang der Agrarausgaben wurde die Zustimmung zu verschiedenen Argumenten für eine Erhöhung oder für eine Senkung abgefragt. Diese lassen sich landwirtschaftsinternen und –externen Motive zuordnen:

#### A) Landwirtschaftsinterne Motive

- (i) Existenz: (keine) Notwendigkeit der Landwirtschaft in der Schweiz (Frage im Fragebogen: „Es braucht heute keine Landwirtschaft mehr in der Schweiz, sie zu unterstützen ist daher überflüssig.“)
- (ii) öffentliche Leistungen: Gewährleistung von Leistungen zum Nutzen der Allgemeinheit (z.B. Versorgungssicherheit: „Die Schweiz braucht einen hohen Selbstversorgungsgrad mit Nahrungsmitteln.“)
- (iii) Kompensation: Entschädigung der Produzenten für Aufwand oder Ertragseinbussen durch Berücksichtigung öffentlicher Anliegen (z.B. Tierhaltung, Umwelt: „Landwirte sollen mehr Direktzahlungen erhalten, damit sie noch umweltfreundlicher und tiergerechter arbeiten können.“)

## B) Landwirtschaftsexterne Motive

- (i) Sozialstaat: Unterstützung der bäuerlichen Bevölkerung in einem schwierigen Umfeld („Die Bauern müssen durch schwierige Zeiten und brauchen mehr staatliche Unterstützung.“)
- (ii) Liberalismus: Marktkräfte statt Planwirtschaft (Strukturwandel statt Konservierung: „Die Zahlungen hemmen die nötigen Entwicklungen in der Landwirtschaft, deshalb müssen sie verringert werden.“)
- (iii) Bundeshaushalt: Bestrebungen für ein ausgeglichenes Budget sollen die Landwirtschaft nicht ausnehmen. („Der Bund gibt insgesamt zu viel Geld aus, deshalb sollte auch bei der Landwirtschaft gespart werden.“)

Alle Rangkorrelationen zwischen den Motiven und der Meinung über die Agrarausgaben sind signifikant und weisen die erwarteten Vorzeichen auf. Dabei zeigt sich für das Kompensationsmotiv sowie für die drei landwirtschaftsexternen Motive eine starke (Kendalls  $\tau_b < -0.5$  oder  $> 0.5$ ), für das Existenz-Motiv und die öffentlichen Leistungen hingegen nur eine moderate Korrelation (Kendalls  $\tau_b$ :  $-0.282$  bzw.  $0.315$ ). Die vier Motive mit einem starken Zusammenhang zur Meinungsvariablen korrelieren auch deutlich untereinander; besonders stark ist die Korrelation zwischen den Motiven mit gleicher Wirkungsrichtung: Kompensation und Sozialstaat ( $\tau_b=0.555$ ) sowie Liberalismus und Bundeshaushalt ( $\tau_b=0.627$ ).

Unter der Annahme, dass die Meinung über den angemessenen Umfang der Agrarausgaben abhängig ist von den obgenannten Motiven, wird wiederum ein multinominal logistisches Erklärungsmodell erstellt. Dazu werden von den insgesamt fünf Kategorien der abhängigen Variablen (vgl. Abb. 1) die beiden für mehr Agrarausgaben (+1 und +2) respektive für weniger Agrarausgaben (-1 und -2) je zu einer Kategorie zusammengefasst. Daneben werden auch die Personen, die die „weiss nicht“-Option angekreuzt haben, ins Modell einbezogen. Dadurch erhält die abhängige Variable für die Modellierung vier Kategorien.



Fünf der sechs Motive (alle ausser dem Existenzmotiv) leisten einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Meinung über die Agrarausgaben (Tab. 4). Aus der Wald-Statistik ist ersichtlich, dass die Reihenfolge der Motive bezüglich ihres Erklärungsbeitrags mit derjenigen der Korrelationsstärken übereinstimmt. Die Vorzeichen der  $\beta$ -Koeffizienten sind mit der Formulierung der Motive konsistent. So weist die Zustimmung zu Argumenten für eine Senkung der Agrarausgaben auf Personen hin, die geringere Ausgaben wünschen: Je höher die Zustimmung zum Liberalismus-Argument oder zum Bundeshaushalt-Argument, und je höher die Ablehnung des Sozialstaat-Arguments, desto eher gehört eine Person der Gruppe an, die eine Reduktion der Agrarausgaben wünscht. Umgekehrt sind Personen, die dem Sozialstaat-Argument zustimmen oder das Liberalismus-Argument sowie - weniger ausgeprägt – das Bundeshaushalts-Argument ablehnen, eher unter den Befürwortern einer Erhöhung zu finden. Die gleichen Tendenzen sind auch für das Kompensations-Argument (Zahlungen sollen helfen, die Umweltverträglichkeit und Tierfreundlichkeit der Landwirtschaft zu erhöhen) festzustellen. Diese Variable wirkt ausgeprägter in Richtung der Befürworter höherer Agrarausgaben. Schwächer ist der Effekt der öffentliche-Leistungen-Variablen (Selbstversorgung), deren Koeffizienten in Bezug auf die Kategorien "weniger Geld" oder "mehr Geld" nicht signifikant sind, wenngleich sie zumindest für die Kategorie "mehr Geld" eine ordinale Muster in der erwarteten Richtung aufweisen.

Für die Kategorie "wie bisher" der abhängigen Variablen sind nur wenige  $\beta$ -Koeffizienten signifikant, und wenn, dann von geringer Stärke. Für die Kategorie "weiss nicht" weisen die Koeffizienten höhere Werte auf. So scheint vor allem eine höhere Zustimmung zum Bundeshaushalts-Argument die Wahrscheinlichkeit einer Zugehörigkeit zu dieser Kategorie zu reduzieren, während Personen, die das Argument nicht beurteilen konnten, eher dazu gehören.

Die globalen Nullhypothese zu diesem Modell wird wiederum deutlich verworfen ( $\text{Chi}^2=1239.0$ ,  $\text{FG}=84$ ,  $p<0.001$ ), und die Hosmer-Lemeshow-Tests sind für keines der sechs möglichen binären Teilmodelle signifikant. Somit kann auch dieses Modell als gültig angesehen werden. Das McFadden Pseudo- $R^2$  zeigt eine gute Modellrelevanz an (McFadden  $R^2=0.404$ ). Mit dem Modell können insgesamt 71% der Fälle der richtigen Kategorie der abhängigen Variablen zugewiesen werden. Fehlklassierungen entfallen grösstenteils auf eine benachbarte Kategorie. Per-

sonen, die sich für eine moderate Senkung oder Erhöhung (-1 resp. +1) der Agrarausgaben ausgesprochen haben, werden häufiger fehlklassiert als solche, die eine deutliche Veränderung (-2 oder +2) wünschen. Eine geringe Vorhersagekraft von 21% weist das Modell für die "weiss nicht"-Kategorie auf, die schlecht von der "gleich viel"-Kategorie unterschieden werden kann. Über alles gesehen erfüllt das Modell seine Anforderungen bezüglich Gültigkeit und Relevanz gut. Ein Ausschluss aller Datensätze mit "weiss nicht"-Antworten würde allerdings ein Modell mit höherer Relevanz ergeben (McFadden  $R^2=0.441$ , Total der korrekten Klassifizierungen: 74%).

Tab. 4: Multinomiales Logitmodell für die Einstellung zu öffentl. Agrarausgaben (Mod2)

Abhängige Variable		FG	Wald	Sig.	Konstante	(Mod2, n=1283)						
Soll mehr oder weniger Steuergeld für die Landwirtschaft aufgewendet werden?	j=1) weniger Geld	3	58.2	.000		Darstellung der $\beta$ -Koeffizienten: +  k k+1 k+2 0 -  k k+1 k+2 signifikant nicht signifikant						
	j=2) wie bisher									j=3) mehr Geld	j=4) weiss nicht	
Unabhängige Variablen						FG	Wald	Sig.	weniger Geld	wie bisher	mehr Geld	weiss nicht
V <sub>1</sub> : <u>Liberalismus</u> : Stützung hemmt Entwicklung						15	126.2	.000				
Antwortoptionen: k= 1: gar nicht einverstanden, ..., k=5: völlig einverstanden; k=6: weiss nicht												
V <sub>2</sub> : <u>Sozialstaat</u> : Bauern in schwieriger Zeit helfen		15	96.4	.000								
Antwortoptionen: k=7: gar nicht einverstanden, ..., k=11: völlig einverstanden; k=12: weiss nicht												
V <sub>3</sub> : <u>Bundeshaushalt</u> : Sparen auch bei Landwirtschaft		15	84.8	.000								
Antwortoptionen: k=13: gar nicht einverstanden, ..., k=17: völlig einverstanden; k=18: weiss nicht												
V <sub>4</sub> : <u>Kompensation</u> : tier- & umweltfreundliche Produktion		15	50.3	.000								
Antwortoptionen: k=19: gar nicht einverstanden, ..., k=23: völlig einverstanden; k=24: weiss nicht												
V <sub>5</sub> : <u>öffentliche Leistungen</u> : Selbstversorgung wichtig		15	32.5	.006								
Antwortoptionen: k=25: gar nicht einverstanden, ..., k=29: völlig einverst.; k=30: weiss nicht												
V <sub>6</sub> : <u>Existenz</u> : Landwirtschaft in CH nicht notwendig		9	7.9	.547								
Antwortoptionen: k=31: nicht / wenig einverstanden, ..., k=33: völlig einverst.; k=34: weiss nicht												
<b>-2 Log-Likelihood:</b>		Basismodell: 2623.1		vollst. Modell: 1384.1		<b>FG: 84</b>						

## 5.4 Vergleichbare Modelle für die Freihandels- und Ausgabenfrage

Um einen Vergleich zwischen den Meinungen zu einem Freihandelsabkommen und zu den Agrarausgaben zu ermöglichen, werden die Einflüsse von Variablen untersucht, die nicht in einem direkten Zusammenhang zu den abhängigen Variablen abgefragt wurden.

Für die landwirtschaftsinternen Motive beziehen sich die Variablen auf konkrete Leistungen. Dazu wurden auf die Produktion und auf die räumliche Wirkung der Landwirtschaft bezogene Leistungen ausgewählt.

- (i) Versorgungssicherheit I: Die Schweiz braucht eine eigene Landwirtschaft, um die Nahrungsmittelversorgung sichern zu können.
- (ii) Versorgungssicherheit II: Sollte der Inlandanteil (der Nahrungsmittelversorgung) höher sein als er heute ist, oder dürfte er auch tiefer sein?
- (iii) Lebensmittel aus der Schweiz: Wie wichtig ist es, dass Lebensmittel angeboten werden, die aus der Schweiz kommen?
- (iv) Umweltgestaltung I: Erhöht oder senkt eine sichtbare landwirtschaftliche Prägung die Attraktivität eines Ferienorts?
- (v) Umweltgestaltung II: Nutzung ländlicher Umgebungen zur Erholung / für Freizeitaktivitäten
- (vi) Regionalwirtschaft: Einschätzung der wirtschaftlichen Bedeutung der Landwirtschaft in abgelegenen Landesteilen

Von den Zusammenhängen dieser sechs Variablen zu den abhängigen Variablen, sind diejenigen für die produktionsbezogenen Variablen am grössten. Für die Freihandelsfrage weisen sie höhere Rangkorrelationen auf ( $\tau_c$  zwischen 0.376 und 0.404; nur Ja- und Nein-Antworten) als für die Ausgabenfrage ( $\tau_b$  zwischen 0.237 und 0.277). Die raumbezogenen Variablen zeigen schwächere Zusammenhänge zu den abhängigen Variablen ( $\tau_c < 0.25$  für die Freihandelsfrage und  $\tau_b \leq 0.18$  für die Aus-

gabenfrage). Alle genannten Korrelationen sind signifikant auf dem 0.1%-Niveau.

Erwartungen, dass die Landwirtschaft möglichst tiergerecht und umweltschonend produzieren soll, werden nicht als Erklärungsfaktoren untersucht, obwohl in Modell Mod2 (Tab. 4) ein signifikanter Erklärungsbeitrag der entsprechenden Variablen festgestellt wurde. In den Befragungsdaten zeigt sich, dass wenn diese Erwartungen nicht mit einer Unterstützungsbereitschaft verknüpft sind, in den entsprechenden Fragen unter den Befragten weitgehende Einigkeit festzustellen ist (81% halten eine "gute" Tierhaltung, 75% eine umweltschonende Produktion für äusserst wichtig). Es bestehen kaum signifikante Unterschiede in den Beurteilungen zwischen den verschiedenen Meinungsgruppen. Einzig der Unterschied zwischen Befürwortern und Gegnern eines Freihandelsabkommens in der Wahrnehmung der Wichtigkeit einer "guten" Tierhaltung ist schwach signifikant (Mann-Whitney U;  $Z = -2.077$ ,  $p = 0.038$ ; Gegner werten die Wichtigkeit etwas höher).

Die landwirtschaftsexternen Motive sind durch ein Set von drei Variablen vertreten. Diese entsprechen dem Grad der Zustimmung zu Aussagen über eine mögliche staatliche Pflicht der Einkommenssicherung und darüber, ob Bauern der Hilfe bedürfen und sie auch verdienen:

- (i) Intervention: „Es ist eine Aufgabe des Staates, dafür zu sorgen, dass Landwirte ein angemessenes Einkommen erhalten.“
- (ii) Solidarität I: „Die bäuerliche Bevölkerung ist eine benachteiligte Bevölkerungsgruppe.“
- (iii) Solidarität II: „Bauern arbeiten viel und verdienen wenig.“

Gemessen an den Rangkorrelationen weist wie Interventionsvariable von allen Prädiktorvariablen den stärksten Zusammenhang zu den abhängigen Variablen auf (Agrarausgaben: Kendalls  $\tau_b = 0.452$ ; Freihandel, Ja<Nein: Kendalls  $\tau_c = 0.409$ ). Die beiden Solidaritätsvariablen zeigen moderate Korrelationen mit den abhängigen Variablen (zwischen 0.316 und 0.380) und korrelieren stark miteinander (Kendalls  $\tau_b = 0.491$ ). Auch diese Korrelationen sind signifikant auf dem 0.1%-Niveau.

In der Modellierung werden für die Freihandelsfrage nur die Ja- und Nein-Antworten berücksichtigt, was ein binominales Logitmodell ergibt (rechte Seite von Tab. 5). Das Modell für die Meinungen zu den Agrarausgaben wird, zur besseren Vergleichbarkeit, als kumulatives Logitmodell geschätzt (linke Seite von Tab. 5), in welchem die Wahrscheinlichkeit höchstens einer bestimmten Kategorie anzugehören derjenigen einer höheren Kategorie anzugehören gegenüber gestellt wird (vgl. Abschnitt 4.3). Durch diese Restriktion gleicher Einflüsse auf allen Stufen geht, verglichen mit einem multinominalen Modell, kein signifikanter Erklärungsbeitrag verloren (Test für parallele Linien:  $\text{Chi}^2=28.3$ ,  $\text{FG}=25$ ,  $p=0.293$ ). Modelltechnisch sind die Kategorien der beiden abhängigen Variablen so angeordnet, dass eine tiefere Kategorie dem Wunsch nach geringerer, eine höhere dem Wunsch nach gleichbleibender resp. stärkerer Intervention in den Agrarsektor entspricht:

- Steuergelder für die Landwirtschaft: weniger < gleich viel < mehr
- Freihandelsabkommen: Ja < Nein

Die geschätzten Parameter weisen zwischen den beiden Modellen (Tab. 5) Ähnlichkeiten auf: Wer den Leistungen der Landwirtschaft einen hohen Wert beimisst, gehört seltener in einer tieferen Kategorie (Wunsch nach tieferen Agrarausgaben oder Zustimmung zum Freihandelsabkommen) an. Von den landwirtschaftsinternen Variablen weisen nur die lebensmittelbezogenen Motive signifikante Erklärungsbeiträge auf. Zudem ist im Agrarausgabenmodell von den beiden Versorgungssicherheitsvariablen nur diejenige über die gewünschte Veränderung des Inlandanteils signifikant (Versorgungssicherheit II). Sie zeigt, dass Personen, die finden, auch ein tieferer Inlandanteil würde genügen, häufiger einer tieferen Kategorie angehören. Entsprechend sind Personen, die sich eine Erhöhung des Inlandanteils wünschen, seltener in einer tieferen Kategorie zu finden. Auch die wahrgenommene Wichtigkeit eines inländischen Lebensmittelangebots leistet einen signifikanten Erklärungsbeitrag, wobei Personen, die dieser Leistung einen geringeren Wert zuschreiben, häufiger für kleinere Agrarausgaben sind und häufiger einem Agrarfreihandelsabkommen zustimmen würden.

Tab. 5: Kumulative Logitmodelle für die Meinungen zu Agrarausgaben und Freihandel

		Agrarausgaben (Mod3, n=1119)			Freihandel (Mod4, n=861)					
Abhängige Variablen $Y_i$		Soll mehr oder weniger Steuergeld für die Landwirtschaft aufgewendet werden?			Freihandelsabkommen: Wie würden Sie stimmen?					
(LW= Landwirtschaft)		FG	Wald	Sig.	Konstante		FG	Wald	Sig.	
$\ln\left(\frac{P(Y \leq j)}{P(Y > j)}\right)$	j=1) weniger G. j=2) wie bisher j=3) mehr Geld	2	657.2	.000			1	20.6	.000	j=1) ja j=2) nein
Erklärende Variablen $V_m$		FG	Wald	Sig.	$\beta_k$		FG	Wald	Sig.	
$V_1$ : <u>Versorgungssicherheit I</u> : Sichere Versorgung braucht inländische LW		2	2.9	.229			2	21.2	.000	Antwortoptionen: k= 1: nicht / wenig einverst., ..., k=3: völlig einverstanden
$V_2$ : <u>Versorgungssicherheit II</u> : nötiger Inlandanteil bei Lebensmitteln		2	17.9	.000			2	16.9	.000	Antwortoptionen: k=4: weniger reicht auch, k=5: wie heute, k=6: mehr
$V_3$ : <u>Lebensmittelangebot</u> : Wichtigkeit, inl. Lebensmittel kaufen zu können		2	13.5	.001			2	23.4	.000	Antwortoptionen: k= 7: nicht / wenig wichtig, ..., k=9: äusserst wichtig
$V_4$ : <u>Umweltgestaltung I</u> : Änderung der Attraktivität eines Ferienorts durch LW		3	0.9	.837			3	6.4	.095	Antwortoptionen: k= 10: gefällt mir weniger, k=11: gleich gut, k=12: besser
$V_5$ : <u>Umweltgestaltung II</u> : Nutzung des ländlichen Raums zur Erholung		2	3.3	.197			2	3.7	.160	Antwortoptionen: k= 13: (eher) selten, ..., k=16: sehr häufig
$V_6$ : <u>Regionalwirtschaft</u> : LW spielt tragende Rolle in abgelegenen Gebieten		2	0.9	.632			2	0.9	.648	Antwortoptionen: k= 13: nicht / wenig einverst., ..., k=15: völlig einverst.
$V_7$ : <u>Intervention</u> : Sicherung bäuerlicher Einkommen ist Staatsaufgabe		4	120.3	.000			4	21.2	.000	Antwortoptionen: k=16: gar nicht einverstanden, ..., k=22: völlig einverst.
$V_8$ : <u>Solidarität I</u> : bäuerliche Bevölkerung ist eine benachteiligte Gruppe		4	10.3	.035			4	12.0	.018	Antwortoptionen: k=23: gar nicht einverstanden, ..., k=27: völlig einverst.
$V_9$ : <u>Solidarität II</u> : Bauern arbeiten viel und verdienen wenig.		4	34.7	.000			4	8.9	.064	Antwortoptionen: k=28: gar nicht einverstanden, ..., k=32: völlig einverst.
<b>-2 Log-Likelihood:</b>	Basismodell:	2225.9			<b>FG:</b>	Basismodell: 1147.6			<b>FG:</b>	
	vollst. Modell:	1729.5			25	vollst. Modell: 840.9			25	

Die Wertschätzung landwirtschaftlich geprägter Umgebungen und von deren Nutzung zu Erholungszwecken sind nicht geeignet, um die Meinungen zu den Agrarausgaben oder zu einem Freihandelsabkommen vorherzusagen. Auch die Einschätzung der wirtschaftlichen Bedeutung der Landwirtschaft in abgelegenen Gebieten leistet keinen signifikanten Erklärungsbeitrag. Der schwache bis sehr schwache Zusammenhang, den diese Variablen in Korrelation mit den Meinungsvariablen zeigen, wird durch die weiteren Erklärungsvariablen überlagert.

Eine höhere Zustimmung zur Aussage, dass die Sicherung des Einkommens der Landwirte eine Staatsaufgabe sei, verringert die Wahrscheinlichkeit, dass jemand einer tieferen Kategorie angehört. Im Modell zu den Meinungen über die Agrarausgabe weist diese Variable mit Abstand den höchsten Erklärungsbeitrag auf. Im Modell zur Meinung über das Freihandelsabkommen liegt Bedeutung gemäss Wald-Test in einer ähnlichen Grössenordnung wie die der wichtigeren leistungsbezogenen Variablen. Dies mag damit zusammenhängen, dass der einkommensstützende Effekt von Zahlungen an Landwirte bewusster wahrgenommen wird als der Effekt des Grenzschutzes. Für die erste Solidaritätsvariable zeigen die  $\beta$ -Koeffizienten eine etwas weniger deutliche ordinale Abstufung als für die zweite Solidaritätsvariable. So scheint eine moderate Zustimmung einen stärkeren Effekt auf die Meinungen zu haben als eine starke Zustimmung. Der Erklärungsbeitrag der zweiten Solidaritätsvariablen ist ebenfalls im Agrarausgabenmodell grösser als im Freihandelsmodell, wo sie nicht mehr im signifikanten Bereich liegt ( $p=0.064$ ). Die erste Solidaritätsvariable leistet in beiden Modellen einen ähnlich schwachen, aber signifikanten Erklärungsbeitrag.

Eine deutliche Verwerfung der globalen Nullhypothese ( $p<0.001$ ) und nicht signifikante Hosmer-Lemeshow-Tests für binäre Teilmodelle (resp. für das Freihandelsmodell selbst) sprechen für die Gültigkeit der Modelle. Das McFadden Pseudo- $R^2$  liegt für das Agrarausgaben-Modell mit dem Wert 0.211 noch knapp im akzeptablen Bereich, was angesichts der grossen Prädiktorenzahl auf eine mässige Modellrelevanz hindeutet. Für das Freihandelsmodell zeigt das McFadden Pseudo- $R^2$  eine etwas höhere Relevanz (0.257). Mit den verwendeten Prädiktoren können im Agrarausgabenmodell 61% und im Freihandelsmodell 73% der Fälle richtig klassifiziert werden. Ein Verzicht auf die jeweils nicht signifikanten unabhängigen Variablen (ausser Solidarität II für das Freihandelsmodell) schränkt – wie zu erwarten – die Modellrelevanz kaum ein

(McFadden Pseudo- $R^2$  Agrarausgabenmodell: 0.205; Freihandelsmodell: 0.255; für beide Modelle gleiche Anteile richtig klassierter Fälle wie vorher). Die geschätzten  $\beta$ -Koeffizienten der verbleibenden Variablen erfahren durch diese Modifikation nur kleinere Veränderungen, für das Agrarausgaben-Modell zwischen -0.1 und 0.08 und für das Freihandelsmodell zwischen -0.07 und 0.05, was deutlich unter den jeweiligen Standardfehlern der Koeffizienten liegt.

## 6. Diskussion

Die im Rahmen dieser Studie geäußerten Meinungen zu den Agrarausgaben zeigen einen etwas tieferen Anteil unterstützungskritischer Personen als von 4hm und FBM-HSG (2007) erhoben. Die generellen Tendenzen beider Befragung stimmen jedoch überein: Ein grosser Teil der Bevölkerung (> 40%) ist mit dem gegenwärtigen Umfang der Agrarausgaben einverstanden. Von denjenigen, die eine Veränderung wünschen, übersteigt der Anteil der Personen, die eine Senkung wünschen denjenigen derer, die eine Erhöhung möchten um Faktor 1.4 (diese Studie) resp. 1.9 (4hm und FBM-HSG 2007). Aufgrund dieser Meinungsverhältnisse lässt sich sagen, dass eine Weiterführung des Status Quo die einzige mehrheitsfähige Option ist.

Die Antworten zum Agrar-Freihandelsabkommen lassen für sich betrachtet – trotz einer schwachen Mehrheit der Gegner – keine Prognose über das Ergebnis einer allfälligen Abstimmung zu. Ein solches wird davon abhängen, wie weit die Stimmbevölkerung von positiven oder negativen Auswirkungen eines solchen Abkommens überzeugt werden kann.

In Bezug auf die unter 4.1 beschriebenen Einschränkungen der Repräsentativität lässt sich sagen, dass eine bessere Vertretung der jüngeren Altersgruppen wohl die Zustimmung gegenüber einem Freihandelsabkommen erhöhen, eine bessere Ausschöpfung der schlechter ausgebildeten Bevölkerungsteile dieselbe verringern würde. Welche Tendenz überwiegen würde, lässt sich nicht abschätzen. Allerdings ist auch anzunehmen, dass die Personen mit höherer Sensibilisierung für landwirtschaftliche Themen (z.B. durch eine bäuerliche Herkunft), in der Stichprobe eher übervertreten sind, was zu einer Überschätzung der Geg-



nerschaft eines Freihandelsabkommens führen könnte. Es ist jedoch davon auszugehen, dass sich eben diese Bevölkerungsgruppe in einem Abstimmungskampf überdurchschnittlich gut mobilisieren liesse. Somit lässt sich vermuten, dass der wahre Anteil der Gegner eines Agrar-Freihandelsabkommens in der Bevölkerung eher tiefer liegt als in dieser Untersuchung beschrieben, dass diese Überschätzung aber im Fall einer Volksabstimmung wohl schon nur durch die unterschiedliche Mobilisierungswahrscheinlichkeit mehr als kompensiert würde.

Die Hypothesen über die Einflüsse der Wertschätzung der Landwirtschaft (Hypothese 1) und liberaler Vorstellungen (Hypothese 2) werden gestützt durch die festgestellten Rangkorrelationen und Einflüsse der jeweiligen Variablen in den Modellen. Dies gilt sowohl für die Frage zu einem Freihandelsabkommen mit der EU, wo die Wertschätzung der Landwirtschaft die Ablehnung und die liberalen Vorstellungen die Zustimmung erhöhen, als auch für die Unterstützungsfrage. Dies kann erklären, weshalb Personen, die für ein Freihandelsabkommen sind, sich auch häufiger für tiefere Agrarausgaben aussprechen.

Ob landwirtschaftsspezifische Motive einen stärkeren Einfluss haben als wirtschaftsliberale Motive (Hypothese 3) muss für beide Fragen separat betrachtet werden.

Für die Beurteilung der Agrarausgaben scheinen liberale resp. soziale Motive eine deutlich grössere Rolle zu spielen als die Wertschätzung der Landwirtschaft. Darauf hin deuten die festgestellten Korrelationen und Einflüsse in den Modellen Mod2 und Mod3. Die Präsentation der Bauern in einer Opferrolle erscheint vor diesem Hintergrund gegenwärtig als eine vielleicht fragwürdige, aber dennoch effektive Kommunikationsstrategie, denn sie wird von einem grossen Teil der Bevölkerung als glaubhaft empfunden. Dies zeigte auch eine Umfrage aus dem Jahr 2000: Damals schätzten 35% der Befragten den Einfluss der Bauern in der Schweizer Gesellschaft als zu gering und nur 13% als zu hoch ein (GfS.Bern 2000).

In Bezug auf den Einfluss landwirtschaftsspezifischer Motive auf die Beurteilung der Agrarausgaben lässt sich Folgendes feststellen:

- Tierschutz und Umweltsanliegen scheinen zwar als ein geeignetes Argument zur Begründung von Beträgen für die Landwirtschaft

(Mod2) – darauf basierte auch ein wesentlicher Teil der Unterstützung in der Abstimmung zum Agrarartikel von 1996 (Hirter et al. 1996, S. 126f). Wenn aber die Wahrnehmung der Wichtigkeit von Tierschutz und Umweltverträglichkeit (losgelöst von Forderungen nach mehr Unterstützung) untersucht wird, so sind keine signifikanten Unterschiede feststellbar zwischen Verfechtern von mehr oder von weniger Agrarausgaben. Dies lässt vermuten, dass sich die beiden Gruppen vielmehr darin unterscheiden, ob Direktzahlungen das am besten geeignete Instrument darstellen, um eine höhere Umweltverträglichkeit oder tierfreundlichere Handlungsstandards der Produktion zu erreichen.

- Analog dazu scheinen sowohl die Beurteilung der landschaftsgestalterischen Wirkung als auch die Einschätzung der regionalwirtschaftlichen Bedeutung der Landwirtschaft wenig dazu geeignet, Unterschiede in der Unterstützungsbereitschaft zu erklären.
- Die Wertschätzung eines inländischen Angebots an Nahrungsmitteln trägt zu einem gewissen Grad zur Erklärung der Unterstützungsbereitschaft bei. Dies betrifft sowohl das inländische Angebot im bestehenden Lebensmittelsortiment als auch den Beitrag der Landwirtschaft an die Versorgungssicherheit. In Bezug auf die Versorgungssicherheit spielt es für die Unterstützungsbereitschaft vor allem Rolle, ob ein Bedarf nach einer Erhöhung des Inlandanteils der Lebensmittelversorgung wahrgenommen wird (Mod3). In diesem Fall scheint in der Bevölkerung zumindest eine gewisse Einigkeit zu bestehen, dass die Unterstützung der Landwirtschaft zu ihrer Leistungsfähigkeit bezüglich Versorgungssicherheit beiträgt.

Aus diesen Resultaten lässt sich ableiten, dass Umwelt- oder Tierschutzargumente und Selbstversorgungsargumente jeweils unterschiedliche Gruppen ansprechen. Bereits in der Univox-Studie (Tutkun et al. 2007) wurde festgestellt, dass beide Themenbereiche für die Schweizerinnen und Schweizer eine sehr grosse Bedeutung aufweisen. Die Aussage von Tutkun et al. (2007) über die daraus folgende Unterstützungsbereitschaft muss aber relativiert werden: So scheint das Tierschutz-/Umweltargument (im Vergleich zum Versorgungsargument) weniger dazu geeignet, bei unterstützungskritischen Personen eine höhere Unterstützungsbereitschaft zu bewirken. Aus der Studie von 4hm und FBM-HSG (2007, S.63) ist denn auch ersichtlich, dass die Aussicht auf

eine konsequent ökologisch ausgerichtete Produktion Personen, die ohnehin für eine höhere Unterstützung der Landwirtschaft sind, stärker anspricht. Sie werden viel häufiger dazu angeregt, eine noch höhere Unterstützungsbereitschaft zu äussern, als Personen, die die gegenwärtigen Unterstützungen als zu hoch empfinden. Die Bedeutung von Tierschutz- und Umweltsachen für die Unterstützungsbereitschaft der Bevölkerung gegenüber der Landwirtschaft darf aber dennoch nicht unterschätzt werden. So ist gerade aus Sicht von liberalisierungskritischen (linken) Wählern die Bemühung um eine möglichst ökologische und tiergerechte Produktion oft eine zwingende Bedingung für die Unterstützungswürdigkeit der Landwirtschaft. Im Gegensatz dazu scheint das Versorgungsargument auch unterstützungskritische Personen anzusprechen. Hierin spielt allerdings die Einschätzung eine Rolle, welcher Inlandanteil des Nahrungsmittelangebots für die Versorgungssicherheit angemessen ist.

Zur Freihandelsfrage ist aufgrund der Resultate keine eindeutige Aussage über einen Vorrang landwirtschaftsinterner oder –externer Motive möglich. So trägt die Einschätzung der landwirtschaftlichen Leistungen stärker zur Erklärung der Meinungen bei als im Fall der Agrarausgaben (Mod4 verglichen mit Mod3); sie scheint mindestens so viel Gewicht zu haben wie die landwirtschaftsexternen Motive. Die Wertschätzung der landwirtschaftlichen Leistungen spielt auch eine wichtige Rolle darin, welche Entwicklungen in der Landwirtschaft als positiv oder negativ beurteilt werden. Die Einschätzungen der Folgen eines Freihandelsabkommens bezüglich der weiteren Entwicklung der Schweizer Landwirtschaft sind denn auch wichtiger für die Erklärung der Meinungsunterschiede als die Einstellung gegenüber den Konsumentenpreisen und der erwartete Nutzen für die Bevölkerung (Mod1). Im zu erwartenden Abstimmungskampf wird es daher wohl darum gehen, die Stimmbewölkerung vom Nutzen oder Schaden eines Freihandelsabkommens zu überzeugen. Da die Gegner des Abkommens das Argument der Versorgungssicherheit auf ihrer Seite haben, dem durch seine Stellung innerhalb der Pyramide menschlicher Bedürfnisse (Maslow 1943) eine grundlegende Bedeutung zukommt, werden es die Befürworter des Freihandels schwierig haben.

## 7. Schlussfolgerungen

Wenn es darum geht, Unterschiede in der Unterstützungsbereitschaft gegenüber der Landwirtschaft zu erklären, so kommt den landwirtschaftsexternen Argumenten (Einstellung gegenüber der Liberalisierung resp. sozialpolitischen Anliegen) eine wichtigere Bedeutung zu als Argumenten, die sich auf die Leistungen der Landwirtschaft beziehen. Die Aufnahme ökologischer und tierhaltungsbezogener Anliegen im Rahmen der Reformen der 1990er Jahre war notwendig, um den liberalisierungskritischen (und damit grundsätzlich unterstützungsbereiten) Kreisen eine unterstützungswürdige Landwirtschaft präsentieren zu können.

Für die Meinungsbildung zu einem Agrar-Freihandelsabkommen mit der EU scheinen die gleichen Faktoren eine Rolle zu spielen, wobei aber landwirtschaftsinterne Argumente ein grösseres Gewicht haben. So sind primär negative oder positive Einschätzungen bezüglich der Entwicklung der Landwirtschaft unter Freihandelsbedingungen ausschlaggebend für eine Ablehnung oder Zustimmung. Dabei spielt die Frage um einen ausreichenden Inlandanteil der Lebensmittelproduktion für eine sichere Versorgung eine vorrangige Rolle. Das Argument einer Gefährdung der Versorgungssicherheit ist geeignet, um auch eher liberalisierungsfreundliche Personen zu Gegnern des Agrar-Freihandels zu machen. Aus diesem Grund ist zu bezweifeln, dass eine Abstimmung zum Agrarfreihandelsabkommen positiv verlaufen würde.

### Literatur

4hm und FBM-HSG, 2007. Was erwartet die schweizerische Bevölkerung von der Landwirtschaft? Herleitung des Erwartungsprofils der Bevölkerung mit Hilfe einer adaptiven Conjoint-Analyse. Ein Auftragsprojekt zuhanden des Bundesamtes für Landwirtschaft. 4hm AG, St. Gallen und Forschungsstelle für Business Metrics der Universität St. Gallen.

Andress, H.-J., Hagensaaers, J.A. und Kühnel St., 1997. Analyse von Tabellen und kategorialen Daten. Log-lineare Modelle, latente Klassenanalyse, logistische Regression und GSK-Ansatz. Springer, Berlin Heidelberg.

Baltes-Götz, B., 2008. Logistische Regressionsanalyse mit SPSS. Universitäts-Rechenzentrum Trier.

<http://www.uni-trier.de/fileadmin/urt/doku/logist/logist.pdf> (07.02.10)

BFS, 2009. Öffentliche Finanzen der Schweiz 2007, Gesamtübersichten von Bund, Kantonen und Gemeinden. In: BFS – Statistisches Lexikon der Schweiz. Bundesamt für Statistik, Neuchâtel.

<http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/lexikon.html>  
(16.10.09)

Bortz, J., Lienert, G.A. und Boehnke, K., 2008. Verteilungsfreie Methoden der Biostatistik. 3., korrigierte Auflage. Springer, Berlin Heidelberg.

Bortz, J., 2005. Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler. 6. Auflage. Springer Medizin Verlag, Heidelberg.

BV, 1999. Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft. SR 101, Stand am 27. September 2009, Bern.

Cureton, E.E., 1968. Rank-Biserial Correlation when Ties Are Present. Educational and Psychological Measurement, 28 (77), 77-79.

EDI, EDA und EVD, 2008. Verhandlungen Schweiz-EU für ein Freihandelsabkommen im Agrar- und Lebensmittelbereich (FHAL) / Verhandlungen Schweiz-EU für ein Abkommen im Bereich der öffentlichen Gesundheit (GesA). Ergebnisse der Exploration und Analyse. Eidgenössisches Departement des Innern EDI, Eidgenössisches Departement für auswärtige Angelegenheiten EDA und Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement EVD, Bern.

EDA und EVD, 2010. Integrationsbüro EDA/EVD. Eidgenössisches Departement für auswärtige Angelegenheiten und Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement, Bern.

<http://www.europa.admin.ch/index.html?lang=de>. (05.07.10)

GFS.BERN, 2000. Einstellungen der SchweizerInnen gegenüber Jüdinnen und Juden und dem Holocaust. Eine Studie im Auftrag der Coordination intercommunautaire contre l'antisémitisme et la diffamation (CI-CAD) und des American Jewish Committee (AJC). GfS-Forschungsinstitut, Bern. <http://www.gfsbern.ch/gfs/antsem.html> (07.02.10)

Hirter, H., Benteli, M., Strohmam, D., Eperon, L. Müller, E. und Füzesséry, A., 1997. Année politique suisse 1996. Institut de science politique à l'Université de Berne, Bern.

- Jann, B., 2001. Stichprobenziehung aus TwixTel.  
<http://www.socio.ethz.ch/people/jannb/wp/twixtel.pdf> (07.02.10)
- Kendall, M.G., 1955. Rank Correlation Methods. 2. Auflage. Charles Griffin & Co. Ltd, London.
- Kühnel, St.M., 1995. Programme zur Logitanalyse von kategorialen abhängigen Variablen auf Individualdatenebene. Historische Sozialforschung, 20 (3), 63-87.
- Maslow, A. H., 1943. A Theory of Human Motivation. Psychological Review. 50, 370-396.
- OECD, 2009. Agricultural Policies in OECD Countries – Monitoring and Evaluation; Highlights. Organization for Economic Co-Operation and Development, Paris.
- Perman, R., Ma, Y., McGilvray, J. und Common, C., 1999. Natural Resource and Environmental Economics. 2. Auflage. Pearson Education, Harlow.
- Rupinski, M.T. und Dunlap W.P., 1996. Approximating Pearson Product-Moment Correlations from Kendall's Tau and Spearman's Rho. Educational and Psychological Measurement, 56 (3), 419-429.
- Schwonk, R. 2005. Europäischer Wirtschaftsraum (EWR). In: Historisches Lexikon der Schweiz (HLS). Version vom 22.11.2005, URL: <http://www.hls-dhs-dss.ch/textes/d/D27492.php>.
- Tutkun, A., Haller, T., Lehmann, B. und Raymann, U., 2007. Ungebrochene Befürwortung einer produzierenden Landwirtschaft - sofern sie tierfreundlich und umweltgerecht ist. UNIVOX Teil III A Landwirtschaft 2006, Trendbericht. ETH Zürich, Institute for Environmental Decisions und gfs-zürich, Zürich.
- Vermunt, J.K., 1997. LEM. A General Program for the Analysis of Categorical Data. Department of Methodology and Statistics, Tilburg University. [spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/lem/manual.pdf](http://spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/lem/manual.pdf) (07.02.10)

**Kontaktautorin:**

Therese Haller  
ETH Zürich  
Institut für Umweltentscheidungen  
Agri-food & Agri-environmental Economics Group  
Sonneggstrasse 33, SOL D6  
8092 Zürich

E-Mail: [thhaller@ethz.ch](mailto:thhaller@ethz.ch)

