

# **Bewertung von Landschaftsveränderungen im Schweizer Mittelland aus Sicht der Bevölkerung**

Eine Anwendung der Choice-Experiment-Methode

Marcel Schmitt, Felix Schläpfer, Anna Roschewitz

Herausgeber  
Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL  
Birmensdorf, 2005

Verantwortlich für die Herausgabe:  
Dr. Jakob Roost, Direktor a.i.  
Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL

Autoren:  
Marcel Schmitt  
Abteilung Ökonomie  
Eidg. Forschungsanstalt WSL  
Zürcherstrasse 111  
CH- 8903 Birmensdorf

Felix Schläpfer  
Institut für Umweltwissenschaften  
Universität Zürich  
Winterthurerstrasse 190  
CH-8057 Zürich

Anna Roschewitz  
Abteilung Ökonomie  
Eidg. Forschungsanstalt WSL  
Zürcherstrasse 111  
CH-8903 Birmensdorf

Zitierung:  
Schmitt, M.; Schläpfer, F.; Roschewitz, A., 2005: Bewertung von Landschaftsveränderungen im Schweizer Mittelland aus Sicht der Bevölkerung. Birmensdorf, Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL. 89 S. und 20 S. Anhang.

Layout:  
Margrit Wiederkehr, Eidg. Forschungsanstalt WSL, Birmensdorf

Umschlaggestaltung:  
Jacqueline Annen, Eidg. Forschungsanstalt WSL, Birmensdorf

Zu beziehen bei:  
Bibliothek WSL  
Zürcherstrasse 111  
CH-8903 Birmensdorf  
Fax 01 739 22 15  
E-mail: [publikationenvertrieb@wsl.ch](mailto:publikationenvertrieb@wsl.ch)

CHF 22.–

ISBN: 3-905621-21-5

© Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL, Birmensdorf, 2005

Umschlag von oben nach unten (Fotos: Marcel Schmitt):  
Dübendorf, ZH  
Volketswil, ZH  
Maur, ZH  
Volketswil/Schwerzenbach, ZH

Schmitt, M.; Schläpfer, F.; Roschewitz, A., 2005: Bewertung von Landschaftsveränderungen im Schweizer Mittelland aus Sicht der Bevölkerung. Birmensdorf, Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL. 89 S. und 20 S. Anhang.

---

## Abstract

### **Valuation of Landscape Changes on the Swiss Plateau: A Choice Experiment**

Changes in land management through agriculture, forestry and other land uses may affect a variety of services, including landscape aesthetics and food production. Many of these services have important public-good characteristics. In contrast to private goods, the demand for public goods cannot be monitored in the markets. Thus, surveys are one of the few ways of learning about the public's preferences for particular public services. In this study we used a survey-based economic valuation method called «choice experiment» to estimate the population's willingness-to-pay for landscape changes in the Canton of Zurich.

The experimental design of the written survey contained one stratification variable and one treatment factor. The stratification variable divided the sample into subpopulations of urban, suburban and rural respondents. Half of the respondents of each subpopulation were offered choice recommendations from political parties and interest groups (treatment factor). The additional information could be used analogous to the voting recommendations in real referenda and was intended to help respondents form an opinion.

The results indicate a positive willingness-to-pay for more hedgerows, trees, low-intensity managed land and nature reserves at the expense of high-intensity grassland. We found a negative willingness-to-pay for an increase in high-intensity grassland and less arable land. A noticeable expansion of forest would be accepted by people in urban and suburban areas, but not by people in rural areas. The choice recommendations tended to reduce willingness-to-pay estimates. Evaluation of welfare effects of such land use changes requires the additional consideration of the costs of the changes to the general public under present and alternative regulatory frameworks.

**Keywords:** choice experiment, choice modelling, landscape, environmental valuation, stated preferences, agri-environmental policy, validation, voting recommendations



# Inhalt

Abstract	3
Vorwort	7
<b>1 Einleitung</b>	<b>9</b>
1.1 Hintergrund	9
1.2 Zielsetzungen	9
1.2.1 Zielsetzung und Fragen der angewandten Studie	9
1.2.2 Erweiterung der Zielsetzung im Kontext der Grundlagenforschung	10
1.3 Aufbau	10
<b>2 Theoretische Grundlagen und Methode</b>	<b>13</b>
2.1 Methoden der Präferenzerfassung in der Ökonomie	13
2.1.1 Einordnung	13
2.1.2 Indirekte Methoden	14
2.1.3 Direkte Methoden	15
2.2 Choice-Experimente	17
2.2.1 Grundidee und Ablauf	17
2.2.2 Theoretischer Hintergrund	18
2.2.3 Berechnung von Zahlungsbereitschaften	20
2.2.4 Verbreitung und Anwendung von Choice-Experimenten	21
<b>3 Design des Experiments</b>	<b>23</b>
3.1 Fokusgruppengespräche	23
3.2 Festlegung der verwendeten Landschaftsszenarien	23
3.2.1 Wahl der Attribute	23
3.2.2 Nicht berücksichtigte Attribute	25
3.2.3 Räumlich-politische Abgrenzung	25
3.2.4 Aktuelle Flächenverhältnisse der Landnutzungen	25
3.2.5 Verwendete Attribut-Ausprägungen	26
3.2.6 Darstellung der Landschaftsszenarien	28
3.3 Experimentelles Design	29
3.3.1 Im Allgemeinen	29
3.3.2 Validierungsdesign I: Experimentelle Beigabe von Antwortempfehlungen	29
3.3.3 Validierungsdesign II: Stratifizierung der Stichprobe	31
3.4 Gestaltung des Fragebogens und Pretests	31
3.4.1 Interner Pretest	32
3.4.2 Externer Pretest	32
3.5 Hauptbefragung	33
3.6 Statistische Auswertung	34
<b>4 Ergebnisse</b>	<b>35</b>
4.1 Grundgesamtheit und Stichprobe	35
4.2 Einstellungen gegenüber Landschaft und Landwirtschaft	37
4.3 Choice-Experiment: Modellschätzung	38
4.3.1 Entscheidungsmodelle der gesamten Stichprobe	38
4.3.2 Entscheidungsmodelle nach Gemeindetypen	42
4.3.3 Entscheidungsmodelle nach Beigabe von Antwortempfehlungen	44
4.3.4 Antwortsicherheit	45
4.4 Einfluss sozioökonomischer Variablen auf das Entscheidungsverhalten	46
4.5 Zahlungsbereitschaften	47
4.5.1 Zahlungsbereitschaften nach Beigabe von Antwortempfehlungen	47
4.5.2 Zahlungsbereitschaften nach Gemeindetypen	48
4.5.3 Aggregierte Zahlungsbereitschaften in Frankenbeträgen	49
4.5.4 Zahlungsbereitschaften für die Veränderung ganzer Landschaften	51
<b>5 Diskussion</b>	<b>53</b>
5.1 Zur Interpretation der Resultate	53
5.1.1 Verwendete Ausprägungsintervalle	53
5.1.2 Resultate mit und ohne Beigabe von Antwortempfehlungen	53

5.1.3	Bewertungsgegenstand	54
5.1.4	Bewertung der Nutzenseite	54
5.2	Vergleich mit Resultaten anderer Studien	55
5.3	Zur Validität der Resultate	56
5.3.1	Repräsentativität der Stichprobe	56
5.3.2	Experimentelle Validierung	57
5.3.3	Ableitung von Zahlungsbereitschaften aus Steuerreduktionen	57
5.3.4	Mögliche Erklärungen überhöhter Zahlungsbereitschaften	59
5.3.5	Signifikante Attribut-Interaktionen	60
5.3.6	Methodischer Vergleich mit anderen Studien	61
<b>6</b>	<b>Folgerungen für die Politik</b>	<b>63</b>
<b>7</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>65</b>
<b>8</b>	<b>Summary</b>	<b>67</b>
<b>9</b>	<b>Literatur</b>	<b>69</b>
	<b>Anhang</b>	<b>73</b>

## Vorwort

Die vorliegende Arbeit bildet den Schlussbericht des Teilprojekts «Landschaftspräferenzen», das von Mitarbeitenden der Abteilung Ökonomie der Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL) und des Instituts für Umweltwissenschaften der Universität Zürich im Rahmen des «Integrierten Forschungsprojekts GREIFENSEE» durchgeführt wurde.

Das Integrierte Forschungsprojekt GREIFENSEE (Laufzeit 2000–2005) wurde vom Bundesamt für Landwirtschaft initiiert. Im Projekt arbeiteten mehrere Forschungsinstitute unter der Gesamtleitung des Instituts für Agrarwirtschaft der ETH Zürich. Als disziplinenübergreifendes Projekt identifizierte und analysierte es Nutzungskonflikte und entwickelte Lösungsvorschläge für eine nachhaltige Raum- und Landschaftsnutzung im Schweizer Mittelland am Beispiel des Wassereinzugsgebiets des Greifensees.

Wir danken folgenden Institutionen für die finanzielle Unterstützung: Bundesamt für Landwirtschaft, Amt für Landschaft und Natur des Kantons Zürich, Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL), Institut für Agrarwirtschaft der ETH Zürich, Institut für Umweltwissenschaften der Universität Zürich.

Unser besonderer Dank gilt allen Personen, die in verschiedenster Weise zum Gelingen des Projektes beigetragen haben: Prof. Peter Rieder, Kurt Zgraggen, Dr. Christian Flury, Dr. Priska Baur, Prof. Bernhard Schmid, Dr. Urs Gantner, Vinzenz Jung, Dr. Marco Pezzatti, die Teilnehmenden der Fokusgruppengespräche, diverse VertreterInnen von Parteien und Verbänden, die Seminarteilnehmenden am Institut für Agrarwirtschaft sowie am Institut für Umweltwissenschaften und nicht zuletzt allen Personen, die sich Zeit für die Befragung genommen haben.

Birmensdorf und Zürich, März 2005

*Marcel Schmitt  
Felix Schläpfer  
Anna Roschewitz*



# 1 Einleitung

## 1.1 Hintergrund

In der Schweiz bestehen für die Bürgerinnen und Bürger vielfältige Möglichkeiten, die landschaftswirksamen Politiken mitzustalten. Direkt-demokratische Entscheide betreffend Landwirtschaft, Gewässerschutz, Natur- und Heimatschutz und Raumplanung setzen in den letzten Jahren Eckpfeiler der Politik und beeinflussen darüber hinaus das staatliche Handeln. Dennoch wissen wir wenig darüber, inwiefern die derzeitige Nutzung der Landschaft den Präferenzen der Bevölkerung entspricht. Die heutige Landwirtschaft und Landschaft ist das Produkt einer historischen Entwicklung, in der zahlreiche einzelne Politikentscheide aus jeweils beschränktem Gestaltungsspielraum heraus erfolgten. Die sich wandelnden Ansprüche der Gesellschaft an die Landschaft als Erholungsraum und die Liberalisierung des Welthandels mit ihren Auswirkungen auf die Landwirtschaft erfordern heute eine laufende Überprüfung der Agrarpolitik und anderer raumwirksamer Politiken hinsichtlich ihrer gesellschaftlichen Optimalität.

Insbesondere für die Weiterentwicklung der Agrarpolitik ist neben der Marktnachfrage nach Landwirtschaftsprodukten zunehmend die Nachfrage nach Landwirtschafts-, Naturschutz- und Erholungsflächen als öffentliche Güter massgebend. In einer agrarpolitischen Gesamtschau muss die Nachfrage nach diesen öffentlichen Gütern umfassend berücksichtigt werden. Aus ökonomischer Sicht sollten dabei die Präferenzen der Bürgerinnen und Steuerzahler entscheidend sein, welche landschaftswirksamen Aktivitäten in welchem Ausmass durch staatliche Mittel gefördert oder allenfalls besteuert werden. Diese ökonomische Sichtweise ist mit dem Konzept einer multifunktionalen Landwirtschaft grundsätzlich vereinbar. Die agrarpolitischen Massnahmen sollten sich jedoch verstärkt an der gesellschaftlichen Nachfrage orientieren.

Der Bedarf an Informationen über die Präferenzen der Bevölkerung betreffend Landwirtschaft und Landschaft kann anhand eines aktuellen Beispiels erläutert werden. Derzeit wirken sich sinkende Produzentenpreise auf die landwirtschaftlichen Produktionsentscheide aus. Die Auswirkungen auf die Nutzung der landwirtschaftlichen Flächen können anhand von Gleichgewichtsmodellen vorhergesagt werden (z.B. ZGRAGGEN *et al.* 2004). So führen sinkende Preise bei den Marktfrüchten tendenziell zu einer Abnahme der Ackerfläche im Schweizer Mittelland. Ein solches Szenario wirft die Frage auf, wie diese Veränderungen der Landwirtschaft und Landschaft von der Gesellschaft bewertet werden. Erst unter Einbezug der gesellschaftlichen Bewertungen kann evaluiert werden, ob eine gezielte Stützung bestimmter Landnutzungen über Direktzahlungen ökonomisch effizient ist. Die Präferenzen der Bevölkerung sind hier von zentralem Interesse.

## 1.2 Zielsetzungen

### 1.2.1 Zielsetzung und Fragen der angewandten Studie

Während die gesellschaftlichen Kosten der Landwirtschaft und Landschaftspflege relativ gut dokumentiert sind, sind die Nutzen kaum bekannt. Die Nachfrage nach öffentlichen Gütern kann nicht wie bei gewöhnlichen Gütern auf Märkten beobachtet werden. Um erfassen zu können, wie viel die Bevölkerung für eine bestimmte Form der Landschaft und Landwirtschaft zu zahlen bereit ist, stehen methodisch zwei Ansätze zur Verfügung: Die Analyse und ökonomische Interpretation vergangener politischer Entscheidungen und die Erfassung der Präferenzen mittels direkter Befragungen (z.B. POMMEREHNE

1987). Wenn spezifische öffentliche Güter interessieren, liegen meist keine politischen Entscheidungen vor, anhand derer ein detailliertes Bild der Präferenzen der Bevölkerung gezeichnet werden kann. Befragungen sind dann die einzige verfügbare Informationsquelle.

Die vorliegende Studie hat zum Ziel, die Präferenzen der Bevölkerung im Hinblick auf Veränderungen der Landschaft und Landwirtschaft zu erfassen. Genauer soll die Zahlungsbereitschaft (beziehungsweise Kompensationsforderung) für die flächenmässige Veränderung verschiedener Landnutzungen im Schweizer Mittelland mittels eines so genannten Choice-Experiments erhoben werden. Das Siedlungsgebiet sowie auch die räumliche Anordnung der Landnutzungen werden in dieser Betrachtung bewusst ausgeklammert.

Folgende Fragen werden untersucht:

1. Wie bewertet die Bevölkerung flächenmässige Veränderungen verschiedener Landnutzungen im Schweizer Mittelland?
2. Wie unterscheiden sich die Bewertungen in Abhängigkeit des Gemeindetyps (Stadt, Agglomeration, Land)?

### 1.2.2 Erweiterung der Zielsetzung im Kontext der Grundlagenforschung

Die Erfassung der Präferenzen für staatliche Leistungen, die den Charakter öffentlicher Güter haben, ist methodisch besonders anspruchsvoll. Gleichzeitig besteht ein grosser Bedarf an Informationen über solche Präferenzen, weshalb sich die aktuelle Forschung sehr intensiv mit dem Thema befasst. Die vorliegende Studie verbindet die angewandte Fragestellung mit einer methodisch orientierten Untersuchung, die darauf abzielt, die theoretischen Grundlagen der Präferenzerfassung für öffentliche Güter anhand von Befragungen zu erweitern. Diese Erweiterung der Studie vor dem Hintergrund der aktuellen Forschung soll gleichzeitig den Wert der angewandten Studie erhöhen. Insbesondere soll sie eine Einschätzung der Validität der Ergebnisse ermöglichen, die über die übliche «interne» Validierung hinausgeht.<sup>1</sup>

Folgende Fragen werden untersucht:

1. Bilden die räumlichen Muster in der Zahlungsbereitschaft (Stadt, Agglomeration, Land) diejenigen Muster ab, welche in Volksabstimmungen ähnlichen Inhalts beobachtet werden?
2. Wie beeinflusst das Fehlen eines politischen Diskurses (im Gegensatz zur Situation bei Volksabstimmungen) das Ergebnis der Umfrage?

## 1.3 Aufbau

Als erstes wird in Kapitel 2 der theoretische und methodische Hintergrund erörtert. Dies geschieht in relativ ausführlicher Weise, da die Bekanntheit der Choice-Experiment-Methode im Umweltbereich noch gering ist. Kapitel 3 beschreibt, einem chronologischen Aufbau folgend, die verschiedenen Design-Phasen des Experiments. Dabei wird spezielles Gewicht auf die Gestaltung des experimentellen Designs gelegt. Kapitel 4 beinhaltet die Ergebnisse des Befragungs-Experiments: In einem ersten Schritt werden die sozio-ökonomischen Variablen und Einstellungsfragen ausgewertet. Danach erfolgt die Analyse

<sup>1</sup> Für die Einordnung der Grundlagenstudie im Rahmen der aktuellen Forschung verweisen wir auf die für eine Fachzeitschrift verfasste Publikation (SCHLÄPFER *et al.* 2004b). Umgekehrt enthält dieser Bericht die ausführliche Darstellung der Methoden und Resultate, auf die in der Fachpublikation verwiesen wird.

der Auswahlentscheidungen des Choice-Experiments mittels statistischer Modellrechnungen. Letztere stellen die Basis dar für die Ableitung der Zahlungsbereitschaften, welche sowohl in der Einheit Steuerprozent als auch in absoluten Frankenbeträgen dargestellt sind. In Kapitel 5 werden die gewonnenen Resultate diskutiert und in den grösseren Zusammenhang gestellt. Kapitel 6 präsentiert die wichtigsten Erkenntnisse und Folgerungen im Hinblick auf zukünftige Entwicklungstendenzen in der Landwirtschaftspolitik.



## 2 Theoretische Grundlagen und Methode

### 2.1 Methoden der Präferenzerfassung in der Ökonomie

#### 2.1.1 Einordnung

Die Präferenzerfassung für ein Gut ist immer dann vergleichsweise einfach und sicher, wenn dieses auf einem Markt gehandelt wird, auf dem die Individuen ihre Präferenzen über ihre Kaufentscheide zum Ausdruck bringen. Öffentliche Güter entziehen sich im Gegensatz zu privaten Gütern naturgemäß einer marktlichen Bewertung. Dies liegt insbesondere darin begründet, dass per Definition niemand von der Nutzung eines öffentlichen Gutes ausgeschlossen werden kann (z.B. aufgrund nicht-definierter beziehungsweise nicht-definierbarer Eigentumsrechte), womit eine Voraussetzung für die Entstehung von Marktmechanismen fehlt.

Die Landschaft im Schweizer Mittelland hat ihrer Nutzung weitgehend den Charakter eines öffentlichen Gutes. Der «Konsum» der Landschaft als Erholungs- und Freizeitraum steht jedem Individuum offen. Darüber hinaus stellt die Landschaft als historisches Produkt ein Kulturgut dar und beherbergt biologische Ressourcen, welche für alle Menschen gleichermaßen eine Lebensgrundlage darstellen. Die Gestaltung der Landschaft («Angebot» an Landschaft) wird deshalb zu einem grossen Teil als gesellschaftliche Aufgabe betrachtet und auch mit öffentlichen Geldern finanziert. Dieser Kostenseite steht eine Nutzenseite gegenüber, welche sich beim öffentlichen Gut Landschaft aus erwähnten Gründen nicht in Form einer Marktnachfrage äussert.

Wohlfahrtsökonomisch betrachtet ist die Bereitstellung öffentlicher Güter dann sinnvoll, wenn die daraus entstehenden Nutzen die Kosten überwiegen.<sup>2</sup> Im Gegensatz zu den Kosten sind die Nutzen der «Bereitstellung» von Landschaft jedoch schlecht greifbar. Dies betrifft insbesondere auch die kulturellen Werte, welche über reine Gebrauchs- oder Nutzwerte hinausgehen (so genannte Non-use Values, z.B. TIETENBERG 1997: 69). Ziel der vorliegenden Studie ist es, Präferenzen für das Gut Landschaft ökonomisch zu erfassen und damit die *Nutzen*-Seite zu beleuchten. Genauer befasst sich die Studie mit den Präferenzen betreffend die Zusammensetzung der *unbebauten* Landschaft aus verschiedenen landwirtschaftlichen Nutzungsformen sowie Wald und Naturschutzgebiete. Die gewonnenen Erkenntnisse bilden eine wissenschaftliche Grundlage für eine nachfrageorientierte Landschafts- und Agrarpolitik.

Die Betrachtung richtet sich dabei auf die Bewertung von Landschaftsveränderungen (*marginale* Bewertung) und nicht auf den totalen Wert der gegenwärtigen Landschaft. Die Berechnung eines ökonomischen «Totalwerts» einer Landschaft ist nicht durchführbar, weil ökonomische Bewertungen generell nur dort möglich sind, wo realistische Alternativen zum bestehenden Zustand existieren. Da die Landschaft im Schweizer Mittelland als ganzes nicht durch etwas anderes ersetztbar ist, kann sich die Bewertung lediglich auf Landnutzungsänderungen und die Verschiebung der relativen Anteile bestimmter Landschaftselemente richten.<sup>3</sup>

In der Ökonomie sind Methoden entwickelt worden, die trotz des fehlenden Marktbezugs eine Schätzung des monetären Wertes öffentlicher Güter ermöglichen (vgl. Kap. 2.1.2 und 2.1.3). Ökonomische Bewertungsmethoden verfolgen das Ziel, den Wert eines Gutes in *Geldbeträgen* auszudrücken, welche die Individuen maximal bereit wären

<sup>2</sup> Zur Nutzen-Kosten-Analyse im Umweltbereich vgl. z.B. TIETENBERG (1997: 60–76).

<sup>3</sup> Eine ausführliche Darstellung zur ökonomischen Umweltbewertung bietet z.B. HAMPICKE (1991).

aufzugeben, damit das Gut bereitgestellt werden könnte. Es werden mit anderen Worten Zahlungsbereitschaften erhoben, welche ein monetäres Mass für den Nutzen beziehungsweise die Wertschätzung eines Gutes darstellen. Die zentrale Idee dieses Konzepts besteht darin, verschiedene Handlungsalternativen über einen gemeinsamen Massstab *vergleichbar* zu machen, und zwar in Form von Tauschrelationen zwischen verschiedenen Gütern (z.B. BATEMAN *et al.* 2002, Kap. 1.2; HANLEY *et al.* 2001b, Kap. 3.4). Geld kann als ein besonders «allgemeines» Gut bezeichnet werden und stellt deshalb im Rahmen der ökonomischen Bewertung die übliche Vergleichsgröße dar. Sie ermöglicht es im vorliegenden Fall, die Nutzenseite der unbebauten Landschaft auf die gleiche Dimension wie die Kostenseite zu stellen, woraus sich Aussagen über die Wohlfahrtswirkung landschaftsgestalterischer Massnahmen ableiten lassen. Des Weiteren kann geschätzt werden, wie viel die Bevölkerung für wünschenswerte Veränderungen der unbebauten Landschaft zu zahlen bereit ist, oder aber, wie viel die Bevölkerung bei negativ empfundenen Landschaftsveränderungen mit Geld kompensiert werden müsste, um auf dem ursprünglichen Nutzenniveau zu bleiben. Der einheitliche Massstab «Geld» ist aber auch Grundlage für die Entwicklung unterschiedlicher, jedoch *gleichwertiger* Landschaftsprojekte: Wie sehen mögliche Umgestaltungen der Landschaft aus, die in der Bevölkerung allesamt gleich oder ähnlich bewertet werden?

Die Quantifizierung des Nutzens von öffentlichen Gütern in Geldwerten ist mit gewissen methodischen Unsicherheiten und Problemen verbunden, weshalb Resultate entsprechend sorgfältig geprüft und interpretiert werden müssen. Außerdem stösst die monetäre Bewertung bei gewissen Fragestellungen an ethische Grenzen (z.B. HAMPICKE 2001). Dennoch stellt sie bei politischen Entscheiden über öffentliche Güter unter gewissen Voraussetzungen eine wertvolle Entscheidungshilfe dar.

Im Folgenden werden kurz die verschiedenen Stossrichtungen der Präferenzerfassung bei öffentlichen Gütern aufgezeigt (für eine ausführliche Darstellung vgl. z.B. POMMEREHNE 1987). Grundsätzlich wird zwischen direkten und indirekten Methoden unterschieden.

## 2.1.2 Indirekte Methoden

Indirekte Methoden leiten die Präferenzen der Individuen aus deren beobachtbaren *Verhalten* in realen Situationen ab. Im Englischen spricht man von der «Revealed Preference Analysis» («offenbare» Präferenz). Die Grundidee dieser Kategorie von Ansätzen besteht darin, dass die Wertschätzung eines öffentlichen Gutes indirekt über die Marktdaten eines privaten Gutes zum Ausdruck kommt, welches mit dem öffentlichen Gut in enger Verbindung steht (es entsteht ein so genannter «Behavioural Trail», BATEMAN *et al.* 2002: 29). Das private Gut kann entweder *zusammen* mit dem öffentlichen Gut konsumiert werden (komplementäre Beziehung) oder *anstatt* des öffentlichen Gutes (substitutive Beziehung) über den entsprechenden Markt in Anspruch genommen werden. Von den beobachteten Preisen des privaten Gutes (z.B. Liegenschaftenpreise; privater Aufwand für Einbruchschutz) wird dann auf die Wertschätzung des öffentlichen Gutes (saubere Luft; Sicherheit) geschlossen. Die komplementäre Logik nutzen bekannte Ansätze wie die Reisekostenmethode oder die Marktpreismethode (Hedonic Pricing). Der substitutive Ansatz findet bei der Vermeidungskostenmethode Anwendung. Eine ausführliche Beschreibung dieser indirekten Methoden bietet ebenfalls POMMEREHNE (1987).

Ein bedeutender Vorteil der indirekten Methoden liegt darin, dass keine Verzerrungen der Ergebnisse aufgrund strategischen Verhaltens auftreten. Von strategischem Verhalten wird dann gesprochen, wenn die Individuen ihre wahre Wertschätzung bewusst über-

oder untertreiben, um ihre eigenen Präferenzen besser durchzusetzen (z.B. FREY und KIRCHGÄSSNER 1994).

Im Zusammenhang mit landschafts- und umweltökonomischen Anwendungen ist jedoch auf einige wichtige Nachteile der indirekten Methoden hinzuweisen:

1. Es lässt sich nicht immer ein entsprechendes privates Gut finden, das zur indirekten Bewertung des öffentlichen Gutes herangezogen werden kann.
2. Die Präferenzen für ein öffentliches Gut hinterlassen nur bei tatsächlicher Inanspruchnahme des Gutes ihre Spur im beobachtbaren Verhalten. Damit werden nutzungs-unabhängige Wertkomponenten wie beispielsweise Existenz-, Options- oder Vermächtniswerte *nicht* erfasst. Gerade bei der Landschaft ist jedoch davon auszugehen, dass diese nutzungsunabhängigen Werte einen beträchtlichen Teil der gesamten Wert-schätzung ausmachen (z.B. RANDALL 1991).
3. Indirekte Methoden erlauben nur Bewertungen *ex post*. Zukünftige, neuartige oder hypothetische Güter, wie im vorliegenden Fall Veränderungen der unbebauten Land-schaft, sind mit indirekten Methoden *nicht* bewertbar.

### 2.1.3 Direkte Methoden

Ausgangspunkt der direkten Methoden bilden Präferenzäusserungen, die auf dem Befragungsweg erhoben werden. Die englischsprachige Literatur diskutiert diese Gruppe von Ansätzen unter dem Begriff «Stated Preference Analysis» («bekundete» Präferenz). Im Gegensatz zur Revealed Preference Analysis, welche am Verhalten in realen Situationen ansetzt, handelt es sich hier um Befragungen, in welchen die Individuen verbal bekunden, wie sie sich in hypothetischen Entscheidungssituationen verhalten würden. Unter den direkten Ansätzen lassen sich zwei unterschiedliche Richtungen der Analyse unterscheiden:

Bei der *Contingent Valuation-Methode* (kontingenter Bewertungsansatz) wird zuerst das zu bewertende öffentliche Gut genau umschrieben. In einem zweiten Schritt wird dann direkt nach der maximalen Zahlungsbereitschaft beziehungsweise nach der minimalen Entschädigungsforderung gefragt. Die Contingent Valuation-Methode beinhaltet also eine explizite Frage nach dem «Preis» unter der Annahme («kontingent»), das öffentliche Gut würde in einem hypothetischen Markt gehandelt.

Die andere Gruppe von Verfahren wird als *Conjoint Analysis* beziehungsweise *Conjoint Measurement* bezeichnet. HANLEY *et al.* (2001a) sowie BATEMAN *et al.* (2002) sprechen vom Begriff «Choice Modelling» und reihen diesen als Synonym unter die beiden erst genannten ein.<sup>4</sup> Methodisch knüpft die Conjoint Analyse an der Mehr-dimensionalität des zu bewertenden Gutes an: Es wird angenommen, dass sich jedes Gut über ein Bündel von Attributen (Eigenschaften) darstellen lässt und dass ein Individuum grundsätzlich aus diesen einzelnen Eigenschaften Nutzen zieht, und nicht aus dem Gut an sich. Über die systematische Variation der Attribut-Ausprägungen wird eine Vielzahl hypothetischer Güter kreiert, welche danach von den Befragten bewertet werden (Rating, Ranking, Choice). Dabei bildet der «Preis» ein Attribut, welches wie die übrigen Attribut-e in verschiedenen Ausprägungen vorgegeben wird. Im Unterschied zur Contingent Valuation-Methode wird hier also nicht direkt nach dem «Preis» gefragt; es handelt sich um eine indirekte Preisbefragung.

<sup>4</sup> Dem sprachlichen Verständnis nach wäre Choice Modelling allerdings eher dazu geeignet, den entscheidungs-basierten Ansatz innerhalb der Conjoint Analyse zu benennen (Kap. 2.2: Choice-Experimente).

Die Stärken der direkten Methoden liegen vor allem dort, wo die indirekte Präferenz erfassung an Grenzen stösst. Erstens erlaubt nur die direkte Erhebungsart den Einbezug nutzungsunabhängiger Wertkomponenten. Zweitens kann sie nicht nur auf existierende, sondern auch auf zukünftige und neuartige Güter angewandt werden.

Der hypothetische Erhebungskontext bringt zugleich auch einige Schwierigkeiten mit sich, welche bei der Durchführung und Interpretation empirischer Studien berücksichtigt werden müssen:

1. Es besteht die Gefahr, dass die Befragten absichtlich verzerrte Aussagen machen, um das Ergebnis der Untersuchung zu ihren Gunsten zu beeinflussen (strategische Antworten).
2. Die Erhebungsart der Befragung erfordert in einem ersten Schritt eine Beschreibung des zu bewertenden Gutes. Es ist damit zu rechnen, dass dabei Art und Umfang der bereitgestellten Informationen die Antworten beeinflussen können («Information Bias»). Dies kann, kombiniert mit fehlender Vertrautheit der Befragten mit dem zu bewertenden Gut, zu «Anchoring»-Effekten führen, welche dadurch zustande kommen, dass sich die Befragten bei ihrer Antwortfindung an im Fragebogen enthaltenen Informationen orientieren.
3. Die Befragten bewerten unter Umständen unterschiedliche Quantitäten und Qualitäten eines Gutes nicht entsprechend unterschiedlich. So kann beispielsweise die geäusserte Zahlungsbereitschaft für den Schutz einer einzigen Tierart nur wenig unter derjenigen für Natur- und Artenschutz im Allgemeinen liegen. In der englischsprachigen Literatur spricht man von «Scale»- und «Scope»-Effekten. Ein verwandtes Phänomen wird auch als «Embedding»-Effekt bezeichnet, wonach die Zahlungsbereitschaft für ein bestimmtes Gut davon abhängt, wie viele oder welche alternativen Güter gleichzeitig zur Auswahl stehen.

Die Verfahren der Conjoint Analyse, insbesondere die in der vorliegenden Untersuchung angewandten Choice-Experimente, weisen gegenüber der Contingent Valuation eine Reihe von Vorteilen auf:

1. Die explizite Berücksichtigung der Multidimensionalität eines Gutes erlaubt es, Zahlungsbereitschaften und Austauschrelationen für die einzelnen Charakteristika zu bestimmen.
2. Eine direkte Frage nach dem «Preis» wird vermieden. Stattdessen erfolgt die Ableitung der Zahlungsbereitschaft über ein vorgegebenes Preis-Attribut und über mehrere nacheinander folgende Auswahlentscheidungen. Dies vermindert tendenziell das Auftreten strategischer Antworten (BATEMAN *et al.* 2002: 272f.; LOUVIERE *et al.* 2000: 351f.).
3. Embedding Effekte können insofern aufgefangen werden, als dass die verschiedenen Charakteristika als Teilgüter in das Gesamtgut «eingebettet» werden, wodurch die Befragten gezwungen sind, zwischen den Teilgütern abzuwählen (LOUVIERE *et al.* 2000: 352). Unglaublich hohe Bewertungen einzelner Teilgüter sind damit nicht zu erwarten.
4. Choice-Experimente weisen eine gewisse Analogie zu realen Entscheidungssituativen auf. Sowohl bei Konsumententscheidungen (private Güter) wie auch bei Abstimmungen (öffentliche Güter) treffen die Individuen eine Wahl aus vorgegebenen Alternativen, welche auf der Basis einiger weniger ausschlaggebender Merkmale beurteilt werden.

Auch bei der Conjoint Analyse sind einige kritische Punkte anzuführen. Erstens sollten die zur Beschreibung des Gutes verwendeten Attribute alle wichtigen Charakteristika des Gutes umfassen. Andernfalls ist mit zufälligen Einflüssen auf die Antworten zu rechnen,

welche im Experiment nicht kontrolliert werden können. Zweitens setzt die Schätzung des totalen Werts eines Gutes voraus, dass sich dieser tatsächlich additiv aus den Attributwerten zusammensetzt (HANLEY *et al.* 2001a: 449). Zum einen muss die Angemessenheit dieser Annahme in der Praxis bezweifelt werden, zum anderen unterstreicht die Aggregation wiederum die Wichtigkeit einer ausreichenden Charakterisierung durch die verwendeten Attribute.

## 2.2 Choice-Experimente

### 2.2.1 Grundidee und Ablauf

In der Gruppe der Conjoint-Verfahren finden sich unterschiedliche Spielarten der Analyse.<sup>5</sup> Grundsätzlich sind drei Typen identifizierbar:

- Rating: Vergabe von Punkten,
- Ranking: Vergabe von Rängen,
- Choice: Treffen von Auswahlentscheidungen (Choice-Experimente).

Rating- und Ranking-Konzepte bilden die «klassische» Conjoint Analyse, welche sich in den 70er-Jahren im Marketing-Bereich etablierte. Choice-Experimente stellen eine Variante der ursprünglichen Conjoint-Idee dar (BOXALL *et al.* 1996: 244). Sie werden entsprechend auch als «Choice-based-Conjoint» bezeichnet (z.B. JOHNSON *et al.* 2003; SKIERA 1999: 168). Die Grundidee der Choice-Experimente wird allerdings in der Literatur unter verschiedenen Begriffen erörtert: LOUVIERE *et al.* (2000) betiteln ihr Buch mit «Stated Choice Methods», ADAMOWICZ und BOXALL (2001) sprechen präziser von «Attribute-based Stated Choice Methods». BEN-AKIVA und LERMAN (1985) schreiben ausführlich über «Discrete Choice Analysis», während HANEMANN (1982) ebenfalls den statistisch-ökonomischen Hintergrund unter dem Begriff «Qualitative Response Models» erörtert. Allen Begriffsverwendungen sind folgende Prinzipien gemeinsam:

1. Die Befragten treffen eine Auswahl aus vorgegebenen Alternativen: Die abhängige Variable («Choice») ist somit *diskret* beziehungsweise *qualitativ* (z.B. Ja/Nein-Entscheidung oder Wahl der Alternative B aus vier möglichen Alternativen A, B, C, D).
2. Wie die Conjoint Analyse im Allgemeinen basieren auch Choice-Experimente auf dem Ansatz, dass ein Gut über mehrere *Attribute* dargestellt wird («Attribute-based»). Die theoretische Basis hierzu lieferte LANCASTER (1966) mit der so genannten «Characteristics Theory of Value».
3. Choice-Experimente erheben die Präferenzen auf dem *Befragungsweg* («Stated»).

Die Durchführung eines Choice-Experiments vollzieht sich in mehreren, aufeinander folgenden Schritten.<sup>6</sup> Zunächst werden die Attribute ausgewählt, mit denen das betreffende Gut beschrieben wird. Im Bereich der Umweltgüter kann z.B. ein Wald charakterisiert werden durch Attribute wie Artenvielfalt, Altersstruktur, Infrastrukturangebot (Wegerschliessung, Rastplätze) sowie Zeit- und Transportkosten zur Erreichung des Ortes. Im genannten Beispiel stellen die Zeit- und Transportkosten das monetäre Attribut dar, mit dessen Hilfe die Zahlungsbereitschaften für die restlichen Attribute berechnet werden. Die Auswahl und Definition der Attribute erfolgt häufig aufgrund von Fokusgruppengesprächen mit Experten und/oder Repräsentierenden des Befragungskreises. In

<sup>5</sup> Für detailliertere Ausführungen vgl. z.B. BATEMAN *et al.* (2002: Kap. 6.1), HANLEY *et al.* (2001a) oder LOUVIERE *et al.* (2000: Kap. 2.3).

<sup>6</sup> Vgl. ausführlich BATEMAN *et al.* (2002, Kap. 6.3).

inem zweiten Schritt gilt es, für jedes Attribut geeignete Ausprägungen festzulegen. Die Wahl der Ausprägungen richtet sich dabei nach den Management-Alternativen, deren Bewertung den Auftraggeber der Studie interessiert. Beim Infrastrukturangebot könnten z.B. über die Anzahl der Feuerstellen und die Gesamtlänge der Wege in Kilometern verschiedene Ausprägungen spezifiziert werden. Anschliessend werden die Attribut-Ausprägungen über statistische Design-Verfahren zu verschiedenen Attribut-«Paketen» kombiniert, wodurch eine Vielzahl unterschiedlicher Wald-Szenarien entsteht. In einem vierten Schritt erfolgt dann eine Gruppierung dieser Wald-Szenarien (Alternativen) zu so genannten Choice Sets, bei welchen die Befragten aus jeweils zwei oder mehr Alternativen ihre bevorzugte auswählen. Typischerweise beantwortet jede befragte Person mehrere solcher Choice Sets, wobei sie mit unterschiedlichen Wald-Szenarien konfrontiert wird. Aufgrund der getroffenen Auswahlentscheidungen kann schliesslich über ein statistisches Modell auf die Wertschätzung der einzelnen Attribute geschlossen werden.

## 2.2.2 Theoretischer Hintergrund

An dieser Stelle soll kurz auf die wichtigsten theoretischen Grundlagen eingegangen werden, auf denen Choice-Experimente aufbauen.<sup>7</sup>

Dem Auswahlverhalten der Befragten wird das Prinzip der *Nutzenmaximierung* zu Grunde gelegt, d.h. ein Individuum wählt jeweils dasjenige Szenario aus, welches basierend auf den Attribut-Ausprägungen den höchsten Nutzen verspricht. Die Annahme der Nutzenmaximierung ist Voraussetzung für die Interpretation im Rahmen der Wohlfahrtstheorie und somit auch für die Berechnung monetärer Präferenzmasse (HANEMANN 1999: 34).

Für die Analyse des Auswahlverhaltens wird ein entscheidungstheoretisches Modell verwendet (Choice-Modell). Es enthält zum einen die Attribut-Ausprägungen als unabhängige Variablen, mit denen die getroffenen Auswahlentscheidungen erklärt beziehungsweise vorausgesagt werden, und zum anderen ein stochastisches Element, welches nicht beobachtbare Einflüsse auf die Auswahlentscheidungen auffängt. Diese Zweiteilung der Nutzenfunktion entspricht der Theorie des stochastischen Nutzens respektive der *Random Utility Theory* (THURSTONE 1927; LUCE 1959; MCFADDEN 1974) und kann formal folgendermassen geschrieben werden:

$$(1) \quad U_A = V_A + \varepsilon_A$$

Der Gesamtnutzen  $U$  der Alternative A setzt sich zusammen aus dem deterministischen (erklärbaren) Nutzenanteil  $V_A$  und dem stochastischen Nutzenanteil  $\varepsilon_A$ , welcher aus Sicht des Forschenden nicht erklärbar ist.  $U_A$  stellt deshalb eine Zufallsvariable dar. Der Erwartungswert von  $\varepsilon_A$  wird als 0 angenommen, womit  $V_A$  dem Mittelwert von  $U_A$  entspricht.

Für die Berücksichtigung einer Zufallskomponente gibt es mehrere Gründe. Erstens ist es möglich, dass die Befragten bei der Abwägung der Alternativen Attribute mit einbeziehen, welche nicht explizit modelliert sind und somit im Experiment nicht kontrolliert werden können. Zweitens können sich aus der Spezifikation der deterministischen Komponente  $V_A$ , welche auf Annahmen beruht und deshalb immer nur eine Näherung an den tatsächlichen Nutzenverlauf darstellt, nicht beobachtbare Abweichungen ergeben. Drittens ist zu berücksichtigen, dass bei Choice-Experimenten für alle Individuen die

<sup>7</sup> Eine ausführliche Darstellung findet sich z.B. bei BEN-AKIVA und LERMAN (1985) oder bei LOUVIERE *et al.* (2000).

gleiche Nutzenfunktion zu Grunde gelegt wird (*Representative Consumer Model*). Individuenspezifische Unterschiede werden folglich, sofern sie nicht über sozioökonomische Kovariablen aufgefangen werden können, zwangsläufig zu Abweichungen vom «Mittelwert»  $V_A$  führen.

Der Vorteil eines solchen Random Utility-Modells liegt in der realitätsnäheren Beschreibung der Präferenzen. Nachteilig ist, dass Annahmen über die Verteilung des Zufallsterms getroffen werden müssen. Je nach Verteilungsannahmen resultieren unterschiedliche Choice-Modelle: Normal verteilte Störterme führen zu einem Probit-Modell, logistisch verteilte Störterme entsprechen dem Logit-Modell.

Die deterministische Nutzenkomponente  $V_A$  wird üblicherweise als Addition von  $K$  Effekten spezifiziert:

$$(2) \quad V_A = \beta_{0A} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kA}$$

Die  $\beta_k$  bezeichnen die Koeffizienten der  $K$  erklärenden Variablen  $X_{kA}$ , wobei  $\beta_k$  ohne Index  $A$  steht, in der Annahme, dass alle Alternativen über die gleichen, so genannten generischen Attribute dargestellt werden. Der Term  $\beta_0$  repräsentiert ein konstantes Glied. Für die  $X_{kA}$  können verschiedenste Effekte eingesetzt werden, z.B. Attribute (Haupteffekte) in linearer Form, Attribute in quadratischer Form, Attribute als Indikatorvariablen, Interaktionen zwischen Attributen, Interaktionen zwischen Attributen und sozioökonomischen Kovariablen etc.  $V_A$  stellt einen abstrakten Nutzenindex dar («Utility Index»), welcher die Präferenzstärke für die Alternative  $A$  ausdrückt beziehungsweise den Nutzen aller Eigenschaften der Alternative  $A$  in einer einzigen Zahl zusammenfasst. Die absolute Höhe des Nutzenindexes lässt sich allerdings nicht interpretieren; lediglich der Vergleich der Indices zweier oder mehrerer Alternativen macht Sinn.

Für die Bildung eines entscheidungstheoretischen Modells ist neben der Funktion, welche die einzelnen Eigenschaften in den Gesamtnutzen der Alternative überführt (Gleichung 2), eine zweite Funktion vonnöten, welche den Gesamtnutzen einer Alternative mit deren Auswahlwahrscheinlichkeit in Zusammenhang bringt:

$$(3) \quad P_A = \Pr(U_A \geq U_B) = \Pr(V_A + \varepsilon_B \geq V_B + \varepsilon_A) = \Pr(V_A - V_B \geq \varepsilon_B - \varepsilon_A)$$

Gleichung (3) unterstellt ein Choice Set mit zwei Alternativen  $A$  und  $B$ . Ein solches *binäres Choice-Modell* wird auch in der vorliegenden Studie verwendet. Die Wahrscheinlichkeit  $P$ , mit der die Alternative  $A$  gewählt wird, entspricht der zufallsbehafteten Wahrscheinlichkeit  $\Pr$  («Probability at random»), dass der Nutzen der Alternative  $A$  grösser oder zumindest gleich gross ist wie derjenige der Alternative  $B$ . Präzisiert man den Ausdruck anhand von Gleichung (1), so zeigt sich, dass für die Wahl der Alternative  $A$  nur entscheidend ist, ob die Differenz der deterministischen Komponenten  $V$  grösser ist als die Differenz der stochastischen Komponenten  $\varepsilon$ . Die absolute Skalierung des Nutzens ist somit unbedeutend.

Geht man nun davon aus, dass  $\varepsilon$  normalverteilt ist, dann lässt sich die allgemeine Gleichung (3) in die Funktion eines *binären Probit-Modells* überführen:

$$(4) \quad P_A = \Phi\left(\frac{V_A - V_B}{\sigma_{\varepsilon_B - \varepsilon_A}}\right)$$

$\Phi(\cdot)$  gibt die kumulierte Standardnormalverteilung an,  $\sigma_{\varepsilon_B - \varepsilon_A}$  benennt die Standardabweichung der Differenz der Störterme  $\varepsilon_B$  und  $\varepsilon_A$ . Modellgleichung (4) bildet die Grundlage für die Berechnung der gesuchten Koeffizienten  $\beta_k$ .

Die Schätzung der  $\beta_k$  erfolgt schliesslich mit der *Maximum Likelihood-Methode*. Ausgangspunkt ist dabei die so genannte Likelihood-Funktion  $L$ , die es zu maximieren gilt:

$$(5) \quad \max L(\beta_k) = \prod_{n=1}^N P_A^{\gamma_A} P_B^{\gamma_B}$$

$L$  besteht aus dem Produkt der Auswahlwahrscheinlichkeiten aller im Choice-Experiment gewählten Alternativen. Die im Exponenten stehenden diskreten Wahlindikatoren  $\gamma_A$  und  $\gamma_B$  sind Dummy-Variablen, welche den Wert 1 annehmen, wenn die entsprechende Alternative A beziehungsweise B gewählt wird, und andernfalls gleich 0 sind. Die Gesamtzahl der Beobachtungspunkte  $N$  ergibt sich aus der Multiplikation der Anzahl Befragten mit der Anzahl Choice Sets, die jede(r) Befragte beantwortet. Die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsfunktion  $L$  wird nun über die Wahl der Parameter  $\beta_k$  maximiert, so dass die getroffenen Auswahlentscheidungen so deutlich wie möglich erklärt werden können. Dazu werden die  $K$  partiellen Ableitungen  $\partial L / \partial \beta_k$  gebildet und gleich 0 gesetzt. Das resultierende Gleichungssystem kann nach den zu schätzenden Parametern  $\beta_k$  aufgelöst werden. Rechentechnisch ist  $L$  in der logarithmierten Form leichter zu handhaben, weshalb in den meisten Fällen mit der so genannten Log-Likelihood-Funktion gearbeitet wird.

Der Datensatz eines Choice-Experiments hat üblicherweise Panel-Charakter. Dies bedeutet, dass jedes befragte Individuum eine eigene Gruppe bildet (Querschnittsbetrachtung), innerhalb derer die verschiedenen Auswahlentscheidungen (Längsschnittsbetrachtung) in einem gewissen Masse korreliert sein werden, da sie von der gleichen Person stammen. Diesem Umstand kann mit der Wahl einer *Random Effects*-Spezifikation Rechnung getragen werden, welche die so genannte Intra-Klassen-Korrelation explizit berücksichtigt. Gleichung (1) wird dabei mit einer zusätzlichen, individuenspezifischen Störkomponente  $\eta_i$  erweitert, welche die Abweichung der Antwortgruppe  $i$ , d.h. des Individuums  $i$ , von der Durchschnittsbetrachtung auffängt:

$$(6) \quad U_A = V_A + \varepsilon_A + \eta_i$$

Der herkömmliche Fehlerterm  $\varepsilon_A$  bezeichnet weiterhin die zufälligen Einflüsse, die bei der Beantwortung eines bestimmten Choice Sets auf die Nutzenabwägung der Alternative A einwirken. Der Grad, mit welchem die Auswahlentscheidungen des Individuums  $i$  miteinander korreliert sind, kommt im Koeffizienten  $\rho$  zum Ausdruck, dessen Wert zwischen 0 und 1 liegt.

### 2.2.3 Berechnung von Zahlungsbereitschaften

Die Basis für die Berechnung von Zahlungsbereitschaften bilden die aus der Schätzung der Nutzenfunktion  $U$  hervorgegangenen Koeffizienten  $\beta_k$ . Wird eine lineare Nutzenfunktion unterstellt, so ist  $\beta_k$  gleich der partiellen Ableitung  $\partial U / \partial X_k$  und entspricht dem als konstant angenommenen Grenznutzen des Attributs  $X_k$ . Das Verhältnis zweier partieller Ableitungen  $\partial U / \partial X_1$  und  $\partial U / \partial X_2$  wird als die Grenzrate der Substitution (GRS) bezeichnet. Sie beschreibt die Austauschrelation zwischen zwei Attributen und gibt an, wie viel man von einem Attribut  $X_1$  aufzugeben bereit ist, um von einem anderen Attribut  $X_2$  eine Einheit mehr zu erhalten. Wird nun in den Nenner die negative partielle Ableitung nach dem Preis-Attribut  $P$  eingefügt und in den Zähler die partielle Ableitung eines beliebigen anderen (Landschafts-)Attributs  $X_k$ , so drückt die GRS den «Wert» einer marginalen Änderung von  $X_k$  in monetären Einheiten aus und entspricht damit der marginalen Zahlungsbereitschaft (MZB) für das (Landschafts-)Attribut  $X_k$ :

$$(7) \quad MZB_{X_k} = \frac{\partial U / \partial X_k}{-\partial U / \partial P} = \frac{\beta_k}{-\beta_P}$$

Bei der Interpretation der MZB muss die Masseinheit des Preis-Attributs berücksichtigt werden. Sind dessen Ausprägungen in absoluten Geldbeträgen (z.B. Schweizer Franken) spezifiziert, dann stellt Gleichung (7) direkt den Betrag dar, den eine Person für eine Einheit mehr vom Attribut  $X_k$  zu zahlen bereit ist. In der vorliegenden Studie wurde das Preis-Attribut als die prozentuale Änderung der jährlichen Steuerrechnung operationalisiert. In diesem Falle drückt Gleichung (7) die MZB in Steuer-Prozenten aus, welche aber durch die Multiplikation mit den entsprechenden Steuerbeträgen der Stichprobe in Absolutbeträge umgerechnet werden kann.

Die Zahlungsbereitschaft (ZB) für eine nicht-marginale Änderung eines Attributs  $X_k$  von  $X_k^0$  auf  $X_k^*$  lässt sich näherungsweise bestimmen, indem die MZB für  $X_k$  mit der Differenz der Ausprägungen in  $X_k$  (Qualitätsänderung) multipliziert wird:

$$(8) \quad ZB_{X_k}(X_k^0 \rightarrow X_k^*) = MZB_{X_k}(X_k^* - X_k^0)$$

Die Zahlungsbereitschaft für die simultane Veränderung der K Attribute ergibt sich aus der Addition der einzelnen Zahlungsbereitschaften  $ZB_{X_k}$ .

#### 2.2.4 Verbreitung und Anwendung von Choice-Experimenten

Wie die Conjoint-Analyse fanden auch Choice-Experimente vor allem im Marketing bei der Produktentwicklung Anwendung. Daneben wurden in der Transportökonomie Fragen der Verkehrsmittelwahl über Choice-Experimente ergründet. Auch im Bereich der Gesundheitsökonomie wurde die Methode schon verwendet (vgl. z.B. TELSER und ZWEIFEL 2000).

Seit Mitte der 90er-Jahre werden Choice-Experimente auch für die Präferenzerhebung bei Umweltgütern verwendet (vgl. z.B. den Überblick bei HANLEY *et al.* 1998). Die jüngsten europäischen Anwendungen auf Fragen der Landnutzung stammen von CARLSSON *et al.* (2003), welche verschiedene Eigenschaften von Feuchtgebieten bewerten, und von SCHMITZ *et al.* (2003), die eine Bewertung von Landschaftsfunktionen im Agrarraum vornehmen. Für die Schweiz ist die vorliegende Studie unseres Wissens die erste Anwendung auf ein öffentliches oder kollektiv bereitgestelltes Gut.



### 3 Design des Experiments

#### 3.1 Fokusgruppengespräche

Zu Beginn der Untersuchung wurden Fokusgruppengespräche mit Experten<sup>8</sup> einerseits und RepräsentantInnen aus dem späteren Befragungskreis andererseits durchgeführt. Hauptzweck war das Erlangen des notwendigen Hintergrundwissens für die Konzipierung des Choice-Experiments, namentlich das Aufdecken relevanter Landschaftsattribute und das Abschätzen des Gestaltungsspielraums für zukünftige Entwicklungen in der unbebauten Landschaft.

Auf der nationalen Ebene wurden in zwei separaten Gruppengesprächen insgesamt sieben VertreterInnen des Bundesamtes für Landwirtschaft befragt. Auf der kantonalen und regionalen Ebene fanden im Ganzen vier bilaterale Gespräche statt: zwei davon beim Amt für Landschaft und Natur des Kantons Zürich und je eines bei der Greifensee-Stiftung und bei der Arbeitsgruppe Naturschutz Greifensee (ASUG). Schliesslich wurde auch die regionale Bevölkerung berücksichtigt, indem mit ca. zehn RepräsentantInnen halbstrukturierte Interviews an einer Freizeitlokalität am Greifensee geführt wurden. Die VertreterInnen auf den Ebenen Bund und Kanton/Region nahmen an den Gesprächen sowohl in der der Rolle als Experten wie auch als Privat-Personen und Nutzer der unbebauten Landschaft teil, während auf der dritten Ebene der «Konsumenten»-Fokus im Zentrum stand.

Bei den Fragen mit Experten-Fokus wurden die Teilnehmenden zunächst gebeten, Politik-relevante Attribute der unbebauten Landschaft zu nennen. In einem zweiten Schritt ging es darum, aus dieser Auflistung einige wenige Elemente zu identifizieren, mit deren Hilfe die Landschaft im Nicht-Siedlungsgebiet möglichst umfassend beschrieben werden konnte. Nachfolgend wurde erörtert, in welche Richtung und in welcher Grössenordnung sich die genannten Landnutzungen über die nächsten 20 bis 30 Jahre verändern könnten, um Anhaltspunkte für die Festlegung der Attribut-Ausprägungen zu erhalten. Weiter wurden auch mögliche Konsequenzen solcher Landnutzungsänderungen auf den Selbstversorgungsgrad, die Betriebsstrukturen und die Staatsausgaben im Bereich Landwirtschaft diskutiert. Letzteres geschah als Grundlage für den allfälligen Einbezug dieser Konsequenzen in die Beschreibung der Szenarien.

Die Fragen mit «Konsumenten»-Fokus zielten in erster Linie darauf ab, die relevanten Eigenschaften und Elemente zu ergründen, anhand derer die Bevölkerung die unbebaute Landschaft wahrnimmt. Daneben wurden Einstellungen zum Selbstversorgungsgedanken und zum Strukturwandel in der Landwirtschaft erfragt.

#### 3.2 Festlegung der verwendeten Landschaftsszenarien

##### 3.2.1 Wahl der Attribute

Neben der Gewinnung allgemeiner Hintergrundinformationen dienten die Fokusgruppengespräche insbesondere der Festlegung des grundsätzlichen Designs des Choice-Experiments: Mit welchen Attributen wird die Landschaft umschrieben und welche Ausprägungen nehmen diese Attribute im Experiment an? Zur Lösung dieser Frage wurde ferner auch bestehende Literatur herangezogen: Hinweise zur Struktur der Landschaft und zu

<sup>8</sup> Eine Liste mit den GesprächsteilnehmerInnen findet sich in Anhang 1.

Entwicklungstrends finden sich z.B. im Agrarbericht 2002 des Bundesamtes für Landwirtschaft und bei DIETRICH *et al.* (2003).

Bei der Auswahl der Attribute waren verschiedene Kriterien zu berücksichtigen:

- *Präferenzen der Bevölkerung*: Das Attribut muss von der Bevölkerung wahrgenommen werden und für die Wertschätzung der Landschaft von Bedeutung sein.
- *Kognitive Fähigkeiten der Befragten*: Das einzelne Landschaftselement muss für die Befragten verständlich und abgrenzbar sein. Des Weiteren darf nur eine begrenzte Menge an Attributen gewählt werden, da andernfalls die Auswahlentscheidungen aus Sicht der Teilnehmenden zu komplex werden.
- *Politik-Relevanz*: Es werden nur Landschaftsattribute modelliert, welche über den politischen Prozess potenziell veränderbar und steuerbar sind.
- *Statistische Handhabbarkeit*: Das Attribut muss in dem Sinne operationalisierbar sein, dass es als qualitative oder quantitative Variable fassbar und interpretierbar ist.

Als Attribute wurden sechs verschiedene Landnutzungen gewählt, wobei die Einheit der Ausprägungen dem prozentualen Flächenanteil der jeweiligen Nutzung an der Gesamtfläche des Kantons Zürich entsprach (Tab. 1).

Tab. 1. Gewählte Attribute (Landnutzungen).

Nr.	Variable	Landnutzung	Beschreibung/Definition
1	WALD	Wald	Umfasst zusammenhängende Waldflächen.
2	INTWIESEN	Intensiv genutzte Wiesen und Weiden	Die intensive Nutzung beinhaltet Düngung sowie regelmässiges Mähen oder häufige Beweidung.
3	ACKER	Ackerland	Umfasst Ackerkulturen wie Getreide, Mais, Zuckerrüben, Kartoffeln, Raps sowie Gemüse und Salat.
4	EXTLW	Extensive Landwirtschaftsflächen	Beinhaltet blumenreiche Magerwiesen, Ackerschonstreifen und Brachflächen.
5	HECKEN	Hecken und Bäume	Umfassen einerseits Hecken und Gebüsche insbesondere an Feldrändern, Ufern und auf Weiden, und andererseits freistehende Bäume und Baumgruppen (u.a. hochstämmige Obstgärten).
6	NSCHUTZ	Naturschutzgebiete	Sind Gebiete, die durch staatliche Verordnungen unter Schutz stehen. Enthalten insbesondere Seeufer, Riedflächen, Moore, Magerwiesen mit besonderem Artenreichtum u.a.

Die Landnutzungen 2 und 3 stehen für Agrarflächen, die intensiv zur Produktion pflanzlicher und tierischer Nahrungsmittel genutzt werden. Dem gegenüber fassen die Landnutzungen 4 und 5 die Elemente des ökologischen Ausgleichs zusammen, bei denen die Ernteerträge nur von untergeordneter Bedeutung sind. Mit der Landnutzung 4 wurde versucht, die horizontal ausgerichteten ökologischen Elemente zusammenzufassen, während Landnutzung 5 die vertikalen, die Landschaft strukturierenden Elemente vereinigt. Die Idee des langfristigen, grundeigentümerverbindlichen Schutzes hat zur Abgrenzung der Naturschutzgebiete von den ökologischen Ausgleichselementen der landwirtschaftlichen Nutzfläche geführt.

### 3.2.2 Nicht berücksichtigte Attribute

Aus den Fokusgruppengesprächen gingen weit mehr als die obigen sechs Landschaftsattribute hervor. Allerdings war es aufgrund der festgelegten Auswahlkriterien nicht möglich, alle Elemente in das Choice-Experiment zu integrieren:

- Elemente aus dem Bereich Siedlung und Infrastruktur waren nicht Gegenstand der Untersuchung, auch wenn sich in den Fokusgruppengesprächen, den Pretests und den Kommentaren der Fragebogen Anzeichen fanden, dass gerade die fortschreitende Überbauung der «offenen» Landschaft in Teilen der Bevölkerung mit Besorgnis wahrgenommen wird.
- Unveränderbare Elemente konnten nicht berücksichtigt werden, weil sie dem Kriterium der Politik-Relevanz nicht genügen. Topographie und Gewässer sind zwei Beispiele solch nicht-beeinflussbarer Elemente.
- Einige Attribute konnten nicht angemessen operationalisiert werden. So gelang es beispielsweise nicht, ein Attribut «Abwechslungsreichtum der Landschaft» sowohl verständlich wie auch quantitativ fassbar zu machen. Weitere Beispiele sind Attribute wie Parzellenform/Flächengeometrie, Farben sowie Elemente aus dem nicht-visuellen Bereich wie Ruhe und Gerüche, die ebenfalls zur Landschaftswahrnehmung gehören.
- Bei den intensiven Agrarflächen (Landnutzungen 2 und 3) wurde nicht nach der Bewirtschaftungsart (konventionell oder biologisch) unterschieden, da man die Anzahl der Landschaftselemente nicht noch weiter erhöhen wollte. Außerdem lassen sich auf einer optischen Ebene biologische Agrarflächen nicht a priori von konventionellen unterscheiden.

### 3.2.3 Räumlich-politische Abgrenzung

Mit dem Entscheid, die Attribut-Ausprägungen als prozentuale Anteile der Landnutzung an der Gesamtfläche des Kantons Zürich festzulegen, ging eine Ausdehnung der ursprünglich angesetzten Modellregion einher, die anhand des Wassereinzugsgebietes des Greifensees definiert worden war. Diese hydrologisch definierte Region deckte sich jedoch nicht mit einer greifbaren politischen Einheit, die für die Simulation einer Abstimmungssituation nötig war. Um die Befragung realitätsnäher zu gestalten, wurden die Teilnehmenden gedanklich in eine kantonale Volksabstimmung versetzt, in welcher sie bei insgesamt acht Choice Sets die bestehenden Flächenverhältnisse der Landnutzungen 1 bis 6 (Status quo) gegen eine alternative Landnutzung mit veränderten Flächenanteilen und steuerlichen Konsequenzen abwogen, indem sie sich jeweils für oder gegen den Alternativvorschlag aussprachen.

### 3.2.4 Aktuelle Flächenverhältnisse der Landnutzungen

Als Grundlage für die Berechnung der aktuellen Flächenverhältnisse (Abb. 1) dienten die Arealstatistik 1992/1997 (Bundesamt für Statistik 2003a), der Agrarbericht 2002 (Bundesamt für Landwirtschaft 2002) sowie Informationsanfragen beim Bundesamt für Landschaft und beim Amt für Landschaft und Natur des Kantons Zürich. Die Siedlungs- und Verkehrsflächen sind in Übereinstimmung mit der Arealstatistik breit gefasst und enthalten neben den eigentlichen Gebäuden und Strassen auch Gebäudeumschwung, Siedlungsgrün, Parkanlagen, Schrebergärten, offene Sportanlagen, Verkehrsgrün u.a. Des

Weiteren wurden auch Gewässer und unproduktive Flächen dieser im Choice-Experiment nicht berücksichtigten Flächenkategorie zugerechnet. Die verbleibenden 74 Prozent der Kantonsfläche bildeten das Betrachtungsobjekt der Befragung, die unbebaute Landschaft, welche fast gänzlich über die sechs Landnutzungen beschrieben werden konnte. Der Anteil der nicht einbezogenen Nutzungen beträgt rund ein Prozent der Kantonsfläche und umfasst zur Hauptsache Rebflächen, intensive Obstplantagen und Gartenbauflächen.

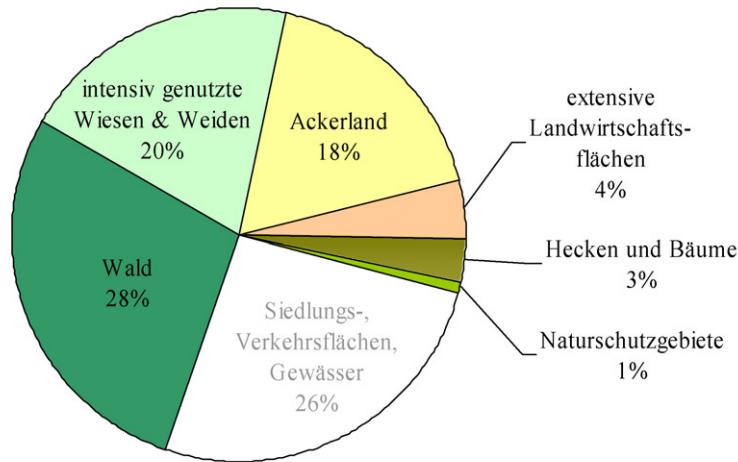


Abb. 1. Aktuelle Flächenverhältnisse der Landnutzungen im Kanton Zürich.

### 3.2.5 Verwendete Attribut-Ausprägungen

Bei der Bestimmung der Attribut-Ausprägungen galt es zweierlei zu beachten: Einerseits mussten die verschiedenen Landnutzungen in ihren Flächenanteilen genügend stark variiert werden, damit die Befragten die Veränderungen auch deutlich wahrnahmen, was insbesondere die drei flächenmäßig geringen Landnutzungen 4, 5 und 6 betraf. Andererseits durften die Landnutzungen nur so einschneidend verändert werden, dass die resultierenden Landschaften glaubhaft blieben und den in den Fokusgruppengesprächen geäusserten Entwicklungstendenzen entsprachen. Jede Landnutzung erfuhr dabei ausgehend vom Status quo nur eine einseitige Veränderung, d.h. es wurde je nach Entwicklungstrend der Landnutzung entweder eine Zunahme oder eine Abnahme modelliert. Dieses Vorgehen bot zudem auch den Vorteil, dass im Falle nicht-monotoner Präferenzverläufe (Beispiel: sowohl die Zunahme wie auch die Abnahme der Waldfläche wird negativ beurteilt) zumindest näherungsweise auch mit einer linearen Modellierung gearbeitet werden konnte, während sich bei einem Wertebereich, der sich über eine Zu- und Abnahme erstreckte, möglicherweise nicht signifikante Ergebnisse ergeben hätten, obwohl deutliche Präferenzen für beide Veränderungsrichtungen vorlagen. Da die Resultate generell nur über die im Design verwendeten Flächenbereiche interpretiert werden dürfen, besteht der Nachteil einer einseitigen Variation darin, dass der Präferenzverlauf in der nicht-modellierten Veränderungsrichtung unbekannt bleibt. Die verwendeten Attribut-Ausprägungen sind in Tabelle 2 ersichtlich.

Tab. 2. Attribut-Ausprägungen.

Nr.	Landnutzung, Preis-Attribut	Einheit	--	-	SQ <sup>a</sup>	+	++
1	Wald	Flächen-Prozent			28	30	32
2	Int. genutzte Wiesen u. Weiden	Flächen-Prozent		(residual)	20		(residual)
3	Ackerland	Flächen-Prozent	10	14	18		
4	Extensive Landwirtschaftsflächen	Flächen-Prozent			4	6	
5	Hecken und Bäume	Flächen-Prozent			3	4	5
6	Naturschutzgebiete	Flächen-Prozent			1	2	
	Steuerveränderung	Steuer-Prozent	-2	-1	0		

<sup>a</sup> Status quo

Um die Präferenzen für die einzelnen Landnutzungen eruieren zu können, wurden die Ausprägungen der Landnutzungen in einem experimentellen Design-Verfahren unabhängig voneinander variiert und kombiniert. Da bei der Modellierung von Flächenanteilen eine fixe Gesamtfläche besteht, musste ein Element als Residuum gewählt werden, welches die Summe der systematisch variierten Flächen auf das Total der unbebauten Landschaft ergänzte (74% der Kantonsfläche). Diese Funktion erfüllte im vorliegenden Fall das Attribut «intensiv genutzte Wiesen und Weiden», weil dieses erstens genügend gross war, um die Differenzen aufzufangen, und zweitens erwartet wurde, dass die Befragten bei ihren Auswahlentscheidungen auf eine Veränderung der Ackerfläche sensitiver reagieren würden als auf eine Veränderung der intensiv genutzten Wiesen und Weiden. Als Konsequenz konnte für intensiv genutzte Wiesen und Weiden kein monetäres Präferenzmass berechnet werden. Die Zahlungsbereitschaft für eine explizit variierte Landnutzung ist somit immer unter der Annahme zu interpretieren, dass die Zunahme beziehungsweise Abnahme stets auf Kosten beziehungsweise zu Gunsten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden erfolgt.

Als Preis-Attribut wurde die prozentuale Veränderung der jährlichen Steuerrechnung gewählt. Obwohl in Bezug auf Steuerveränderungen mit einem monotonen Präferenzverlauf gerechnet werden konnte, wurden angesichts finanz- und handelspolitischer Vorgaben konstante oder verringerte Ausgaben als politisch relevant erachtet. Um eine Vorstellung realistischer Steuererleichterungen zu erhalten, wurden in einer gesamtschweizerischen Betrachtung die Staatsausgaben für die Bereiche Landwirtschaft und Forstwirtschaft ins Verhältnis gesetzt zum Total der von privaten Haushalten auf Einkommen und Vermögen bezahlten Steuern. Auf der Basis von Daten des Bundesamtes für Statistik (2003) ergab sich ein Verhältnis von eins zu zehn, was bedeutete, dass eine Steuerreduktion von einem Prozent, die voll zu Lasten des Budgets für Landwirtschaft und Forstwirtschaft ginge, letzteres um 10 Prozent reduzieren würde. Die Auswirkung auf das Total der allgemeinen und ökologischen Direktzahlungen wäre mit knapp 20 Prozent etwa doppelt so gross, da die Direktzahlungen ungefähr die Hälfte der Ausgaben für Land- und Forstwirtschaft ausmachen. Angesichts dieser Grössenverhältnisse erschienen Steuerreduktionen in der Höhe von ein und zwei Prozent realistische Ausprägungen des Preis-Attributs.

Es ist zu beachten, dass das Preis-Attribut wie alle anderen Landnutzungsattribute im experimentellen Design unabhängig variiert wurde, so dass hypothetische Landschaften entstanden, deren «Preis» nicht einer Steuerveränderung entsprach, wie sie vor dem Hintergrund des aktuellen Systems an Direktzahlungen und sonstigen Zuschüssen erwartet werden kann. In diesem Zusammenhang muss deshalb vom bestehenden Subventionssystem abstrahiert werden (vgl. auch Kap. 3.3). Der fehlende innere Zusammenhang zwischen einer über die Landnutzungen definierten Landschaft und ihrem zugehörigen Steuer-«Preis» ist ein gewollter Bestandteil der Methode: Er ermöglicht es gerade, die Präferenzen über aktuell bestehende Zustände hinaus erfassen zu können.

### 3.2.6 Darstellung der Landschaftsszenarien

Um den Befragten die sechs Landnutzungen verständlich zu machen, wurde ein Modul «Informationsblätter Landschaft» in den Fragebogen integriert, welches für jede Landnutzung eine Seite mit Bildern und textlicher Information enthielt, wobei sowohl auf ökologische als auch auf produktive Aspekte hingewiesen wurde. Da Auswahl und Umfang der dargestellten Informationen die Antworten potenziell beeinflussen können, wurden die Informationsblätter Landschaft mit grösstmöglicher Sorgfalt und Objektivität gestaltet.

Bei der Darstellung der Choice Sets wurden drei Varianten in Erwägung gezogen, die grundsätzlich zur Beschreibung der Attribute und ihrer Ausprägungen möglich waren. Eine erste Variante, welche aber als unattraktiv erachtet wurde, bestand darin, die Landschaften nur mittels Text oder Stichworten zu umschreiben. Eine zweite Möglichkeit war die Verwendung von Photomontagen. Allerdings schien es nahezu unmöglich, alle Landnutzungen in einen Landschaftsausschnitt zu «verpacken» und sie gleichzeitig für die Befragten sichtbar in ihren Flächenanteilen zu variieren. Ausserdem interessieren in der vorliegenden Studie nicht die Präferenzen für die Landschaft auf lokaler räumlicher Ebene, sondern für die Nutzungsanteile auf Ebene Kanton. Schliesslich wurde von einer dritten Darstellungsvariante Gebrauch gemacht, welche Informationen in Form von Worten und Zahlen mit visuellen Elementen ergänzte: Die Flächenanteile der Landnutzungen 1 bis 6 wurden in einem einfach gehaltenen horizontalen Balkendiagramm optisch veranschaulicht, so dass die Landnutzungsmuster der sich gegenüber stehenden Landschaften A und B relativ leicht unterschieden werden konnten (Abb. 2). Um das Preis-Attribut auf die gleiche Wahrnehmungsebene wie die farbig gehaltenen Flächenanteile zu stellen, erhielt es durch ein Banknotensymbol eine visuelle Betonung.

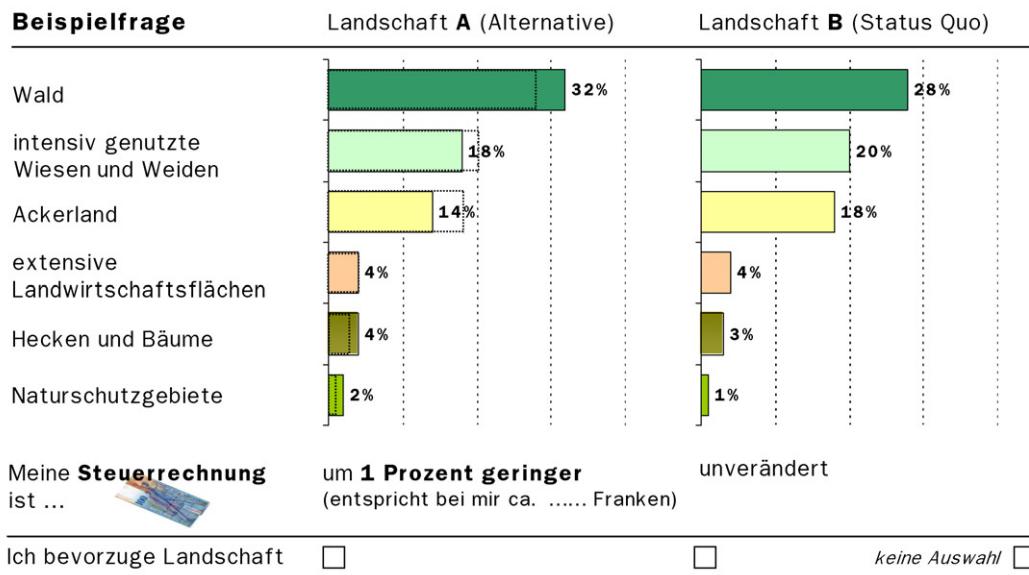


Abb. 2. Choice Set.

### 3.3 Experimentelles Design

#### 3.3.1 Im Allgemeinen

Unter Zuhilfenahme des Programms «Gosset» (HARDIN und SLOANE 2003) wurden basierend auf den in Tabelle 2 festgelegten Attribut-Ausprägungen 40 verschiedene hypothetische Landschaften konstruiert.<sup>9</sup> Ein vollständiges faktorielles Design, welches alle möglichen Ausprägungskombinationen umfasst, hätte im vorliegenden Fall total 324 ( $3^4 \cdot 2^2$ ) unterschiedliche Landschaften erzeugt. Durch die in Choice-Experimenten übliche Anwendung eines fraktionalen Designs ist es aber möglich, die Anzahl benötigter Ausprägungskombinationen (Landschaften) wesentlich zu reduzieren, indem diejenigen Kombinationen, die relativ wenig zusätzliche Information liefern, weggelassen werden. ZWERINA *et al.* (1996) erörtern in diesem Zusammenhang allgemeine Prinzipien für die Konstruktion effizienter Choice Designs. Im vorliegenden Fall waren 25 Ausprägungskombinationen nötig, um alle Haupteffekte und alle zweiseitigen Interaktionen messen zu können. Die restlichen 15 dieser 40 Kombinationen dienten dazu, die durchschnittliche Vorhersagevarianz weiter zu reduzieren, um dem experimentellen Design mehr Robustheit zu verleihen. Jede dieser 40 Landschaften, die alle vom heutigen Landnutzungsmuster im Kanton Zürich abwichen, wurde anschliessend in einem binären Choice Set dem Status quo gegenüber gestellt. Da den Befragten nicht 40 Auswahlentscheidungen zugemutet werden konnten, erfolgte eine Aufteilung in 5 unterschiedliche Blöcke, woraus entsprechend 5 unterschiedliche Fragebogenversionen à 8 Choice Sets resultierten. Die Zuteilung der 40 Choice Sets auf die 5 Fragebogenversionen erfolgte auf eine Weise, dass jede(r) Teilnehmende jede in Tabelle 2 aufgeführte Attribut-Ausprägung mindestens einmal in einem Choice Set vorfand und somit mit der vollen Breite an möglichen Landnutzungstrends konfrontiert war.

Der Einbau einer Status-quo-Alternative in die Choice Sets ist generell notwendig, um wohlfahrtskonsistente Präferenzmasse berechnen zu können (z.B. BATEMAN *et al.* 2002: 251, 281). Dies macht auch intuitiv Sinn: Den Befragten muss aus Gründen der Realitätsnähe eine Option angeboten werden, welche einem «Nein» zu den vorgeschlagenen Veränderungen gleichkommt (vgl. auch ADAMOWICZ und BOXALL 2001).

#### 3.3.2 Validierungsdesign I: Experimentelle Beigabe von Antwortempfehlungen

Im vorliegenden Befragungsexperiment erhielt die eine Hälfte der Befragten zusätzlich zum Fragebogen Antwortempfehlungen von Parteien und Verbänden, während die andere Hälfte als Kontrollgruppe diente und keine solchen externen Empfehlungen erhielt. Zur Umsetzung dieses Validierungsansatzes wurden zunächst die nationalen Parteisekretariate (SVP, FDP, CVP, SP, Grüne) und die Hauptsitze relevanter Verbände (Pro Natura, Konsumentenforum, Schweizerischer Bauernverband) telefonisch kontaktiert. Die Zielperson war jeweils die für den Bereich Umwelt und/oder Landwirtschaft zuständige Fachperson. Alle acht angefragten VertreterInnen gaben ihr Einverständnis für die Zusendung des Fragebogens, der im Übrigen alle 40 Choice Sets enthalten musste, um die Orthogonalität der Stichprobe zu gewährleisten. Die VertreterInnen wurden aufgefordert, die 40 Auswahlentscheidungen im Sinne der Partei- beziehungsweise Verbandsmeinung zu beantworten. Die daraus resultierenden «Abstimmungsparolen» sollten dann der Hälfte der Befragten als Beilage zum Fragebogen mitgeschickt werden. Innerhalb der

<sup>9</sup> Programm-Code vgl. Anhang 2.

vorgesehenen Frist waren von FDP und Grünen keine Stellungnahmen erhältlich. Die sechs restlichen Interessensgruppen deckten aber ein genügend breites politisches Spektrum ab, um die Antwortempfehlungen ausgeben zu können. Ein Beispiel dieser Antwortempfehlungen findet sich in Anhang 3.

Die beschriebene Erweiterung des experimentellen Designs wurde konzipiert, um einer grundlegenden Problematik der direkten Präferenzerfassung bei öffentlichen Gütern zu begegnen: Reale Volksreferenden unterscheiden sich von Befragungen zu öffentlichen Gütern insbesondere dadurch, dass der Bevölkerung im Vorfeld von Abstimmungen zahlreiche Informationsquellen zur Verfügung stehen (offizielle Abstimmungsunterlagen, Medienberichterstattungen, Abstimmungsparolen von Parteien und Verbänden, Gespräche im Bekanntenkreis etc.), während bei Befragungen die Individuen meist nur mittels interner, d.h. vom Forschenden kontrollierter Information unterstützt werden können. Die Befragten müssen sich demnach bei den Choice Sets weitgehend «in Isolation» für eine Alternative entscheiden, da ihnen der sonst übliche politische Diskurs zur Meinungsbildung fehlt. Beobachtungen aus der Psychologie legen die Vermutung nahe, dass Individuen bei der Beantwortung von Fragen in der Regel nicht nur auf bereits bestehende Präferenzen zurückgreifen, sondern vielmehr ihre Präferenzen bei der Auseinandersetzung mit dem Fragebogen erst «konstruieren» (z.B. GREGORY *et al.* 1993; MCFADDEN 1994). Dies unterstreicht die Bedeutung externer Informationsbeigabe für die Präferenzbildung der BefragungsteilnehmerInnen. Neben der Beigabe von Antwortempfehlungen können die Befragten in ihrer Antwortfindung auch dadurch unterstützt werden, dass sie sich gruppenweise mit den vorgeschlagenen Alternativen auseinandersetzen und so in einem diskursiven Prozess ihre Präferenzen herausbilden (KENYON *et al.* 2001).

Die Integration von Antwortempfehlungen in das Stichproben-Design basierte auf folgenden drei Grundideen:

1. Die Antwortempfehlungen stellen ein Substitut für den fehlenden politischen Prozess dar. Es ist zu erwarten, dass vor allem diejenigen Personen die Empfehlungen als Referenzsystem verwenden werden, deren Präferenzen in der entsprechenden Thematik noch am wenigsten klare ausgebildet sind. Weiter kann man davon ausgehen, dass durch den öffentlichen Charakter der Befragung deren Glaubwürdigkeit und Akzeptanz unter den Antwortenden erhöht wird.
2. Die Antwortempfehlungen verdrängen möglicherweise unerwünschte Antwortverzerrungen, die auf der generellen Unsicherheit der Befragten gründen. Individuen wenden verschiedene Heuristiken an, um in Befragungen trotz Unsicherheit zu Antworten zu gelangen, indem sie sich primär an im Fragebogen vorgegebenen Informationen und Grössen orientieren (vgl. auch die Schwächen der direkten Methoden, Kapitel 2.1.3: Information Bias, Anchoring-Effekte, Scale-/Scope-Effekte, Embedding-Effekte). Es ist grundsätzlich zu begrüßen, diese internen Informationen durch externe Referenzinformationen zu ergänzen, die vom Forschenden nicht kontrolliert werden können.
3. Das Einholen der Antwortempfehlungen setzt einen deutlichen Anreiz für eine durchdachte und objektive Befragung, andernfalls würden wohl etliche Parteien und Verbände keine «Parolen» ausgeben wollen. Durch den Einbezug der politischen Interessensgruppen wird erwartungsgemäss auch die Akzeptanz der Umfrageergebnisse in Politik und Verwaltung verbessert.

### 3.3.3 Validierungsdesign II: Stratifizierung der Stichprobe

Die Auswahl der Teilnehmenden fand gezielt in drei unterschiedlichen Gemeindetypen im Kanton Zürich statt. Die Stichprobe wurde zu gleichen Teilen in die Gemeindetypen «Stadt» (Zürich), «Agglomeration» (Fällanden, Greifensee) und «Land» (Bäretswil, Grüningen) aufgegliedert. Diese Gemeinden hatten in den zwei eidgenössischen Volksabstimmungen über die Landwirtschaftsartikel 1995 und 1996 sowie in der Abstimmung über den kantonalen Fonds für Natur- und Heimatschutz 1996 unterschiedliche Bevölkerungspräferenzen für naturnahe Landschaftselemente zu Tage gebracht (vgl. Tab. 11). Der bewusste Einbezug dieser Gemeinden ins Erhebungsdesign stellt einen Ansatz dar, die Ergebnisse des Choice-Experiments (Stated Preference Data) mit denjenigen der Abstimmungen (Revealed Preference Data) zu validieren.

Das experimentelle Design umfasste demnach zusätzlich zu den im Choice-Experiment-Design enthaltenen Attributen die beiden Behandlungsfaktoren Antwortempfehlung und Gemeindetyp sowie einen Blockfaktor. Durch die orthogonale Kreuzung dieser drei Faktoren entstanden in der Ausgangsstichprobe 30 gleich grosse Schichten (Abb. 3).

	<i>Stadt</i>	<i>Agglomeration</i>	<i>Land</i>
<b>mit Antwortempfehlungen</b>	<i>Block 1</i>		
	<i>Block 2</i>		
	<i>Block 3</i>		
	<i>Block 4</i>		
	<i>Block 5</i>		
<b>ohne Antwortempfehlungen</b>	<i>Block 1</i>		
	<i>Block 2</i>		
	<i>Block 3</i>		
	<i>Block 4</i>		
	<i>Block 5</i>		

Abb. 3. Experimentelles Design mit den Faktoren Antwortempfehlung, Gemeindetyp und Block (Fragebogenversion).

## 3.4 Gestaltung des Fragebogens und Pretests

Aufbauend auf den Überlegungen der Kapitel 3.1 bis 3.3 wurde ein Fragebogen entworfen, der sich in fünf Abschnitte gliederte. Im ersten Abschnitt wurden allgemeine Einstellungen zur Landschaft und zur Rolle des Staates bei der Gestaltung der Landschaft erhoben. Die Fragen waren qualitativer Natur und hatten vorgegebene Antwortkategorien, wobei immer auch eine «weiss nicht»-Option zur Auswahl stand. Abschnitt 2 umfasste die Informationsblätter Landschaft, die der Beschreibung der sechs Landnutzungen und ihrer Funktionen dienten. In Abschnitt 3 wurden die Befragten ins Choice-Experiment instruiert. Dieser Abschnitt enthielt neben einem Kuchendiagramm, das die aktuellen Flächenverhältnisse der sechs Landnutzungen im Kanton Zürich illustrierte, auch ein Beispiel eines Choice Sets, welches dazu diente, die Ausführungen greifbarer zu machen. Abschnitt 4 beinhaltete die eigentliche Kernbefragung, die acht binären Choice Sets, denen eine Frage zur Antwortsicherheit angeschlossen wurde. Der letzte Abschnitt war reserviert für die Erhebung der sozioökonomischen Eigenschaften, wobei statt des Einkommens die Höhe der letztjährigen Steuerrechnung erfragt wurde. Der Fragebogen wurde in zwei separaten Pretests auf Verständlichkeit, Layout und Antwortverteilungen geprüft. Die Endversion des Fragebogens findet sich in Anhang 20.

### 3.4.1 Interner Pretest

In einem ersten, internen Pretest erhielten ca. 20 Personen aus dem Arbeitsumfeld und dem weiteren Bekanntenkreis der Forschenden den Fragebogen zur Beantwortung und Kommentierung. Rund die Hälfte dieser Personen hatte keine akademische Ausbildung. Die experimentelle Versuchsanordnung basierte beim internen Pretest noch auf einem so genannten Endpunkte-Design, welches nur die jeweils höchsten und tiefsten Attribut-Ausprägungen zur Erzeugung der verschiedenen Landschaften verwendete. Damit sollte v.a. in Erfahrung gebracht werden, ob die gewählte Bandbreite der Ausprägungen für die Befragten glaubhaft war.

Die Anpassungen, die aufgrund der Rückmeldungen am Fragebogen vorgenommen wurden, betrafen zur Hauptsache die Darstellung der Choice Sets. Es zeigte sich, dass die Steuerangabe zwar verstanden, bei der Beurteilung der Landschaften aber zu wenig beachtet wurde. In der Folge erhielt das Preis-Attribut eine optische Betonung, um es visuell auf die gleiche Wahrnehmungsebene wie die sechs Landnutzungsattribute zu bringen, die mit farbigen horizontalen Balken illustriert waren. Zu diesem Zweck wurde in der entsprechenden Zeile symbolisch eine Hundert-Franken-Note platziert. Gleichzeitig wurde das Preis-Attribut auch inhaltlich aufgewertet, indem die Umschreibung der prozentualen Steuerveränderung (z.B. «Meine Steuerrechnung ist um ein Prozent geringer») um die absolute jährliche Steuerveränderung («entspricht bei mir ca. ... Franken») ergänzt wurde. Damit sollten die Antwortenden bei jeder Auswahlentscheidung angeregt werden, sich die konkrete persönliche Steuererleichterung zu vergegenwärtigen. Eine zweite wichtige Anpassung betraf die Anordnung der beiden Landschaften innerhalb der Choice Sets. Beim internen Pretest waren die Landschaft, die eine alternative Landnutzung vorschlug (Alternative), und die heutige Landschaft (Status quo) bewusst zufällig sowohl auf der rechten wie auch auf der linken Seite des Choice Sets angeordnet, um die Befragten dazu zu bringen, die Attribut-Ausprägungen beider Landschaften miteinander zu vergleichen und nicht in vereinfachende Heuristiken zu verfallen, die zu einer Status-quo-Verzerrung hätten führen können. Allerdings empfanden einige Pretest-Personen diese Durchmischung als zu unübersichtlich, worauf der Status quo zur besseren Orientierung bei allen Auswahlentscheidungen auf der rechten Seite angebracht wurde.

### 3.4.2 Externer Pretest

Nach der Verarbeitung der Erkenntnisse des internen Pretests wurde der Fragebogen einem zweiten, externen Pretest unterzogen. Dabei wurde das Vorgehen analog zur späteren Hauptbefragung gewählt (telefonische Rekrutierung von Personen durch das Marktforschungsinstitut LINK, Versand der Fragebogen, kombiniertes Dankes- und Erinnerungsschreiben). Allerdings wurde aus praktischen Gründen auf den Einbezug der beiden Validierungsansätze Antwortempfehlung und Gemeindetyp in das Pretest-Design verzichtet. Des Weiteren ist anzumerken, dass beim externen Pretest im Gegensatz zur Hauptbefragung eine *Abnahme* der Landnutzung Wald modelliert wurde, die im Übrigen, basierend auf einer ersten Modellrechnung, von den Befragten negativ beurteilt wurde (signifikant positiver Koeffizient). Von den insgesamt 70 rekrutierten und angeschriebenen Personen retournierten 50 den Fragebogen. Ca. 10 dieser Personen wurden telefonisch kontaktiert und gezielt zur Verständlichkeit befragt. In der Folge wurde vor allem die Instruktion zur Choice-Aufgabe sowohl inhaltlich wie auch formal nochmals nachgebessert. Es zeigte sich, dass die Unterschiede in den Attribut-Ausprägungen, die mittels horizontaler Balken veranschaulicht waren, von den Befragten offensichtlich deutlich

wahrgenommen wurden. Die Mehrheit der Personen kam mit der Beantwortung der Choice Sets gut zurecht, auch wenn die Abwägungen zwischen den beiden Landschaften als anspruchsvoll bezeichnet wurden.

### 3.5 Hauptbefragung

Die Ziehung der Stichprobe sowie die Kontaktierung der Zielpersonen erfolgten in Zusammenarbeit mit dem Marktforschungsinstitut LINK. In einem zweistufigen Zufallsverfahren wurden 1860 Adressen gezogen, die aufgrund von Erfahrungswerten mindestens 500 auswertbare Fragebogen erbringen sollten. Auf der ersten Stufe wurden dabei in jedem der drei Gemeindetypen 620 zufällig ausgewählte Haushalte kontaktiert, die man dem offiziellen elektronischen Telefonbuch entnahm. Gleichzeitig wurde die Haushaltsstruktur erfasst, welche die Anzahl der Personen sowie deren Geschlecht und Alter einschloss. Auf der zweiten Stufe wurde danach in einem Zufallsverfahren aus jedem dieser Haushalte ein Mitglied als Zielperson bestimmt, wobei man nur SchweizerInnen über 18 Jahre berücksichtigte. Die Zielpersonen wurden gesamthaft fünfmal angerufen, bevor man sie unter Beibehaltung der Alters- und Geschlechterverteilung durch andere ersetzte. Die rekrutierten Personen bekamen innerhalb einiger Tage nach der telefonischen Anfrage den Fragebogen zugestellt. Nach Verstreichung des Rücksendetermins erhielten alle ein kombiniertes Dankes- und Erinnerungsschreiben.<sup>10</sup> Den BefragungsteilnehmerInnen wurden keinerlei materielle Belohnungen (z.B. Wettbewerbe oder Verlosungen) in Aussicht gestellt. Der telefonische Rekrutierungstext ist in Anhang 4 abgebildet.

Die Resultate des Rekrutierungsprozesses sind in Tabelle 3 aufgeführt. Die Rücklaufquote der versandten Fragebogen betrug rund 70 Prozent. Setzt man die erhaltenen Fragebogen ins Verhältnis zu den Ausgangsadressen, ergibt sich eine Quote von knapp 30 Prozent, die sich unter Berücksichtigung der neutralen Ausfälle auf 37 Prozent erhöht. Die Rekrutierung im Gemeindetyp Stadt (Zürich) gestaltete sich schwieriger als in den anderen beiden Schichten, so dass sich trotz gleich grosser Ausgangsstichprobe am Ende deutlich weniger städtische Personen in der Gesamtstichprobe befanden.

Tab. 3. Rekrutierung und Rücklauf nach Gemeindetypen.

	gesamte Stichprobe		Stadt (Zürich)		Agglomeration (Fällanden, Greifensee)		Land (Grüningen, Bäretswil)	
	absolut	in %	absolut	in %	absolut	in %	absolut	in %
Ausgangsadressen	1860	100.0	620	100.0	620	100.0	620	100.0
nicht erreichte Haushalte	97	5.2	42	6.8	27	4.4	28	4.5
Adressprobleme	124	6.7	57	9.2	26	4.2	41	6.6
nicht teilnahmefähige Personen	158	8.5	85	13.7	42	6.8	31	5.0
Verweigerungen	699	37.6	226	36.5	242	39.0	231	37.3
Ausschöpfung (rekrutierte Personen)	782	42.0	210	33.9	283	45.6	289	46.6
versandte Fragebogen	782	100.0	210	100.0	283	100.0	289	100.0
Rücklauf	546	69.8	143	68.1	189	66.8	214	74.0

<sup>10</sup> Zur Wahrung vollständiger Anonymität wurde auf eine Rücklaufkontrolle verzichtet.

### 3.6 Statistische Auswertung

Im folgenden Kapitel 4 wird zunächst die Personenstichprobe anhand der sozioökonomischen Variablen charakterisiert. Chiquadrat-Testgrössen dienen dazu, signifikante Unterschiede zwischen Grundgesamtheit und Stichprobe aufzudecken. Die Antworten zu den Einstellungsfragen und zur ästhetischen Einschätzung einzelner Ackerkulturen im ersten Abschnitt des Fragebogens werden in Kapitel 4.2 mit Hilfe von Mittelwerten und Häufigkeitsverteilungen beschrieben.

Kapitel 4.3 beinhaltet die Analyse der Auswahlentscheidungen des Choice-Experiments. Für die Berechnung der Attribut-Effekte auf die binären Auswahlentscheidungen (abhängige Variable) dienten Probit-Modelle in linearer und quadratischer Form sowie Probit-Modelle, in denen die Effekte der Attribute auf der Basis von Indikatorvariablen modelliert wurden.<sup>11</sup> Bei den in Kapitel 4.3 diskutierten Modellrechnungen wurde auf die heute oft verwendete Random Effects-Spezifikation verzichtet, da diese ihrem Anspruch, die Heterogenität der individuellen Präferenzen im Modell angemessen zu berücksichtigen, letztlich nicht gerecht wird. Die Heterogenität der Präferenzen berücksichtigen würde eine *Random-Parameter*-Spezifikation, in der nicht nur ein zusätzlicher individuenspezifischer Fehlerterm (als *Random*-Effekt) modelliert wird, sondern auch die Koeffizienten der Attribute als *Random*-Parameter aufgefasst werden. PROVENCHER und BISHOP (2004) kommen allerdings zum Schluss, dass auch Random-Parameter-Modelle die von den Befragten getroffenen Auswahlentscheidungen nicht besser vorhersagen als Modelle, welche die Heterogenität der Präferenzen nicht explizit berücksichtigen. Dennoch sind die drei verwendeten Grundmodelle (lineares und quadratisches Modell sowie Indikatorvariablen-Modell) in Anhang 6 und 7 zusätzlich als Random Effects-Spezifikationen aufgeführt.

Zur Identifizierung von Unterschieden bezüglich Gemeindetyp wurde sowohl mit separaten Modellen als auch mit Interaktionsvariablen gearbeitet. Die Effekte der Beigabe der Antwortempfehlungen wurden in gleicher Weise anhand von separaten Modellrechnungen und Interaktionstermen ausgewertet. Zur Analyse, ob und wie die Beigabe der Antwortempfehlungen die getroffenen Auswahlentscheidungen spezifisch nach Gemeindetyp beeinflusste, wurden separate Teilmodelle für die sechs Teilstichproben des Experiments gerechnet (vgl. Abb. 3). Aufgrund der geringeren Stichprobengrösse sind die Vertrauensintervalle in diesen Modellen grösser als in den Modellen der gesamten Stichprobe. Der Einfluss der sozioökonomischen Variablen auf das Entscheidungsverhalten wird in Kapitel 4.4 anhand von Interaktionstermen untersucht. Die Berechnung der Zahlungsbereitschaften in Kapitel 4.5 basiert auf dem Indikatorvariablen-Modell.<sup>12</sup> In einem ersten Schritt werden die Zahlungsbereitschaften separat für die Teilstichproben mit und ohne Antwortempfehlungen geschätzt. Die nachfolgenden Berechnungen stützen sich dann nur auf die Teilstichprobe mit Antwortempfehlungen ab. Sie beinhalten in einem weiteren Schritt die Aufschlüsselung nach Gemeindetypen und schliesslich die Ableitung von auf den Kanton Zürich aggregierten Zahlungsbereitschaften.

<sup>11</sup> Zu den allgemeinen statistischen Eigenschaften der verwendeten Modelle vgl. Kapitel 2.2.2.

<sup>12</sup> Zur Berechnung von Zahlungsbereitschaften bei Choice-Experimenten vgl. Kapitel 2.2.3.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Grundgesamtheit und Stichprobe

Die Schichtung des Rücklaufs in Bezug auf die drei Design-Faktoren Antwortempfehlung, Gemeindetyp und Block ist in Tabelle 4 ersichtlich. Die absoluten Zahlen entsprechen der Anzahl eingegangener Fragebogen.

Tab. 4. Schichtung des Rücklaufs.

	gesamte Stichprobe		Stadt		Agglomeration		Land		
	absolut	in %	absolut	in %	absolut	in %	absolut	in %	
ohne Antw.empf.	285	(52.2)	100.0	77	27.0	97	34.0	111	38.9
Block 1	59		20.7	19		18		22	
Block 2	52		18.2	15		16		21	
Block 3	53		18.6	10		19		24	
Block 4	56		19.6	16		20		20	
Block 5	65		22.8	17		24		24	
mit Antw.empf.	261	(47.8)	100.0	66	25.3	92	35.2	103	39.5
Block 1	44		16.9	11		15		18	
Block 2	49		18.8	7		21		21	
Block 3	52		19.9	17		17		18	
Block 4	57		21.8	16		18		23	
Block 5	59		22.6	15		21		23	
gesamte Stichprobe	546	(100.0)		143	(26.2)	189	(34.6)	214	(39.2)

Die Orthogonalität des Designs wurde durch den nicht kontrollierbaren Rücklauf nicht wesentlich beeinträchtigt. Die Hälfte ohne Antwortempfehlungen und die Hälfte mit Antwortempfehlungen unterscheiden sich bezüglich der Häufigkeitsverteilung der Gemeindetypen nicht signifikant voneinander ( $\chi^2=0.22$ ;  $\chi^2_{<2,0.05}=5.99$ ). Auch auf die relativen Anteile der Blöcke 1 bis 5 hatte der Rücklauf in den beiden Hälften keinen erheblichen Einfluss ( $\chi^2=1.53$ ;  $\chi^2_{<4,0.05}=9.49$ ). Bei den sozioökonomischen Variablen (vgl. Tab. 5) sind ebenfalls keine signifikanten Unterschiede zwischen den Hälften mit und ohne Antwortempfehlungen feststellbar.<sup>13</sup> Für alle drei Gemeindetypen ist der Anteil der Teilnehmenden mit und ohne Antwortempfehlungen ungefähr gleich gross.

Tabelle 5 gibt über die sozioökonomischen Variablen Auskunft. Die Verteilung bezüglich Geschlecht ist ziemlich ausgewogen. Die Nullhypothese, wonach sich die Geschlechterverteilung der Stichprobe nicht von der Verteilung der Grundgesamtheit (Stimmberrechtigte im Kanton Zürich) unterscheidet, kann auf dem 95-Prozent-Niveau nicht verworfen werden. Bei der Betrachtung des Alters der Befragten fällt auf, dass die Kategorie der 20- bis 29-Jährigen deutlich untervertreten ist, während gleichzeitig diejenige der 60- bis 69-Jährigen stärker vertreten ist als in der Grundgesamtheit. Diese Verzerrung deckt sich tendenziell mit der Altersverteilung der Stimmenden bei Volksreferenden. Die Teststatistik zeigt, dass sich Stichprobe und Grundgesamtheit sowohl im Hinblick auf das Alter als auch auf den höchsten Schulabschluss der Teilnehmenden signifikant unterscheiden, wobei Personen mit höherem Schulabschluss übervertreten sind. Die offen gestellte Frage nach der Höhe der letzten Steuerrechnung beantworteten rund

<sup>13</sup> Auf die Wiedergabe der entsprechenden Chiquadrat- und T-Test-Statistik wurde verzichtet.

86 Prozent der Befragten. Der Median der Steuerrechnung liegt bei 5500 Franken. Zuverlässige Vergleichsgrößen zur durchschnittlichen Steuerbelastung privater Personen, die sich in der Umfrage aus Staats- und Gemeindesteuer sowie direkter Bundessteuer zusammensetzt, konnten nicht gefunden werden. Eigene Berechnungen, welche auf einer Reihe von Annahmen beruhen, ergaben für die 5 Gemeinden in der Regel kleinere Steuerbeträge als in der Stichprobe. Da Schulbildung und Einkommen – und damit auch die Steuerbelastung – im Allgemeinen positiv korreliert sind, verdichten sich die Hinweise, dass in der Stichprobe tendenziell mehr steuerlich stärker belastete Personen vorzufinden sind.

Tab. 5. Sozioökonomische Variablen.

Variable	Kategorie	Stichprobe		G'gesamtheit <sup>a</sup> in %	Teststatistik <sup>b</sup>
		absolut	in %		
GESCHLECHT	Frauen	293	54.6	52.4	$\chi^2=1.01$
	Männer	244	45.4	47.6	$(\chi^2<1>_{0.05}=3.84)$
	<i>keine Angabe</i>	9			
ALTER	18–19	8	1.5	2.5	$\chi^2=50.7$
	20–29	33	6.1	15.0	$(\chi^2<6>_{0.05}=12.6)$
	30–39	98	18.2	19.6	
	40–49	116	21.6	17.8	
	50–59	103	19.1	17.1	
	60–69	96	17.8	12.2	
	70+	84	15.6	15.9	
	<i>keine Angabe</i>	8			
SCHULE	oblig. Schule <sup>c</sup>	48	9.0	19.6	$\chi^2=141.24$
	Lehre/Berufsschule <sup>d</sup>	192	36.1	45.6	$(\chi^2<4>_{0.05}=9.49)$
	(Diplom-)Mittelschule <sup>e</sup>	66	12.4	12.6	
	eidg. Fachausweis <sup>f</sup>	121	22.7	12.3	
	(Fach-)Hochschule <sup>g</sup>	105	19.7	9.8	
	<i>keine Angabe</i>	14			
BERUF	angestellt	258	48.0	–	
	selbständig <sup>h</sup>	74	13.8	–	
	nicht erwerbstätig	27	5.0	–	
	in Ausbildung	27	5.0	–	
	pensioniert	151	28.1	–	
	<i>keine Angabe</i>	9			
S'RECHNUNG	gültige Angaben	471	86.3	–	
	(AM/Median/St.abw. 9'248/5'500/16'545 CHF)			–	
	<i>keine Angabe</i>	75	13.7	–	

<sup>a</sup> Grundgesamtheit: Stimmberechtigte im Kanton Zürich. Daten für das Jahr 2000. Quelle: Bundesamt für Statistik.

<sup>b</sup> Chiquadrat-Tests für die Nullhypothese, dass die Verteilungen von Stichprobe und Grundgesamtheit gleich sind. Die kritischen Werte stehen in Klammern.

<sup>c</sup> Sekundarschule/Realschule/Bezirksschule.

<sup>d</sup> Berufslehre/Berufsschule/Handelsschule.

<sup>e</sup> Gymnasium/Berufsmatura/Diplommittelschule (3 Jahre)/Lehrkräfte-Seminar (z.B. Kindergarten, Primarschule, Fachlehrkräfte).

<sup>f</sup> Eidg. Fachausweis/Fachdiplom/Meisterprüfung/Höhere Fachschule für Wirtschaft (ehemals Höhere Kaufm. Gesamtschule).

<sup>g</sup> Universität/ETH/Fachhochschule.

<sup>h</sup> Doppelennungen «angestellt» und «selbständig» wurden der Kategorie «selbständig» zugewiesen.

Zusammenfassend kann in Bezug auf die Repräsentativität der Stichprobe folgendes festgehalten werden: Erstens stimmen die relativen Anteile von Personen aus Stadt, Agglomeration und Land nicht mit der Grundgesamtheit überein. Im Kanton Zürich machen Personen aus Städten und Agglomerationen den bevölkerungsmässig weitaus

grössten Anteil aus.<sup>14</sup> Die bewusst gleich gross gewählten Schichten bieten aber den Vorteil, dass separate Modelle für jeden Gemeindetyp berechnet und somit Unterschiede in den Präferenzen identifiziert werden können. Ausserdem lassen sich die gewonnenen Resultate mit Ergebnissen vergangener Volksabstimmungen extern validieren. Zweitens findet sich ein erhöhter Anteil höher ausgebildeter und besser verdienender Personen in der Stichprobe, der möglicherweise in der Auswahl der Modellgemeinden innerhalb des Kantons Zürich begründet liegt oder sich auch aufgrund der eher anspruchsvollen Umfrage durch Selbstselektion ergeben haben kann.

## 4.2 Einstellungen gegenüber Landschaft und Landwirtschaft

Die im ersten Abschnitt des Fragebogens erhobenen Einstellungsvariablen erfüllten mehrere Zwecke. Die Fragen zur Einstellung trugen dazu bei, die Teilnehmenden gedanklich in die Thematik einzuführen. Ähnlich wie die sozioökonomischen Variablen sind Informationen zur Einstellung auch geeignet, die Stichprobe zu charakterisieren. Schliesslich können sie im Rahmen des Choice-Experiments als Kovariablen dazu benutzt werden, die Stichprobe in unterschiedliche Cluster zu segmentieren.

Tab. 6. Einstellungsvariablen.

Variable	Mittelwert	Antwortverteilung in %					Beob.	wn/ka <sup>a</sup>					
<b>LANDSCHAFTSSCHUTZ</b>													
<i>Sollte der Staat eher mehr oder weniger Steuergelder für Natur- und Landschaftsschutz aufwenden?</i>													
	2.38	mehr (1)	18.0	gleich viel wie heute	34.9	eher weniger	3.8	weniger (5) 499 47					
		eher mehr	38.9				4.4						
<b>PRODUKTION</b>													
<i>Sollte der Staat mehr oder weniger Steuergelder für die Stützung der landwirtschaftlichen Produktion aufwenden?</i>													
	3.13	mehr (1)	6.2	gleich viel wie heute	39.6	eher weniger	23.5	weniger (5) 515 31					
		eher mehr	19.8				10.9						
<b>ANPASSUNG</b>													
<i>Sind Sie für eine eher schnellere oder langsamere Anpassung der schweizerischen Landwirtschaft an die internationalen Märkte?</i>													
	2.09	schnellere (1)	30.5	gleich wie heute	30.1	langsamere (3)	39.4						
		heute											
<b>AUFLAGEN</b>													
<i>Sollte es in der Landwirtschaft eher strengere oder eher weniger strenge Auflagen zum Schutze der Landschaft geben?</i>													
	1.62	strengere (1)	49.1	gleich wie heute	40.2	weniger strenge (3)	10.8						
		heute											

<sup>a</sup> «weiss nicht» oder keine Antwort (leer).

<sup>14</sup> Vgl. dazu Statistisches Amt des Kantons Zürich (2003). Nach der nationalen Agglomerationsdefinition von 1980 gelten seit 1990 bzw. 2000 auch die Gemeinden Bäretswil und Grüningen als Agglomerationsgemeinden. Die Definitionstützt sich jedoch primär auf wirtschaftliche und demographische Kriterien und berücksichtigt landschaftliche Aspekte erst in zweiter Linie (vgl. auch Kap. 5.3.1).

Die Antwortverteilungen auf die Einstellungsfragen sind in Tabelle 6 dargestellt. Eine Mehrheit der Befragten spricht sich für (eher) mehr öffentliche Mittel im Bereich Natur- und Landschaftsschutz aus. Bezuglich der Stützung der landwirtschaftlichen Produktion zeigen die Antworten eine Tendenz in Richtung (eher) weniger Staatsausgaben an. Im Hinblick auf Liberalisierungstendenzen in der Landwirtschaft sind denjenigen, die sich für eine eher langsamere Gangart aussprechen, gegenüber den «Liberalisierungsfreudigen» in der Mehrheit. Es bekunden deutlich mehr Befragte den Wunsch nach strengeren Auflagen zum Schutze der Landschaft als nach einer Lockerung dieser Vorschriften.

Zusätzlich zu den allgemeinen Einstellungen gegenüber Landschaft und Landwirtschaft fragten wir nach dem ästhetischen Erscheinungsbild verschiedener Ackerkulturen, u.a. auch mit der Absicht, die Befragten gedanklich in die Landschaft zu versetzen. Getreide- und Rapsfelder werden allgemein als schön empfunden (Tab. 7). Zuckerrüben- und Kartoffelkulturen liegen auf den hinteren Rängen, auch wenn die absolute Einschätzung immer noch zwischen neutral und eher schön zu liegen kommt.

Tab. 7. Schönheit der Ackerkulturen.

Variable	Mittelw.	Antwortverteilung in %				Beob.	wn/ka	
		sehr schön (1)	eher schön	eher neutral	sehr unschön (5)			
GETREIDE	1.36	69.9	24.3	5.5	0.4	0.0	531	15
MAIS	2.22	28.4	33.8	25.7	11.3	0.8	529	17
Z'RÜBEN	2.74	12.0	19.1	52.1	16.2	0.6	493	53
RAPS	1.51	62.2	26.9	9.5	0.8	0.6	524	22
KARTOFFELN	2.54	16.0	24.3	49.8	9.7	0.2	526	20
GEMÜSE	2.27	24.1	33.5	34.3	7.3	0.8	531	15

### 4.3 Choice-Experiment: Modellschätzung

Von den 546 Befragten Personen haben 33 keine der 8 Auswahlentscheidungen beantwortet. Die restlichen 513 lieferten im Ganzen 3853 auswertbare «Choices», bei denen in 50.3 Prozent der Fälle der Status quo und entsprechend in 49.7 Prozent der Fälle die alternative Landnutzung gewählt wurde. Choice Sets, welche die Befragten mit «keine Auswahl» beantworteten, wurden nicht in die Modellschätzung einbezogen. Die Zustimmungsraten zur Alternative variierten je nach Choice Set stark: Unter Ausschluss der Option «keine Antwort» und leerer Auswahlentscheidungen ergaben sich Zustimmungsraten zwischen 9 und 82 Prozent (vgl. Anhang 5).

#### 4.3.1 Entscheidungsmodelle der gesamten Stichprobe

Im Folgenden werden drei alternative Modellrechnungen vorgestellt, die auf der gesamten Stichprobe, d.h. auf den 3853 auswertbaren Auswahlentscheidungen, basieren. Sie dienen einer ersten Übersicht über die im Choice-Experiment indirekt geäußerten Präferenzen für die gewählten Landschaftsattribute. Es darf dabei nicht vergessen werden, dass diese Modelle eine Art Mischrechnung darstellen, in der die Effekte der beigelegten Antwortempfehlungen enthalten sind (vgl. Kap. 3.3.2). Des Weiteren entsprechen die relativen Anteile der Befragten aus Stadt, Agglomeration und Land nicht den tatsächlichen Größenverhältnissen dieser Schichten im Kanton Zürich. Die ländliche Bevölkerung ist in den Modellen der Gesamtstichprobe übervertreten. Dennoch erscheint eine

solche Durchschnittsbetrachtung an dieser Stelle angebracht. Die nach Antwortempfehlungen und Gemeindetypen differenzierten Resultate sind in den Kapiteln 4.3.2 und 4.3.3 aufgeführt. Die drei nachfolgenden Modellrechnungen sind wie erwähnt in Anhang 6 und 7 auch als Random Effects-Spezifikationen zu finden.

Tabelle 8 zeigt die geschätzten Koeffizienten der linearen und quadratischen Spezifikation des binären Probit-Modells.<sup>15</sup> Bei der quadratischen Variante gehen all diejenigen Attribute, welche über drei Ausprägungen verfügen, zusätzlich zu den linearen Termen auch in quadrierter Form in die Schätzfunktion ein. Das Preis-Attribut STEUERA wurde unter der Annahme eines konstanten Grenznutzens des Einkommens nur in linearer Form modelliert, um darauf aufbauend Zahlungsbereitschaften für die Veränderungen der gewählten Landnutzungen berechnen zu können (vgl. Kap. 4.5).

Tab. 8. Lineares und quadratisches Entscheidungsmodell der gesamten Stichprobe.

Variable	Lineares Modell			Quadratisches Modell		
	Koeffizient	St.fehler		Koeffizient	St.fehler	
Konstante	-2.580	****	0.413	-22.289	**	11.390
WALD	-0.015	ns	0.012	0.968	ns	0.764
WALD <sup>2</sup>				-0.016	ns	0.013
ACKER	0.125	****	0.006	0.383	****	0.085
ACKER <sup>2</sup>				-0.009	***	0.003
EXTLW	0.121	****	0.021	0.135	****	0.022
HECKEN	0.080	****	0.024	1.785	****	0.419
HECKEN <sup>2</sup>				-0.212	****	0.052
NSCHUTZ	0.167	****	0.042	0.163	****	0.043
STEUERA	-0.094	****	0.024	-0.106	****	0.024
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.095			0.100		
Vorhersageerfolg	0.657			0.666		
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 6$ bzw. $9 > 0.05$ )	507.1 (12.6)			534.0 (16.9)		
Anz. Ausw.entsch.	3853			3853		

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Als erstes seien die Ergebnisse des linearen Modells erläutert. Die fehlende Signifikanz bei der Variable WALD deutet darauf hin, dass aus Sicht der Befragten offenbar keine klare Präferenz für die Ausdehnung der Waldfäche zu Lasten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden besteht. Der positive Koeffizient der Variable ACKER bedeutet, dass die Wahlwahrscheinlichkeit, mit der eine Alternativ-Landschaft dem Status quo vorgezogen wurde, stieg, wenn die Alternativ-Landschaft einen hohen Anteil an Ackerland aufwies. Die Befragten bewerteten mit anderen Worten die Abnahme des Ackerlandes zu Gunsten von intensivem Grünland negativ. Es muss an dieser Stelle betont werden, dass die geschätzten Koeffizienten nur über das Intervall der modellierten Attribut-Ausprägungen interpretiert werden dürfen (Tab. 2). Das heisst, dass aus den Daten des Choice-Experiments z.B. *nicht* ermittelt werden kann, wie Alternativ-Landschaften mit einem gegenüber dem Status quo *erhöhten* Anteil an Ackerland bewertet worden wären.

Der Koeffizient für extensive Landwirtschaftsflächen (EXTLW) liegt betragsmäßig in der gleichen Größenordnung wie derjenige von Ackerland, bezieht sich aber auf eine Flächenzunahme: Ein erhöhter Anteil extensiver Landwirtschaftsflächen vergrösserte die Wahlwahrscheinlichkeit der entsprechenden Alternativ-Landschaft. Da alle Landnutzungen in der Masseinheit Flächenprozent ausgedrückt sind, lässt sich die relative Höhe der Attribut-Koeffizienten vergleichen: Die Befragten stehen der Ausdehnung extensiver

<sup>15</sup> Zu den theoretischen Grundlagen der verwendeten Schätzmodelle vgl. Kapitel 2.2.2.

Landwirtschaftsflächen auf Kosten von Ackerland mehr oder weniger indifferent gegenüber.

Zusätzliche Hecken, Gebüsche und Bäume (HECKEN) gehen ebenfalls mit positivem Vorzeichen in die Nutzenfunktion der Befragten ein, wenngleich die lineare Modellierung auf eine im Vergleich zu Extensivflächen schwächere Präferenz hindeutet. Die stärkste Vorliebe offenbart das lineare Modell für zusätzliche Naturschutzgebiete (NSCHUTZ). Der Parameter für die Steuerveränderung (STEUERA) ist erwartungsgemäss negativ: Eine Landschaft mit einer Steuerveränderung von *minus* zwei Prozent wird *ceteris paribus* häufiger gewählt als eine Landschaft, die eine unveränderte Steuerrechnung in Aussicht stellt.

Die Konstante lässt sich sowohl im linearen als auch im quadratischen Modell nicht direkt interpretieren. Das Vorzeichen der Konstanten entspricht der Tendenz, dass eine Alternativ-Landschaft, in der alle Attribut-Ausprägungen den Wert Null annehmen, dem Status quo vorgezogen wird. Eine solche Landschaft bestünde gänzlich aus intensiv genutzten Wiesen und Weiden. Da sich die gewählten Ausprägungsintervalle bei keinem Attribut bis zum Wert Null erstrecken (vgl. Tab. 2), ist eine Interpretation am Nullpunkt nicht zulässig.

Bis auf das Attribut Wald weisen alle erklärenden Variablen hohe Signifikanzwerte auf. Die anhand der Chi-quadrat-Verteilung getestete Signifikanz des Gesamtmodells ist sowohl beim linearen als auch beim quadratischen Modell gewährleistet; beide  $\chi^2$ -Werte übertreffen die kritischen Werte bei weitem. Die Pseudo-Determinationskoeffizienten nach McFadden von rund 10 Prozent erscheinen – verglichen mit Determinationskoeffizienten stetiger Regressionen – tief, sind bei Choice-Experimenten jedoch nicht unüblich. Es ist in diesem Zusammenhang zu berücksichtigen, dass erstens im vorliegenden Choice-Experiment keine Extremszenarien zur Auswahl standen, deren Annahme oder Ablehnung statistisch relativ leicht hätte prognostiziert werden können. Zweitens befinden sich unterschiedliche «Anhängerschaften» in der Stichprobe, die für einzelne Landnutzungen gegenläufige Präferenzen haben und folglich in einer aggregierten Betrachtung die Determination verringern. Der Vorhersageerfolg entspricht dem Verhältnis der vom Modell richtig prognostizierten Auswahlentscheidungen zum Total aller im Modell verwendeten Auswahlentscheidungen. Die beiden Modelle können rund zwei Drittel der von den Befragten getroffenen «Choices» korrekt vorhersagen. Damit ist der Vorhersageerfolg absolut betrachtet um 16 Prozent höher als derjenige eines reinen Zufallsverfahrens (50%).

Die quadratische Modell-Spezifikation eröffnet zusätzliche Einsichten in die Präferenzverläufe für Ackerland sowie Hecken und Bäume. Beide Landnutzungen haben positive lineare und negative quadratische Koeffizienten, was einem konkaven Nutzenverlauf entspricht. In Abbildung 4 zeigt die horizontale Achse jeweils den Bereich der modellierten Flächenanteile, die vertikale Achse gibt die Präferenzstärke in Form eines abstrakten Nutzenindexes an, dessen absolute Skalierung nicht von Bedeutung ist. In beiden Diagrammen überdecken die Achsen gleich grosse Intervalle, was die Präferenzkurven optisch vergleichbar macht. Sowohl beim Ackerland als auch bei Hecken und Bäumen weist das quadratische Modell nicht-lineare Präferenzverläufe aus. Eine Abnahme des Ackerlandes um ein Flächenprozent hat zwischen 11 und 10 Prozent eine grössere negative Wirkung auf den Nutzen der Befragten als im Bereich zwischen 18 und 17 Prozent. Bei den Hecken und Bäumen fällt der steile Anstieg der Kurve von drei auf vier Prozent auf. Bei keiner anderen Landnutzung hat eine Änderung von einem Flächenprozent einen so grossen Nutzenzuwachs zur Folge. Zu bemerken ist, dass der Grenznutzen der Zunahme von Hecken und Bäumen über vier Prozent Flächenanteil hinaus negativ ist. Die quadratische Spezifikation deutet somit auf ein «Optimum» dieser vertikalen Strukturelemente bei ungefähr vier Prozent der Kantonsfläche hin.

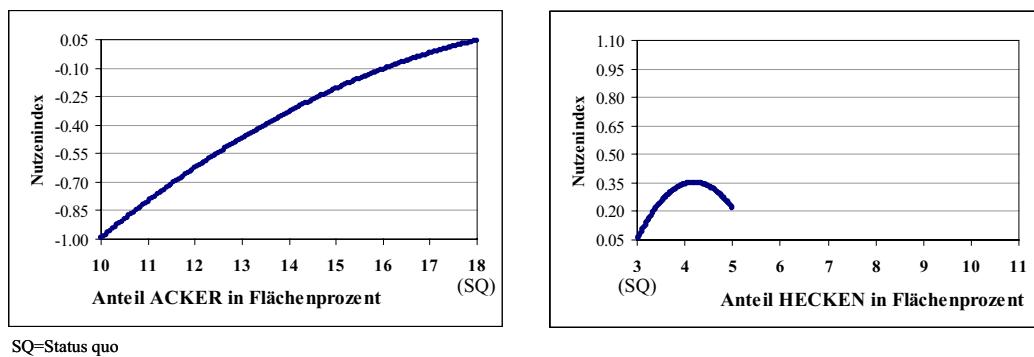


Abb. 4. Präferenzkurven für Ackerland (links) und Hecken und Bäume (rechts).

Ausgehend von den geschätzten Koeffizienten können wieder mögliche Landschaftsveränderungen abgeleitet werden, aus denen mindestens gleich oder auch höher bewertete Landschaften resultieren. Beispielsweise würde eine Landschaft mit einem Flächenprozent mehr an Hecken, Gebüschen und Bäumen auf Kosten von intensivem Grünland oder Ackerland von den Befragten höher bewertet als die gegenwärtige Landschaft im Kanton Zürich. Gleiches gilt für eine Ausdehnung der Naturschutzflächen um ein Flächenprozent auf Kosten von Ackerland, und noch in stärkerem Masse für die gleiche Ausdehnung auf Kosten von intensivem Grünland. Zur Beurteilung der Wohlfahrtswirkung solcher Landschaftsveränderungen muss allerdings auch die Kostenseite mitberücksichtigt werden (vgl. Kap. 5.1.4).

Die Auswahlentscheidungen können auch über ein so genanntes Indikatorvariablen-Modell ausgewertet werden. Dabei wird für jede vom Status quo abweichende Attribut-Ausprägung eine eigene Variable definiert («Dummy»-Variable). Anders als beim linearen und quadratischen Modell, die beide eine stetige Nutzenfunktion beschreiben, kann das Indikatorvariablen-Modell nur Schätzungen für die explizit im Design gewählten Ausprägungspunkte vornehmen (vgl. Tab. 2). Interessiert man sich für den Nutzenverlauf über ein bestimmtes Ausprägungsintervall, muss zwischen zwei Punkten interpoliert werden. Der Gebrauch von Indikatorvariablen stellt eine einfache und gleichzeitig sehr anschauliche Modellvariante dar, die insbesondere auch Nicht-Linearitäten in den Präferenzverläufen offenbart. Tabelle 9 präsentiert die entsprechenden Schätzresultate.

Tab. 9. Indikatorvariablen-Modell der gesamten Stichprobe.

Variable	Flächenprozent	Veränderung gegenüber SQ <sup>a</sup> in		
		Koeffizient	St.fehler	
Konstante		0.044	ns	0.071
WALD 30	+2	0.029	ns	0.057
WALD 32	+4	-0.073	(*)	0.049
ACKER 14	-4	-0.376	****	0.055
ACKER 10	-8	-1.041	****	0.051
EXTLW 6	+2	0.270	****	0.043
HECKEN 4	+1	0.299	****	0.058
HECKEN 5	+2	0.172	****	0.049
NSCHUTZ 2	+1	0.163	****	0.043
STEUERA		-0.106	****	0.024
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.100			
Vorhersageerfolg	0.666			
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 9_{0.05} = 16.9$ )	534.0			
Anzahl Auswahlentscheidungen	3853			

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup> Status quo

Der negative Koeffizient von WALD 32 deutet – bei schwacher Signifikanz – darauf hin, dass eine spürbare Ausdehnung der Waldfläche um vier Flächenprozent zu Lasten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden tendenziell nicht geschätzt wird. Für die Zunahme der Waldfläche um zwei Prozent gibt auch das Indikatorvariablen-Modell keine klare Präferenzrichtung an. Die Befragten würden demnach eine moderate Waldausdehnung gutheissen, sofern diese zu Lasten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden ginge. Aus den Grössenverhältnissen der Koeffizienten ACKER 14 und ACKER 10 sowie HECKEN 4 und HECKEN 5 sind wiederum die konkaven Präferenzverläufe für die Veränderung dieser Landnutzungen erkennbar. Der Koeffizient des Steuerpreis-Attributs bleibt verglichen mit dem quadratischen Modell unverändert.

Unser experimentelles Design erlaubt es uns grundsätzlich, Interaktionen zwischen jeweils zwei Landschaftsattributen zu messen. Dazu werden die beiden Variablen miteinander multipliziert und als Interaktionsterm zusätzlich zu den linearen oder quadratischen Haupteffekten in die Schätzgleichung eingefügt. Im Prinzip lässt sich aus den entsprechenden Koeffizienten ablesen, wie stark das Ausprägungsniveau des einen Attributes den Effekt eines anderen Attributes auf die Wahlwahrscheinlichkeit der Alternativ-Landschaft beeinflusste. Signifikante Interaktionsterme deuten darauf hin, dass zwei gleichzeitig variierte Landschaftsattribute nicht unabhängig voneinander auf die Wahlwahrscheinlichkeit einwirken. So ist beispielsweise vorstellbar, dass die Präferenz für zusätzliche Naturschutzflächen davon abhängt, wie viel extensive Landwirtschaftsflächen die Landschaft gleichzeitig aufweist. Die Präferenz für zusätzliche Naturschutzgebiete wird vermutlich schwächer sein, wenn schon viele Extensivflächen vorhanden sind, weil die beiden Landnutzungen zu einem gewissen Grad Substitute sind («antagonistische» Effekte). Im vorliegenden Choice-Experiment weist die beschriebene Interaktion wie erwartet einen signifikant negativen Koeffizienten auf (vgl. Anhang 8).

Weitere signifikante und ebenfalls negative Interaktionen ergaben sich für die Landnutzung Ackerland mit den restlichen Landnutzungen. Eine mögliche Erklärung für diese negativen Interaktionseffekte besteht darin, dass sich die Stichprobe aus unterschiedlichen Anhängerschaften zusammensetze: eine Gruppe, die sich für eine produzierende Landwirtschaft ausspricht (Ackerland), und eine andere Gruppe, die eher die extensiven Landnutzungen favorisiert (Wald, extensive Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäume, Naturschutzgebiete). Die Vermutung, dass sich nur ein geringer Teil der Befragten gleichzeitig für beides ausspricht, also sowohl hohe Ausprägungen für Ackerland als auch hohe Ausprägungen für die extensiven Landnutzungen bevorzugt, könnte die angesprochenen Interaktionseffekte erklären. Die betroffenen Variablen wären dann nicht als Substitute für das einzelne Individuum zu interpretieren (extensive Landwirtschaftsflächen und Naturschutz), sondern als die von bestimmten Gruppen bevorzugten Landnutzungen. Die Existenz signifikanter Interaktionseffekte legt im Allgemeinen eine vorsichtige Interpretation der Haupteffekte nahe (vgl. auch Kap. 5.3.5).

### 4.3.2 Entscheidungsmodelle nach Gemeindetypen

Die Stratifizierung der Stichprobe über drei verschiedene Gemeindetypen macht es möglich, allfällige Unterschiede in den Präferenzen dieser Bevölkerungsschichten aufzudecken, indem für jede Schicht ein eigenes Modell geschätzt wird. Tabelle 10 zeigt die entsprechenden Ergebnisse auf der Basis einer Indikatorvariablen-Spezifikation.

Das Indikatorvariablen-Modell eröffnet folgende Erkenntnisse: Für die Landnutzung Wald geben die drei Teilmodelle an, dass sich vor allem die ländliche Bevölkerung gegen eine spürbare Ausdehnung zu Lasten von intensivem Grünland aussprach. Dies kommt im signifikant negativen Koeffizienten von WALD 32 zum Ausdruck. Personen aus Stadt

und Agglomeration schienen indessen gegenüber einer Waldzunahme indifferent zu sein. Eine Reduktion der Ackerfläche hatte bei Personen aus Agglomeration und ländlichen Gebieten einen stärker negativen Effekt als bei der urbanen Bevölkerung. Diese Aussage lässt sich auch statistisch untermauern, indem man die Unterschiede zwischen den Gemeindetypen über Interaktionsterme nachweist: Die Koeffizienten der Variablen ACKER 10 x AGGLOMERATION und ACKER 10 x LAND sind beide signifikant negativ (vgl. Anhang 9). Das Gleiche gilt für die Variablen STEUERA x AGGLOMERATION und STEUERA x LAND: Die Befragten aus Agglomeration und Land reagierten in der Umfrage deutlich sensibler auf die in Aussicht gestellten Steuerveränderungen als die städtischen TeilnehmerInnen.

Tab. 10. Indikatorvariablen-Teilmodelle nach Gemeindetypen.

Variable	Stadt		Agglomeration		Land	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	-0.074 ns	0.139	0.145 ns	0.122	0.041 ns	0.115
WALD 30	-0.006 ns	0.111	0.020 ns	0.099	0.071 ns	0.092
WALD 32	-0.047 ns	0.094	-0.013 ns	0.083	-0.147 *	0.079
ACKER 14	-0.297 ***	0.106	-0.393 ****	0.095	-0.426 ****	0.088
ACKER 10	-0.868 ****	0.098	-1.136 ****	0.088	-1.101 ****	0.083
EXTLW 6	0.340 ****	0.083	0.184 **	0.074	0.295 ****	0.070
HECKEN 4	0.344 ***	0.111	0.342 ****	0.100	0.242 ***	0.094
HECKEN 5	0.255 ***	0.095	0.182 **	0.084	0.109 ns	0.079
NSCHUTZ 2	0.196 **	0.082	0.266 ****	0.073	0.050 ns	0.069
STEUERA	-0.028 ns	0.047	-0.131 ***	0.042	-0.139 ****	0.040
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.080		0.117		0.112	
Vorhersageerfolg	0.646		0.688		0.667	
$\chi^2$ ( $\chi^2 > 9, 0.05 = 16.9$ )	112.7		217.4		229.7	
Anz. Ausw.entsch.	1021		1344		1488	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Auffällig sind die Unterschiede zwischen Stadt und Land betreffend die Zunahme der Landnutzungen extensive Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäume sowie Naturschutzgebiete: Alle Koeffizienten dieser naturnahen Landnutzungen fallen im Teilmodell «Land» kleiner aus als im Teilmodell «Stadt». Gegenüber einer Ausdehnung von Hecken und Bäumen auf fünf Prozent und von Naturschutzgebieten auf zwei Prozent zeigt sich die ländliche Schicht sogar indifferent, während bei der städtischen Schicht beide Koeffizienten signifikant positiv sind.

Die beschriebenen Unterschiede in den Präferenzen zwischen Stadt und Land finden sich auch in Abstimmungsergebnissen zu eng verwandten öffentlichen Gütern (Tab. 11). So war beispielsweise die Zustimmung zur Aufstockung des kantonalen Fonds für Natur- und Heimatschutz im Jahre 1996 in der Stadt Zürich deutlich grösser als in den beiden ländlichen Stichprobengemeinden Grüningen und Bäretswil. In den zwei aufeinander folgenden eidgenössischen Abstimmungen über den Verfassungsartikel zur Landwirtschaft fiel der Ja-Stimmen-Zuwachs bei der revidierten Vorlage von 1996 gegenüber derjenigen von 1995 in der Stadt Zürich deutlich höher aus als in den beiden Land-Gemeinden. Die zwei Vorlagen unterschieden sich vor allem darin, dass in derjenigen von 1996 die landwirtschaftlichen Direktzahlungen an eine Reihe ökologischer Kriterien gebunden waren, wogegen in der ersten Fassung von 1995 keine klaren ökologischen Bedingungen für den Erhalt von Direktzahlungen formuliert waren (vgl. z.B. HUG *et al.*

1996). Die Grösse der Annahme-Differenz zwischen 1996 und 1995 widerspiegelt somit zu einem gewissen Grad die Nachfrage der Stimmenden nach naturnahen Landschaftselementen. In gleicher Weise ist auch die Zustimmung zur kantonalen Natur- und Heimatschutzvorlage zu deuten: Die Nachfrage nach naturnahen Landschaftselementen ist in Zürich bedeutend grösser als in Grüningen oder Bäretswil. Die Ergebnisse des Choice-Experiments decken sich somit in qualitativer Hinsicht mit den erwähnten Abstimmungsresultaten.

Tab. 11. Ausgewählte Abstimmungsresultate der Stichprobengemeinden.

	Stadt	Agglomeration		Land	
	Zürich	Fällanden	Greifensee	Grüningen	Bäretswil
Beschäftigte in der Landwirtschaft (%) <sup>a</sup>	0.1	3.6	1.4	15.4	21.4
Annahme NH-Fonds-Vorlage 1996 (%) <sup>b</sup>	65	60	57	51	45
Annahme-Differenz der eidg. Landwirtschaftsartikel-Vorlagen 1996 und 1995 (%) <sup>c</sup>	47	42	44	26	28

<sup>a</sup> Daten 1996 (Statistisches Amt des Kantons Zürich 1999).

<sup>b</sup> Prozentuale Annahme der Vorlage über die Aufstockung des kantonalen Natur- und Heimatschutzfonds um jährlich 10 Mio. CHF (Regierungsrat des Kantons Zürich 1996a).

<sup>c</sup> Differenz der prozentualen Annahme der beiden eidgenössischen Vorlagen über den Verfassungsartikel zur Landwirtschaft 1996 und 1995 (Regierungsrat des Kantons Zürich 1995, 1996b).

### 4.3.3 Entscheidungsmodelle nach Beigabe von Antwortempfehlungen

Die Beigabe von Antwortempfehlungen von politischen Parteien und Verbänden diente im vorliegenden Choice-Experiment dazu, die Problematik des fehlenden politischen Diskurses bei Befragungen zu öffentlichen Gütern experimentell zu erforschen (vgl. Kap. 3.3.2). An dieser Stelle werden die wichtigsten Auswirkungen dieser «Parolen»-Beigabe auf die Auswahlentscheidungen der Befragten erläutert. Eine umfassendere Darstellung findet sich bei SCHLÄPFER *et al.* (2004b).

Die Teilstichprobe mit Antwortempfehlungen weist einen im Vergleich zur Kontrollgruppe um knapp 40 Prozent reduzierten Anteil leerer oder mit der Option «keine Antwort» versehener Choice Sets auf ( $\chi^2=33.02$ ;  $\chi^2_{<1>0.05}=3.84$ ). Gleichzeitig wurde unter der Beigabe der Antwortempfehlungen die Status-quo-Landschaft etwas häufiger gewählt als in der Kontrollgruppe ( $\chi^2=3.45$ ;  $\chi^2_{<1>0.05}=3.84$ ;  $p=0.063$ ).

Ausgehend von der Berechnung zweier TeilmODELLE lassen sich folgende Effekte identifizieren (Tab. 12): Als erstes fällt auf, dass sich die Grösse des Steuerpreis-Effekts durch die Beigabe der Antwortempfehlungen verdoppelte. Diejenigen Befragten, welche die externen Partei- und Verbandsempfehlungen zur Verfügung hatten, reagierten demnach sensibler auf veränderte Steuer-«Preise» der vorgeschlagenen Landschaftsszenarien. Weiter wird anhand des Koeffizienten der Variable WALD 32 ersichtlich, dass die Antwortempfehlungen die Befragten dazu bewogen, eine spürbare Waldausdehnung abzulehnen. Schliesslich bewerteten Personen eine Abnahme der Ackerfläche auf 14 Prozent negativer, wenn ihnen die Antwortempfehlungen beigelegt wurden. Alle drei Effekte lassen sich anhand eines Indikatorvariablen-Modells mit Interaktionstermen belegen (signifikant negative Koeffizienten, vgl. Anhang 10).

Tab. 12. Indikatorvariablen-Teilmodelle nach Beigabe von Antwortempfehlungen.

Variable	mit Antwortempfehlungen		ohne Antwortempfehlungen	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.043	ns	0.101	0.046 ns
WALD 30	-0.046	ns	0.082	0.103 ns
WALD 32	-0.164	**	0.070	0.015 ns
ACKER 14	-0.457	****	0.078	-0.293 ****
ACKER 10	-1.096	****	0.074	-0.988 ****
EXTLW 6	0.302	****	0.062	0.239 ****
HECKEN 4	0.334	****	0.083	0.265 ****
HECKEN 5	0.170	**	0.070	0.174 ***
NSCHUTZ 2	0.159	***	0.061	0.167 ***
STEUERA	-0.140	****	0.035	-0.072 **
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.113			0.091
Vorhersageerfolg	0.666			0.658
$\chi^2$ ( $\chi^2 > 9, 0.05 = 16.9$ )	296.7			247.0
Anz. Ausw.entsch.	1903			1950

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Antwortempfehlungen beeinflussten die Auswahlentscheidungen der Teilnehmenden je nach Gemeindetyp unterschiedlich, was über die Berechnung von sechs Teilmodellen der Kombination Gemeindetyp-Antwortempfehlung untersucht werden konnte (vgl. Anhang 11). Den stärksten Einfluss übten die «Parolen» in der städtischen Schicht aus: Die Modellgüte, gemessen als Pseudo-R<sup>2</sup>, verbesserte sich gegenüber der städtischen Teilstichprobe ohne Antwortempfehlungen um den Faktor 2.3 und erreichte damit das Niveau der Teilmodelle der Agglomerations- und Land-Stichprobe. Dieses Ergebnis stimmt mit der Erwartung überein, dass Stadt-BewohnerInnen im Vergleich zu Land-BewohnerInnen weniger klar definierte Präferenzen hinsichtlich Landschaftsveränderungen haben und deshalb stärker auf die Beigabe zusätzlicher Informationen reagieren. Die «Parolen» führten insbesondere dazu, dass die städtische Bevölkerung eine ausgeprägte Präferenz für zusätzliche Naturschutzgebiete sowie Hecken und Bäume (vgl. Kap. 4.3.2) äusserte, während die Befragten der ländlichen Gemeinden auch unter Beigabe der Antwortempfehlungen gegenüber der Ausdehnung von Naturschutzgebieten sowie Hecken und Bäumen (5 Flächenprozent) indifferent blieben. In der ländlichen Stichprobe bewirkten die «Parolen» eine Ablehnung einer Ausdehnung der Waldfläche auf 32 Prozent. Der gleichen Ausdehnung standen die Befragten in der Gruppe ohne «Parolen» indifferent gegenüber. Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Unterschiede in den Präferenzen der Stadt- und Landbevölkerung hinsichtlich Landschaftsveränderungen unter der Beigabe der Antwortempfehlungen besser zum Vorschein kamen und sich in qualitativer Hinsicht mit den Ergebnissen vergangener Abstimmungen deckten.

#### 4.3.4 Antwortsicherheit

Im Fragebogen wurde den acht Auswahlentscheidungen des Choice-Experiments eine Frage zur Antwortsicherheit angefügt, bei der die Befragten über vorgegebene Antwortkategorien angaben, wie sicher sie sich ihrer Auswahlentscheidungen waren. Zwei Drittel der Befragten fühlten sich bei der Beantwortung der Choice Sets sicher oder eher sicher (Tab. 13). Aus «weiss nicht»-Antworten und nicht beantworteten Fragen wird vorsichti-

gerweise auf Personen geschlossen, die Mühe mit den Auswahlentscheidungen hatten. Folglich kann das restliche Drittel der Stichprobe der Kategorie «(eher) unsicher» zugerechnet werden. Es ist damit zu rechnen, dass die Befragten bei der Selbsteinschätzung ihrer Antwortsicherheit die Schwierigkeit der Auswahlentscheidungen bereits berücksichtigten. Somit ist die absolute Güte der Antworten aus der Verteilung in Tabelle 12 nur bedingt ablesbar.

Tab. 13. Antwortsicherheit.

Variable	Mittelwert	Antwortverteilung in %				Beob.				
<b>ANTWORTSICHERHEIT</b>										
<i>Wie sicher fühlen Sie sich in Ihren Antworten bei den Fragen 2.1 bis 2.8 (Auswahl der bevorzugten Landschaft)?</i>										
		eher								
2.07	sicher (1)	eher sicher	unsicher	unsicher (4)	wn/ka <sup>a</sup>	546				
	21.6	45.7	20.3	3.7	8.7					

<sup>a</sup> «weiss nicht» oder keine Antwort (leer).

#### 4.4 Einfluss sozioökonomischer Variablen auf das Entscheidungsverhalten

Es ist zu erwarten, dass Personen unterschiedlichen Geschlechts, Alters und Bildungsgrades die verschiedenen Landschaftsattribute bei ihren Auswahlentscheidungen unterschiedlich stark berücksichtigen. Der Einfluss dieser sozioökonomischen Variablen auf das Entscheidungsverhalten wurde in Modellrechnungen mit Interaktionstermen ermittelt (vgl. Anhang 12 bis Anhang 16). Die identifizierten Unterschiede werden nachfolgend qualitativ beschrieben.

Bezüglich der Wahl zwischen Alternativ-Landschaft und Status quo fällt auf, dass Personen mit hoher Schulbildung und hoher Steuerrechnung signifikant häufiger die Alternativ-Landschaft wählten (vgl. Anhang 12). Befragte jüngeren Alters entschieden sich gegenüber den eher älteren Personen tendenziell häufiger für den Status quo.

Männer bewerteten eine starke Zunahme der Waldfäche negativer als Frauen (vgl. Anhang 13). Gleichzeitig war bei den Männern die Ablehnung einer moderaten Abnahme der Ackerfläche etwas weniger stark als bei den Frauen. Jüngere Personen äusserten eine schwächere Präferenz für zusätzliche extensive Landwirtschaftsflächen, während ältere Personen eine starke Reduktion der Ackerfläche weniger deutlich ablehnten als der Rest der Befragten (vgl. Anhang 14). Teilnehmende mit hoher Schulbildung bekundeten eine signifikant grösitere Vorliebe für mehr Naturschutzgebiete (vgl. Anhang 15). Die Befragten mit mittlerem Bildungsgrad favorisierten dagegen eher eine Ausdehnung von extensiven Landwirtschaftsflächen sowie Hecken und Bäumen. Personen mit geringerem Bildungsgrad sprachen sich deutlich gegen eine starke Waldausdehnung aus, während Personen mittlerer und höherer Ausbildung diesbezüglich indifferent waren.

Der Vergleich zwischen Befragten mit unterschiedlicher Steuerbelastung deckte keine signifikanten Unterschiede bezüglich der relativen Bewertung der Landschaftsveränderungen auf (vgl. Anhang 16). Befragte mit einer jährlichen Steuerrechnung zwischen 5000 und 9000 Franken reagierten zwar am sensitivsten auf veränderte Steuern (betragsmässig höchster STEUERA $\Delta$ -Koeffizient, vgl. Anhang 17), was direkte Auswirkungen auf die absolute Bewertung der Landschaftsveränderungen hätte: Berechnete man die Zahlungsbereitschaften ausgehend von den Koeffizientenschätzungen separater

Modellrechnungen für unterschiedliche Steuerklassen, fielen die Werte für Befragte der Steuerklasse 5000 bis 9000 Franken geringer aus als für die restlichen Personen. Der Unterschied in der Steuersensitivität ist jedoch aufgrund relativ hoher Standardfehler nicht signifikant. Es kann also davon ausgegangen werden, dass die Steuerrechnung keinen nennenswerten Einfluss auf die Zahlungsbereitschaften in Steuerprozent hat (vgl. auch Kap. 4.5.3).

## 4.5 Zahlungsbereitschaften

### 4.5.1 Zahlungsbereitschaften nach Beigabe von Antwortempfehlungen

Wie bereits in Kapitel 2.2.3 erläutert, lassen sich die Präferenzen der Befragten für die Veränderungen der gewählten Landnutzungen auch in monetären Größen ausdrücken. In Tabelle 14 sind die entsprechenden Zahlungsbereitschaften auf der Basis einer Indikatorvariablen-Spezifikation für die beiden Teilstichproben mit und ohne Antwortempfehlungen dargestellt.

Tab. 14. Zahlungsbereitschaften nach Beigabe von Antwortempfehlungen in Steuerprozent.

Variable	mit Antwortempf. ZB/KF <sup>a</sup>	95%-VI <sup>b</sup>	ohne Antwortempf. ZB/KF	95%-VI	Differenz <sup>c</sup>
WALD 30	-0.33 <sup>d</sup>	±1.15	1.43	±2.56	ns
WALD 32	-1.17	±1.13	0.21	±1.86	ns
ACKER 14	-3.26	±1.93	-4.06	±4.33	-20%
ACKER 10	-7.82	±3.96	-13.70	±12.93	-43%
EXTLW 6	2.16	±1.36	3.31	±3.50	-35%
HECKEN 4	2.38	±1.64	3.67	±4.07	-35%
HECKEN 5	1.21	±1.15	2.42	±2.93	-50%
NSCHUTZ 2	1.13	±1.02	2.31	±2.70	-51%

<sup>a</sup> Zahlungsbereitschaft/Kompensationsforderung (wenn negativ) in Steuerprozent pro Person und Jahr.

<sup>b</sup> Vertrauensintervall. Zur Berechnung der Varianzen bzw. Standardabweichungen der Zahlungsbereitschaften diente das Gauss'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz.

<sup>c</sup> Differenz zwischen den Zahlungsbereitschaften der Teilstichproben ohne und mit Antwortempfehlungen.

<sup>d</sup> *kursiv*: Variable im Modell nicht signifikant (vgl. Tab. 12).

Die Zahlungsbereitschaften seien zunächst anhand des Teilmodells *mit* Antwortempfehlungen erläutert: Für eine Zunahme extensiver Landwirtschaftsflächen von aktuell vier auf sechs Flächenprozent im Kanton Zürich (zu Lasten intensiv genutzter Wiesen und Weiden) wäre der/die durchschnittliche Teilnehmende bereit, jährlich 2.16 Prozent mehr an Steuern auf Einkommen und Vermögen zu bezahlen. Für ein Flächenprozent mehr Hecken und Bäume beträgt die jährliche Zahlungsbereitschaft 2.38 Steuerprozent. Die Zahlungsbereitschaft für eine Zunahme auf 5 Flächenprozent ist aufgrund des konkaven Nutzenverlaufs deutlich geringer und bewegt sich in der gleichen Größenordnung wie die Zahlungsbereitschaft für ein zusätzliches Flächenprozent an Naturschutzgebieten. Eine Waldausdehnung um 4 Flächenprozent müsste den Befragten mit einer jährlichen Steuerreduktion von 1.17 Prozent kompensiert werden, um sie auf einem konstanten Nutzenniveau zu halten. Eine Reduktion des Ackerlandes um vier Flächenprozent (zu Gunsten intensiv genutzter Wiesen und Weiden) zöge eine Kompensationsforderung von

mehr als drei Steuerprozenten nach sich. Reduzierte man das Ackerland weiter auf 10 Flächenprozent, beträge die Entschädigungsforderung gegen acht Steuerprozent.

Vergleicht man die Zahlungsbereitschaften der beiden Teilmodelle, so fällt auf, dass die Zahlungsbereitschaften unter Beigabe von Antwortempfehlungen rund 20 bis 50 Prozent tiefer ausfallen. Auffällig gross ist der Unterschied z.B. für zusätzliche Naturschutzgebiete. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass die Sensitivität der Befragten auf Steuerveränderungen in der Teilstichprobe mit Antwortempfehlungen höher ausfiel als in der Teilstichprobe ohne Antwortempfehlungen<sup>16</sup>, was direkte Auswirkungen auf die Höhe der Zahlungsbereitschaften hat. Wir erachten die Zahlungsbereitschaften des Teilmodells *mit* Antwortempfehlungen als aussagekräftiger, da durch die Beigabe zusätzlicher externer Information der Kontext der Befragung näher an der Realität von Volksabstimmungen liegt. Die Erkenntnisse aus Kapitel 4.3.3 haben ausserdem gezeigt, dass durch die Antwortempfehlungen auch die Ergebnisse der Umfrage den Resultaten vergangener Volksabstimmungen näher kommen. Die Diskussion in Kapitel 5.1.2 widmet sich dieser Frage noch einmal in etwas ausführlicherer Form.

In Tabelle 15 sind die Zahlungsbereitschaften in absoluten Werten veranschaulicht. Zur Umrechnung in Frankenbeträge wurde die Median-Steuerrechnung der Stichprobe verwendet (5500 Franken). Das Teilmodell ohne Antwortempfehlungen weist für die Zahlungsbereitschaften eine hohe Schwankungsbreite auf: Das 95-Prozent-Vertrauensintervall überdeckt bei den meisten Variablen den Wert Null. Dies hängt vor allem damit zusammen, dass der Standardfehler der Variable STEUERA im Vergleich zum Koeffizienten-Wert relativ hoch ist und dieser sich bei der Berechnung der Vertrauensintervalle «fortpflanzt».

Tab. 15. Zahlungsbereitschaften nach Beigabe von Antwortempfehlungen in Frankenbeträgen.

Variable	mit Antwortempf.		ohne Antwortempf.	
	ZB/KF <sup>a</sup>	95%-VI <sup>b</sup>	ZB/KF	95%-VI
WALD 30	18 <sup>c</sup>	±63	79	±141
WALD 32	-64	±62	12	±102
ACKER 14	-179	±106	-223	±238
ACKER 10	-430	±218	-754	±711
EXTLW 6	119	±75	182	±193
HECKEN 4	131	±90	202	±224
HECKEN 5	67	±63	133	±161
NSCHUTZ 2	62	±56	127	±149

<sup>a</sup> jährliche Zahlungsbereitschaft/Kompensationsforderung (wenn negativ) in Frankenbeträgen pro Person mit einer Median-Steuerrechnung von 5500 CHF.

<sup>b</sup> Vertrauensintervall. Zur Berechnung der Varianzen bzw. Standardabweichungen der Zahlungsbereitschaften diente das Gauss'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz.

<sup>c</sup> *kursiv*: Variable im Modell nicht signifikant (vgl. Tab. 12).

#### 4.5.2 Zahlungsbereitschaften nach Gemeindetypen

In Kapitel 4.3.2 wurde bereits dargelegt, dass die Präferenzen von Befragten aus unterschiedlichen Gemeindetypen teilweise voneinander abweichen. Entsprechend unterscheiden sich auch die monetären Präferenzmasse. Die Zahlungsbereitschaften stützen sich im Folgenden nur noch auf die Teilstichprobe *mit* Antwortempfehlungen.

<sup>16</sup> Vgl. Kapitel 4.3.3.

Tab. 16. Zahlungsbereitschaften nach Gemeindetypen in Steuerprozent (mit Antwortempfehlungen).

Variable	Stadt		Agglomeration		Land	
	ZB/KF <sup>a</sup>	95%-VI <sup>b</sup>	ZB/KF	95%-VI	ZB/KF	95%-VI
WALD 30	-0.38 <sup>c</sup>	±3.28	-0.31	±1.84	-0.16	±1.59
WALD 32	-0.76	±2.99	-0.85	±1.68	-1.63	±1.75
ACKER 14	-3.58	±5.82	-3.28	±3.10	-3.07	±2.58
ACKER 10	-10.82	±15.08	-7.66	±6.20	-6.70	±4.80
EXTLW 6	4.39	±6.49	1.84	±1.99	1.37	±1.52
HECKEN 4	6.10	±8.93	1.68	±2.27	1.40	±1.89
HECKEN 5	3.29	±5.32	0.65	±1.63	0.84	±1.47
NSCHUTZ 2	2.77	±4.51	1.62	±1.85	0.13	±1.19

<sup>a</sup> Zahlungsbereitschaft/Kompensationsforderung (wenn negativ) in Steuerprozent pro Person und Jahr.

<sup>b</sup> Vertrauensintervall. Zur Berechnung der Varianzen bzw. Standardabweichungen der Zahlungsbereitschaften diente das Gauss'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz.

<sup>c</sup> *kursiv*: Variable im Modell nicht signifikant (vgl. Anhang 11).

Die Zahlungsbereitschaften der städtischen Befragten fallen unter anderem aufgrund der relativ tiefen Steuersensitivität (Variable STEUERΔ, vgl. Anhang 11) höher aus als die der Agglomerations- und Landstichprobe Tab. 16). Die geschätzten Zahlungsbereitschaften sind jedoch mit eher grossen Vertrauensintervallen umgeben, da die Variable STEUERΔ für die Teilstichprobe Stadt nur einen schwachen Signifikanzwert aufweist. Im Prinzip können die bereits in Kapitel 4.3.2 beschriebenen Unterschiede zwischen den Gemeindetypen wieder identifiziert werden: Für den Gemeindetyp Stadt fallen die hohen Zahlungsbereitschaften für naturnahe Landnutzungen auf (EXTLW, HECKEN, NSCHUTZ). Im Gemeindetyp Land besteht mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit eine Kompensationsforderung für eine allfällige Waldausdehnung auf 32 Flächenprozent.

#### 4.5.3 Aggregierte Zahlungsbereitschaften in Frankenbeträgen

In den beiden vorherigen Kapiteln wurden die Zahlungsbereitschaften aus Sicht einer «durchschnittlichen» Stichproben-Person berechnet, und zwar für unterschiedliche Variablen-Ausprägungen in Flächenprozent des Kantons Zürich. In diesem Kapitel werden die gleichen Daten nach anderen Kriterien aufgeschlüsselt: Die Zahlungsbereitschaften werden aggregiert auf den Kanton Zürich und gleichzeitig in Hektaren statt in Flächenprozent kalkuliert (Tab. 17).

Um die von den Befragten geäusserten Zahlungsbereitschaften auf Werte für den ganzen Kanton Zürich extrapolieren zu können, bedarf es zweier Annahmen:

Erstens: Die Höhe der Steuerrechnung (S'RECHNUNG) hat keinen Einfluss auf die Steuersensitivität (STEUERΔ). Zwar weisen in der vorliegenden Stichprobe Befragte mit einer Steuerrechnung zwischen 5000 und 9000 Franken die betragsmässig höchste Koefizientenschätzung für die Variable STEUERΔ auf (vgl. Anhang 17). Dennoch fallen die Unterschiede in der Steuersensitivität zwischen verschiedenen Steuerklassen nicht signifikant aus (vgl. Anhang 16). Als Konsequenz können die Zahlungsbereitschaften in Steuerprozent zur Berechnung der aggregierten Frankenbeträge verwendet werden. Reagierten beispielsweise steuerlich stark belastete Personen sensibler auf veränderte Steuern, fielen deren Zahlungsbereitschaften in Steuerprozent geringer aus als die der restlichen Stichprobe. Berechnete man dann die aggregierten Werte trotzdem mit Durchschnittsgrössen der Gesamtstichprobe, resultierten zu grosse Zahlungsbereitschaftswerte, da die hohen Steuerbeträge der oberen Steuerklasse mit zu grossen prozen-

tualen Zahlungsbereitschaften multipliziert würden. Aus diesem Grund muss geprüft werden, ob die prozentualen Zahlungsbereitschaften der Gesamtstichprobe repräsentativ sind für die einzelnen Steuerklassen.

Zweitens: Die Präferenzen der Personen in der Stichprobe sind nicht wesentlich verschieden von denjenigen der Grundgesamtheit (Stimmberchtigte im Kanton Zürich). Die Teilnehmenden entsprechen mit einem überproportionalen Anteil von besser Ausgebildeten und Verdienenden und einem Übergewicht höherer Alterskategorien<sup>17</sup> tendenziell der politisch aktiven Bevölkerung (z.B. HUG *et al.* 1996). Es kann folglich angenommen werden, dass die aggregierten Zahlungsbereitschaften die Präferenzen derjenigen Personen wiedergeben, die sich auch an einer entsprechenden Volksabstimmung beteiligt hätten. Zu beachten ist dabei allerdings, dass Personen aus ländlichen Regionen in der Stichprobe leicht übervertreten sind.<sup>18</sup> Die Werte in Tabelle 17 gelten deshalb nur in eingeschränktem Masse für die gesamte Bevölkerung des Kantons Zürich.

Da es sich bei Landnutzungsänderungen von einer Hektare um marginale Veränderungen handelt, wurden zur Berechnung der Hektar-Beträge jeweils nur diejenigen Indikatorvariablen verwendet, die dem Status quo am nächsten liegen (WALD 30, ACKER 14, EXTLW 6, HECKEN 4, NSCHUTZ 2). Die weiter vom Status quo entfernten Ausprägungen sind bei der Grenzbetrachtung in Hektaren nicht relevant.

Tab. 17. Aggregierte Zahlungsbereitschaften pro Hektare (mit Antwortempfehlungen).

Variable	Veränderungsrichtung	ZB/KF <sup>a</sup>	95%-VI <sup>b</sup>
WALD	Zunahme	-8'957 <sup>c</sup>	±31'718
ACKER	Abnahme	-44'819	±26'559
EXTLW	Zunahme	59'313	±37'469
HECKEN	Zunahme	130'900	±90'094
NSCHUTZ	Zunahme	62'233	±55'891

<sup>a</sup> Über den Kanton Zürich aggregierte Zahlungsbereitschaft/Kompensationsforderung (wenn negativ) in CHF pro Hektare und Jahr.

<sup>b</sup> Vertrauensintervall. Zur Berechnung der Varianzen bzw. Standardabweichungen der Zahlungsbereitschaften diente das Gauss'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz.

<sup>c</sup> *kursiv*: Variable im Modell nicht signifikant (vgl. Tab. 12).

Zur Aggregation der Zahlungsbereitschaften sind die folgenden Größen bedeutsam: Der Kanton Zürich bedeckt eine Fläche von 172'871 Hektaren. Ein Flächenprozent des Kantons Zürich beträgt somit 1'729 Hektaren. Das Total der von privaten Personen im Kanton Zürich generierten Steuern aus Einkommen und Vermögen beträgt rund 9.5 Mrd. Franken.<sup>19</sup> Ein Steuerprozent entspricht damit ungefähr 95 Mio. Franken.

Die Zahlungsbereitschaften sind folgendermassen zu interpretieren: Für eine zusätzliche Hektare extensiver Landwirtschaftsflächen (zu Lasten intensiv genutzter Wiesen und Weiden) bestünde im Kanton Zürich eine totale Zahlungsbereitschaft von rund 60'000 Franken pro Jahr. Der Wert für eine zusätzliche Hektare Naturschutzgebiete liegt in der gleichen Größenordnung, derjenige für Hecken und Bäume ist mit 130'000 Franken etwa doppelt so gross. Die Kompensationsforderung für eine Reduktion des Ackerlandes nimmt mit 45'000 Franken einen tieferen Wert an als die Zahlungsbereitschaften für eine Ausdehnung einer der drei naturnahen Landnutzungen. Durch eine entsprechende Verschiebung könnte folglich eine Landschaft *ceteris paribus* nutzenseitig aufgewertet werden (Ausblendung der Kosten).

<sup>17</sup> Vgl. Kapitel 4.1.

<sup>18</sup> Vgl. Kapitel 5.1.3.

<sup>19</sup> Jahr 2001; Datengrundlage: Bundesamt für Statistik (2003b).

#### 4.5.4 Zahlungsbereitschaften für die Veränderung ganzer Landschaften

Die Zahlungsbereitschaft für eine Landschaft, in der gleichzeitig mehrere Landnutzungsanteile verändert werden, kann approximativ über die Addition der Zahlungsbereitschaften der einzelnen Landnutzungsänderungen errechnet werden. Die in Tabelle 18 ausgewiesenen Zahlungsbereitschaften beruhen auf einer quadratischen Modellspezifikation (vgl. Anhang 18), die wiederum nur die Beobachtungen mit Antwortempfehlungen berücksichtigt.

Tab. 18. Zahlungsbereitschaften in Steuerprozent für drei beispielhafte Landschaftsszenarien (mit Antwortempfehlungen).

Variable	«Extensivierung»		«Verwaldung, Verbuschung»		«Grünland»	
	Auspr. <sup>a</sup>	Δ SQ <sup>b</sup>	Auspr.	Δ SQ	Auspr.	Δ SQ
WALD	29.0	+1.0	30.0	+2.0	28.0	
INTWIESEN	19.0	-1.0	17.0	-3.0	22.0	+2.0
ACKER	16.0	-2.0	17.0	-1.0	14.0	-4.0
EXTLW	5.0	+1.0	4.0		6.0	+2.0
HECKEN	3.5	+0.5	5.0	+2.0	3.0	
NSCHUTZ	1.5	+0.5	1.0		1.0	
ZB/KF in Steuer%	1.16		-0.08		-1.85	

<sup>a</sup> Ausprägung der Landnutzung in Flächenprozent des Kantons Zürich. Das Total der unbebauten Landschaft von 74 Flächenprozent bleibt bei allen drei Landschaftsszenarien konstant.

<sup>b</sup> Veränderung gegenüber der Status-quo-Landschaft in Flächenprozent.

Das Szenario «Extensivierung» zeigt, dass leichte Zunahmen der extensiven Landnutzungen die Flächeneinbussen der produktiven Landwirtschaftsflächen (INTWIESEN, ACKER) nutzenmässig überkompensieren können: Das Modell weist eine Zahlungsbereitschaft von rund einem Steuerprozent aus. Im Szenario «Verwaldung/Verbuschung» wird ersichtlich, dass eine Landschaft, in welcher Wald, freistehende Bäume, Gebüsche und Hecken spürbar zunehmen, gleichwertig zur heutigen Landschaft wäre, sofern der grössere Teil der Gehölz-Zunahme zu Lasten von intensivem Grünland ginge. Eine Substitution von Ackerland zu Gunsten von intensivem als auch extensivem Grünland (EXTLW<sup>20</sup>) führte im Szenario «Grünland» zu einer Kompensationsforderung von knapp zwei Steuerprozent.

<sup>20</sup> Der grösste Teil der extensiven Landwirtschaftsflächen besteht aus extensiven Wiesen, wenig intensiven Wiesen und extensiven Weiden.



## 5 Diskussion

### 5.1 Zur Interpretation der Resultate

An dieser Stelle wird noch einmal explizit auf einige wichtige Punkte hingewiesen, die bei der Interpretation der in Kapitel 4 präsentierten Resultate beachtet werden müssen. Sie gelten sowohl für die Ergebnisse in Form der Modell-Koeffizienten als auch für die daraus abgeleiteten Zahlungsbereitschaften.

#### 5.1.1 Verwendete Ausprägungsintervalle

Die Koeffizienten und Zahlungsbereitschaften dürfen jeweils nur über das im experimentellen Design verwendete Intervall der Attribut-Ausprägungen interpretiert werden (vgl. Tab. 2). Das heisst, dass z.B. der negative Koeffizient für Ackerland (vgl. Tab. 8) *nicht* als Präferenz für *mehr* Ackerland gelesen werden darf, da im Choice-Experiment immer nur eine reduzierte oder konstante Ackerfläche auftritt. Die Ergebnisse erlauben keine Aussage über die Präferenz der Befragten bezüglich einer Zunahme der Ackerfläche.

Aus den signifikant positiven Koeffizienten für die Landnutzungen extensive Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäume sowie Naturschutzgebiete kann zwar gefolgert werden, dass sich die Befragten mit Sicherheit nicht für eine Landschaft mit im Vergleich zum Status quo geringeren Anteilen dieser Landschaftselemente aussprechen, allerdings darf die *Höhe* der Koeffizienten und Zahlungsbereitschaften nicht auf eine Flächen-*abnahme* übertragen werden. Es ist zu erwarten, dass die Kompensationsforderung für die Abnahme einer dieser drei Landnutzungen grösser ausfiele als die Zahlungsbereitschaft für eine Zunahme gleichen Umfangs.

#### 5.1.2 Resultate mit und ohne Beigabe von Antwortempfehlungen

Die bewusste Zweiteilung der Stichprobe in eine Hälfte mit und eine Hälfte ohne Antwortempfehlungen wirft die Frage auf, welche Resultatehälfte die Präferenzen der Befragten «besser» oder angemessener zum Ausdruck bringt. Wie in Kapitel 4.5.1 bereits erwähnt wurde, messen wir der Resultatehälfte *mit* Antwortempfehlungen aufgrund folgender Überlegungen ein höheres Gewicht bei:

Die Antwortempfehlungen der Parteien und Verbände sind rein theoretisch betrachtet dazu geeignet, den in realen Volksabstimmungen sonst üblichen politischen Diskurs zumindest ansatzweise zu ersetzen.<sup>21</sup> Die Konsultation zusätzlicher externer Informationen ist bei Entscheidungen zu öffentlichen Gütern in der Regel ein fester Bestandteil des Meinungsbildungsprozesses. Durch die «Parolen»-Beigabe konnte die hypothetische Befragungssituation näher an den Kontext eines realen Referendums herangeführt werden, mit dem Vorteil, dass die Befragten durch die Antwortempfehlungen Informationen erhielten, die ihnen erlaubten, die eigenen Präferenzen besser fassen und artikulieren zu können. Dies wird durch die Ergebnisse tendenziell bestätigt: Unter Beigabe der Antwortempfehlungen kamen die aus vergangenen Volksabstimmungen bekannten Präferenz-Unterschiede zwischen städtischen und ländlichen Personen deutlicher zum Ausdruck.<sup>22</sup> Die Resultatehälfte mit Antwortempfehlungen weist somit eine höhere externe Validität auf.

<sup>21</sup> Vgl. auch Kapitel 3.3.2.

<sup>22</sup> Vgl. Kapitel 4.3.3.

### 5.1.3 Bewertungsgegenstand

Der Bewertungsgegenstand des durchgeführten Choice-Experiments umfasst die flächenmässige Veränderung einer Reihe von Landnutzungen im Nicht-Siedlungsgebiet des Kantons Zürich. Die räumliche Anordnung der Landnutzungsänderungen wurde dabei vernachlässigt. Eine Verschiebung in den Flächenanteilen hat neben den direkt landschaftsästhetischen Effekten auch Auswirkungen auf Bereiche wie (landwirtschaftliche) Produktion und Ökologie. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, welche Aspekte die im Choice-Experiment vorgenommene Landnutzungsbewertung genau einschiesst und welche nicht. Fest steht, dass die Resultate über eine rein optische oder ästhetische Landschaftsbewertung hinausgehen. Im Fragebogen wurden die Teilnehmenden über produktive und ökologische Funktionen der sechs Landnutzungen informiert, die sie annahmegemäss bei den Auswahlentscheidungen auch mitberücksichtigt haben.<sup>23</sup> Es kann also davon ausgegangen werden, dass die Ergebnisse sowohl die Ästhetik als auch die wichtigsten wirtschaftlichen und ökologischen Konsequenzen der untersuchten Landnutzungsänderungen wiedergeben. Allerdings lässt sich nicht ermitteln, welche Aspekte die Befragten in welchem Ausmass beim Treffen ihrer Auswahlentscheidungen konkret berücksichtigt haben.

Der Vollständigkeit halber sei noch einmal darauf hingewiesen, dass sich die Flächenveränderungen nur auf Veränderungen innerhalb der unbebauten Landschaft beziehen. Siedlungs- und Verkehrsflächen werden als konstant betrachtet. Weiter muss beim Interpretieren der Resultate bedacht werden, dass eine einzelne Flächenveränderung annahmegemäss immer zu Gunsten beziehungsweise zu Lasten der freien Variable «intensiv genutzte Wiesen und Weiden» geht.

### 5.1.4 Bewertung der Nutzenseite

Um eine Fehlinterpretation der Resultate zu vermeiden, ist noch einmal zu betonen, dass Zahlungsbereitschaften ein Mass sind, mit dem der *Nutzen* einer Landnutzungsänderung beziffert wird. Die ermittelten Zahlungsbereitschaften dürfen dabei nicht mit den Kosten verwechselt werden, die bei der Umsetzung einer bestimmten Landnutzungsänderung entstehen. Die Erfassung der Nutzenseite wird auch nicht dadurch mit der Kostenseite verknüpft, dass sich jede Landschaft durch ein so genanntes Preis-Attribut in Form einer Steuerveränderung (STEUERA) auszeichnet. Dieses Preis-Attribut wird wie die übrigen Landnutzungen im experimentellen Design unabhängig variiert und steht damit in keinem logischen Zusammenhang mit dem zugehörigen Landnutzungsmuster der Alternativ-Landschaft. Es hat lediglich die Aufgabe, die Sensitivität zu messen, mit der die Befragten auf veränderte Steuern reagieren. Diese Steuersensitivität stellt die Grundlage dar, den *Nutzen* von Landnutzungsänderungen in monetären Einheiten ausdrücken zu können.

Die gemeinwirtschaftlichen *Kosten* einer Landnutzungsverschiebung sind stark beeinflusst von politisch gesteuerten Grössen wie beispielsweise der Höhe der allgemeinen und ökologischen Direktzahlungen und sonstigen Zuschüssen. Wohlfahrtsökonomisch betrachtet ist eine bestimmte Landnutzungsverschiebung dann sinnvoll, wenn die auf die Bevölkerung aggregierten Nutzen die gemeinwirtschaftlichen Kosten übertreffen. Durch die Möglichkeit, die Nutzenseite analog zur Kostenseite in monetären Werten ausdrücken zu können, sind theoretisch Vergleiche von Nutzen und Kosten durchführbar. Da jedoch die Zahlungsbereitschaftsschätzungen im vorliegenden Choice-Experiment mit Unsicherheit behaftet sind, müssen solche Vergleiche mit Vorsicht interpretiert werden.

<sup>23</sup> Der vollständige Fragebogen befindet sich in Anhang 20.

## 5.2 Vergleich mit Resultaten anderer Studien

Im Folgenden werden einige Studien jüngeren Datums dazu verwendet, Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen deren Ergebnissen und den Resultaten des vorliegenden Choice-Experiments zu identifizieren. Die angestellten Vergleiche bieten eine zusätzliche Möglichkeit, die Qualität der ermittelten Resultate einzuschätzen.

LINDENAU (2002) führte eine qualitative Befragung im südlichen Bayern, einer dem Kanton Zürich topographisch sehr ähnlichen Region, durch. Anhand von Photomontagen wurde die ästhetische Wirkung verschiedener Landschaftselemente von Agrarlandschaften untersucht. Die meisten der Ergebnisse decken sich mit den Erkenntnissen aus dem vorliegenden Choice-Experiment, auch wenn dabei beachtet werden muss, dass das Choice-Experiment über eine rein landschaftsästhetische Bewertung hinausgeht (vgl. Kap. 5.1.3).

Eine starke Vorliebe besteht laut der Studie LINDENAU (2002) für Gehölze in Form von Hecken, Gebüschen, Sträuchern und Bäumen; eine – zumindest teilweise – Verbuschung wird gerne gesehen. Lindenau kommt zum Schluss, dass die Anreicherung der Agrarlandschaft mit Gehölzen die landschaftsästhetisch wirksamste Art der Gestaltung der Agrarlandschaft ist. Auch die Auswertung des Choice-Experiments, insbesondere in Form der quadratischen Modellierung und der Indikatorvariablen-Spezifikation, offenbart eine besonders starke Präferenz für eine moderate Ausdehnung dieser strukturierenden Landschaftselemente. Lindenau schliesst aus seinen Resultaten jedoch auch, dass eine Verbuschung nicht in grösserem Masse stattfinden sollte, was ebenfalls durch das vorliegende Choice-Experiment bestätigt wird: Die Zahlungsbereitschaft für eine Ausdehnung von Hecken und Bäumen auf fünf Flächenprozent ist deutlich geringer als diejenige für eine Ausdehnung auf vier Flächenprozent.

Lindenau findet keinen Unterschied in der Beliebtheit von ackerbaulich genutzten Flächen und extensiv genutztem Grünland. Im Choice-Experiment hat sich ebenso gezeigt, dass der Nutzen einer Landschaft durch die Substitution von Ackerland mit extensiven Landwirtschaftsflächen, die ja zum grössten Teil aus extensivem Grünland bestehen, kaum verändert wird. Allerdings findet Lindenau auch, dass Brachflächen optisch nicht beliebt sind. Demgegenüber erfuhren im Choice-Experiment die Brachflächen als Teil der extensiven Landwirtschaftsflächen eine positive Bewertung, die möglicherweise auch auf den ökologischen Wert dieser Flächen zurückzuführen ist.

Lindenau betont aufgrund seiner Untersuchung die wichtige Rolle des Grünlands für die Erscheinung der Agrarlandschaft. Insbesondere ist der Umbruch von Grünland zu Ackerland unter einem optischen Gesichtspunkt nicht sinnvoll. Zwar können die Resultate des Choice-Experiments nicht direkt auf einen Umbruch von Grünland zu Ackerland übertragen werden, da in diesem Falle die Ackerfläche zunimmt und damit das im Experiment verwendete Ausprägungsintervall verlässt. Dennoch steht die Tatsache, dass die Befragten eine Ackerabnahme zu Gunsten von intensivem Grünland deutlich ablehnten, der ästhetischen Beliebtheit des Grünlands entgegen. Die Diskrepanz in den Ergebnissen kann jedoch auch in produktiven (z.B. Versorgung mit pflanzlichen Nahrungs- und Futtermitteln) und/oder ökologischen Aspekten (z.B. Gülle) begründet liegen. Selbstverständlich kommen auch methodische Unterschiede und tatsächliche Präferenzunterschiede der befragten Personen als mögliche Gründe in Betracht.

CARLSSON *et al.* (2003) bewerteten mittels eines Choice-Experiments verschiedene Eigenschaften von Feuchtgebieten in Südschweden. Die Umgebungsvegetation dieser Feuchtgebiete bestand im Choice-Experiment entweder aus Wald oder aus Wies- und Weideland, welche die Befragten beide gleich bewerteten. Auch im vorliegenden Choice-Experiment waren die Teilnehmenden indifferent gegenüber einer moderaten Waldausdehnung auf Kosten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden.

SCHMITZ *et al.* (2003) verwendeten zur Bewertung von Landschaftsfunktionen in einer Modellregion in Hessen ebenfalls ein Choice-Experiment. Sie kommen unter anderem zum Schluss, dass eine walddominierte Landschaft eindeutig abgelehnt wird. Auch diese Erkenntnis zeigt sich ansatzweise in der vorliegenden Studie, insofern dass zumindest die BefragungsteilnehmerInnen aus ländlichen Gemeinden eine spürbare Waldausdehnung ablehnten.

Eine in der Literaturanalyse HALL *et al.* (2004) zitierte Untersuchung von HELLERSTEIN *et al.* (2002) gelangt über die Analyse von Gesetzgebungsverfahren zur einleuchtenden Erkenntnis, dass die Nachfrage nach landschaftlicher Schönheit in dicht besiedelten Gebieten aufgrund des Knappheitsgedankens am höchsten ist. Auch diese Tatsache kommt im vorliegenden Experiment dahingehend zum Ausdruck, dass die Zahlungsbereitschaften der städtischen Schicht tendenziell am höchsten ausfielen, auch wenn sie mit relativ grossen Vertrauensintervallen umgeben sind (vgl. Tab. 16).

## 5.3 Zur Validität der Resultate

### 5.3.1 Repräsentativität der Stichprobe

In Kapitel 4.1 wurde bereits darauf eingegangen, inwieweit die Personen-Stichprobe der Umfrage die Grundgesamtheit repräsentiert. Im Vergleich zur Gesamtbevölkerung im Kanton Zürich weist die Stichprobe auf den ersten Blick einen überproportional grossen Anteil von Personen aus ländlichen Gemeinden auf (39 Prozent). Laut dem Statistischen Amt des Kantons Zürich (2003) beträgt der Bevölkerungsanteil des so genannt nicht städtischen Gebiets lediglich fünf Prozent des Kantonstotals.<sup>24</sup> Allerdings deckt sich die hier vorgenommene Trennung zwischen Stadt, Agglomeration und Land nicht mit derjenigen des Statistischen Amts. So gelten beispielsweise die beiden als Teilschicht «Land» verwendeten Gemeinden Bäretswil und Grüningen gemäss aktueller Agglomerationsdefinition seit 1990 beziehungsweise 2000 als Agglomerationsgemeinden. Die Agglomerationsdefinition stützt sich bei der Abgrenzung von städtischem und nicht städtischem Gebiet neben wirtschaftlichen und demographischen Kriterien auch auf ein unmittelbar landschaftsrelevantes Kriterium, das jedoch nicht zwingend erfüllt sein muss, wenn eine Gemeinde aufgrund wirtschaftlicher und demographischer Aspekte unter die Agglomeration fällt. Folglich können Gemeinden auch dann einer Agglomeration zugerechnet werden, wenn sie aus einer landschaftlichen Optik möglicherweise als ländlich wahrgenommen werden. Unseres Erachtens ist die Stichprobe der Gemeinden Bäretswil und Grüningen dazu geeignet, die Präferenzen einer eher ländlichen Wohnbevölkerung zu repräsentieren. Berücksichtigt man das unterschiedliche Stadt-Land-Verständnis, dann nähern sich auch die Anteile der «Land»-Bevölkerung in Stichprobe und Grundgesamtheit einander an.

Zusammenfassend betrachtet ist die Stichprobe nicht vollends repräsentativ für die gesamte stimmberechtigte Bevölkerung des Kantons Zürich. Mit einem erhöhten Anteil besser ausgebildeter, besser verdienender und älterer Personen entspricht die Stichprobe jedoch tendenziell der in verwandten Volksabstimmungen politisch aktiven Bevölkerung (HUG *et al.* 1996).

<sup>24</sup> Das städtische Gebiet setzt sich zusammen aus Agglomerationen, bestehend aus Kernzonen und Agglomerationsgemeinden, und Städten, die keiner Agglomeration zugehören. Das nicht städtische Gebiet umfasst entsprechend alle nicht-städtischen Gemeinden ausserhalb der Agglomerationen.

### 5.3.2 Experimentelle Validierung

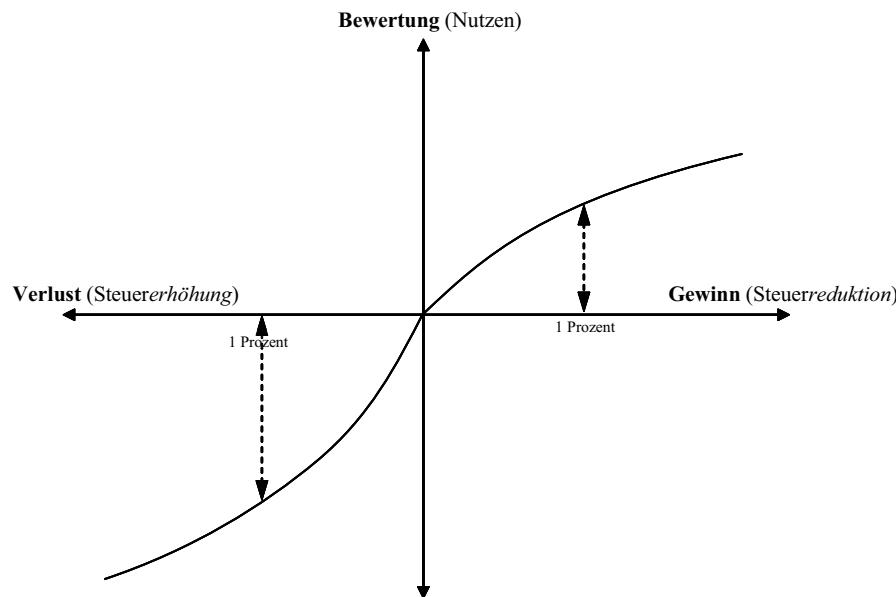
Da die Validierung der Resultate in der vorliegenden Studie direkt in das experimentelle Design integriert wurde, sind die entsprechenden Ergebnisse bereits in den Resultatkapiteln dargestellt (vgl. Kap. 4.3.2 und 4.3.3). Die nach Gemeindetypen und Verfügbarkeit von Abstimmungsempfehlungen differenzierten Analysen tragen zu einer realistischen Einschätzung der Validität der Ergebnisse bei. Die Auswertungen nach Gemeindetypen ergaben eine gute qualitative Übereinstimmung mit dem Entscheidungsverhalten bei sachverwandten Volksabstimmungen. Dass es problematisch ist, von dieser allgemeinen Plausibilität der Umfrageresultate auf deren Validität zu schliessen, zeigen erst die Effekte der Antwortempfehlungen. Der politische Prozess erzeugt üblicherweise eine Fülle von Informationen über mögliche Konsequenzen einer Vorlage. Oft ermöglichen erst diese zusätzlichen Informationen den Stimmenden, eine Entscheidung zu treffen, die mit ihren Werthaltungen und Präferenzen übereinstimmt. Mit der Beigabe von «Abstimmungsparolen» ist es sicher nur ansatzweise gelungen, den Befragten diese im Vorfeld einer Abstimmung erzeugten Informationen zur Verfügung zu stellen. Immerhin zeigte der experimentelle Ansatz aber, dass die Verzerrung der Präferenzen in der Teilstichprobe ohne Antwortempfehlungen («Standard-Umfrage») eine Größenordnung hatte, die im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen durchaus ins Gewicht fallen würde. Zusätzlich konnte mittels des verwendeten Ansatzes die Richtung dieser Verzerrung bestimmt werden. Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die absoluten Zahlungsbereitschaften, die in der vorliegenden Befragung indirekt geäussert wurden, von den tatsächlichen Zahlungsbereitschaften in der Bevölkerung abweichen. Hingegen erscheint es aufgrund des erwähnten Vergleichs mit dem Abstimmungsverhalten plausibel, dass die *relativen* Bewertungen der Flächennutzungen als verlässliche und politisch relevante Information aufzufassen sind.

Durch die Antwortempfehlungen und den schriftlichen Befragungsmodus konnte die Informationslage der Befragten derjenigen einer Abstimmung angeglichen werden. Bezuglich der Motivation und Anreizsituation der Befragten blieben allerdings die Unterschiede zu Abstimmungen bestehen. In Abstimmungen wirken gesellschaftliche Normen und Reputationseffekte üblicherweise als Anreize für die Meinungsbildung und Teilnahme; in Umfragen ist dies in nur geringem Masse der Fall. Dafür ist die Erwartung, die Resultate – und damit möglicherweise indirekt die Politik – beeinflussen zu können, für eine einzelne Person aufgrund ihres im Vergleich zu Abstimmungen hohen Gewichts bedeutend grösser als bei Abstimmungen und stellt vermutlich die hauptsächliche Motivation der Befragten dar. Problematisch ist dabei, dass strategische Antworten in Choice-Experiment-Befragungen nicht ganz ausgeschlossen werden können, auch wenn Choice-Experimente im Vergleich zu anderen Befragungsformaten den Teilnehmenden weniger Möglichkeiten bieten, strategisch zu antworten.

### 5.3.3 Ableitung von Zahlungsbereitschaften aus Steuerreduktionen

Um die Präferenzen der Befragten in Zahlungsbereitschaften ausdrücken zu können, musste eines der im Choice-Experiment verwendeten Attribute den Preis des Gutes in einer beliebigen monetären Einheit darstellen. Im vorliegenden Fall wurde dafür die prozentuale Veränderung der jährlichen Steuerrechnung gewählt. Über dieses Preis-Attribut wurde im Experiment gemessen, wie sensibel die Personen auf veränderte Steuern reagierten. Unterstellt man den Individuen Hicks'sche Präferenzen, wie sie in der Ökonomie üblicherweise vorausgesetzt werden, so ist es – abgesehen vom Einkommenseffekt – unerheblich, ob die Attribut-Ausprägungen in Form von Steuerreduktionen, Steuererhöhungen oder gar beidem definiert werden.

Genauere Untersuchungen des Entscheidungsverhaltens legen allerdings die Vermutung nahe, dass individuelle Entscheidungen von der Art und Weise beeinflusst werden, wie eine Entscheidungssituation wahrgenommen wird. TVERSKY und KAHNEMAN (1981) haben mit ihrer «Prospect Theory» gezeigt, dass Individuen betragsmäßig gleich hohe Gewinne und Verluste in der Regel unterschiedlich hoch bewerten. Abbildung 5 veranschaulicht diese Erkenntnis graphisch durch die so genannte Bewertungsfunktion («Value Function»), die unterhalb des Nullpunkts steiler verläuft als oberhalb (Verlustaversion). Der Nullpunkt der horizontalen Achse stellt dabei das aktuelle Wohlfahrtsniveau eines Individuums dar. Die Bewertungsfunktion verläuft in Annahme abnehmender Grenzwerte für Verluste konvex und für Gewinne konkav, wodurch sich ein S-förmiger Kurvenverlauf ergibt.



Quelle: In Anlehnung an TVERSKY und KAHNEMAN 1981.

Abb. 5. Bewertung von Gewinnen und Verlusten gemäss Prospect Theory.

Überträgt man den Verlauf der Bewertungsfunktion auf das Ausprägungsintervall des Preis-Attributs im Choice-Experiment, dann stellen die modellierten Steuerreduktionen von ein und zwei Prozent einen Zugewinn zum aktuellen Wohlfahrtsniveau eines Individuums dar. Die Bewertungsfunktion impliziert dabei, dass eine Steuerreduktion von beispielsweise einem Prozent eine kleinere Wirkung auf den Nutzen des Individuums hat als eine Steuererhöhung von einem Prozent (Abb. 5, gestrichelte Pfeile). Die Sensitivität gegenüber Steuererhöhungen ist mit anderen Worten grösser als die Sensitivität gegenüber Steuerreduktionen. Dies wäre im vorliegenden Choice-Experiment direkt an der Höhe des Koeffizienten der Variable STEUERA sichtbar geworden, die wiederum unmittelbar die Höhe der geschätzten Zahlungsbereitschaften mitbestimmt hätte. Es lässt sich somit folgern, dass die in Kapitel 4.5 präsentierten Zahlungsbereitschaften tendenziell zu hoch sind, da lediglich Steuerreduktionen zur Schätzung der Steuersensitivität verwendet wurden. Wäre die Steuersensitivität anhand von Steuererhöhungen ermittelt worden, hätten laut Prospect Theory kleinere Zahlungsbereitschaftswerte resultiert. Die Wahl von Steuerreduktionen im Design des Experiments beruhte auf dem Standpunkt, dass verringerte Ausgaben im Bereich Land- und Forstwirtschaft angesichts finanz- und handelspolitischer Entwicklungen politisch relevanter sind als Ausgabenerhöhungen.

### 5.3.4 Mögliche Erklärungen überhöhter Zahlungsbereitschaften

Im vorangehenden Kapitel 5.3.3 wurde bereits ein möglicher Grund für die intuitiv betrachtet relativ hohen Zahlungsbereitschaften diskutiert: Gemäss der Theorie von TVERSKY und KAHNEMAN (1981) kann die Wahl von *Steuerreduktionen* anstelle von Steuererhöhungen dazu geführt haben, dass die Zahlungsbereitschaften tendenziell überschätzt wurden. Zur Erklärung der hohen Werte kommen jedoch noch weitere Faktoren in Betracht.

Der wichtigste Faktor, der eine Vielzahl weiterer Faktoren nach sich zieht und beeinflusst, ist der hypothetische Kontext der Befragung (vgl. auch Kap. 2.1.3). Unzählige Studien belegen heute, dass die in Umfragen geäusserten Präferenzen nicht zwingend mit dem tatsächlichen Verhalten bei Kaufentscheiden übereinstimmen. Eine Metaanalyse von solchen Studien ergab, dass die grosse Mehrheit der Befragungen die Zahlungsbereitschaften um Faktoren zwischen eins und 10 überschätzte (LIST und GALLETT 2001). Zahlungsbereitschaften für öffentliche Güter werden dabei – im Vergleich zu privaten Gütern – besonders stark überschätzt. Wird die Bewertung über die Erfragung von Kompen-sationsforderungen («Willingness-to-accept») vorgenommen, ergeben sich im Durchschnitt ebenfalls höhere Werte als über die Erfragung von Zahlungsbereitschaften im engeren Sinne («Willingness-to-pay»). Auch wenn sich die letztere Erkenntnis nicht eins zu eins auf das vorliegende Choice-Experiment übertragen lässt, so weist die Wahl von Steuerreduktionen zumindest Parallelen zu einer «Willingness-to-accept»-Erfragung auf. In Verbindung mit der Tatsache, dass hier ein öffentliches Gut zur Bewertung steht, spricht dies dafür, dass das vorliegende Befragungsexperiment tendenziell stärker der Überschätzungsproblematik ausgesetzt ist.

Ein häufig beobachtetes Phänomen bei Befragungen zur Zahlungsbereitschaft sind so genannte Scale-Effekte: Befragte haben häufig Mühe, unterschiedliche Quantitäten und Größenordnungen der zu bewertenden Güter zu erkennen und bei ihren Antworten angemessen zu berücksichtigen («Insensitivity to Scale»). Dies könnte im vorliegenden Choice-Experiment in ähnlicher Form auf die Angabe der jährlichen Steuerveränderung zutreffen. Die Steuersensitivität, ausgedrückt im Koeffizienten der Variable STEUERA, beeinflusst direkt die Höhe der geschätzten Zahlungsbereitschaften. Die folgenden Überlegungen sprechen dafür, dass die im Choice-Experiment gemessene Steuersensitivität im Vergleich zur «tatsächlichen» Steuersensitivität der Befragten zu gering ausfiel und infolgedessen die Zahlungsbereitschaften überschätzt wurden.

Gemessen an den Staatsausgaben für Land- und Forstwirtschaft sind Steuerveränderungen von ein und zwei Prozent realistische und glaubhafte finanzielle Konsequenzen von Politikänderungen betreffend die Landnutzung. Gleichzeitig nehmen die Befragten prozentuale Veränderungen im unteren einstelligen Bereich vermutlich als sehr gering wahr, da ihr Einkommen und ihre Wohlfahrt dadurch nicht spürbar verändert werden (vgl. z.B. BARON 1996: 150). Entsprechend insensibel reagieren viele Befragte auf solche Angaben. Dies zeigte sich auch im vorliegenden Choice-Experiment: Die einprozentige Steuerreduktion hatte keinen signifikanten Effekt auf die Wahl der Alternativ-Landschaft, erst die Steuererleichterung von zwei Prozent war für die Befragten offenbar von Relevanz. Dieser Befund gilt sowohl für das Teilmodell mit Antwortempfehlungen als auch für dasjenige ohne Antwortempfehlungen (Variable «STEUERA -1» nicht signifikant, Variable «STEUERA -2» signifikant, vgl. Anhang 19). Die Vermutung liegt nahe, dass die Teilnehmenden bei der Modellierung grösserer Steuerveränderungen eine höhere Steuersensitivität geäussert hätten, die wohlgemerkt nichts mit der *Breite* des modellierten Ausprägungsintervalls zu tun hätte, sondern darauf zurückzuführen wäre, dass die Befragten mit einem *Niveau* an Steuerveränderungen konfrontiert worden wären, welches merkliche Auswirkungen auf deren Einkommen und Wohlfahrt hätte. Durch die höhere Steuersensitivität hätten sich in der Folge geringere Zahlungsbereitschaften ergeben.

Ein weiterer Erklärungsansatz für überhöhte Zahlungsbereitschaften beziehungsweise geringe (Steuer-)Preis-Sensitivitäten besteht in der Existenz lexikographischer Präferenzen. Personen mit lexikographischen Präferenzen treffen ihre Auswahlentscheidungen, indem sie die Attribute der Wichtigkeit nach ordnen und sich bei den Entscheidungen jeweils nur an den Ausprägungen des wichtigsten Attributs orientieren. Sind die Ausprägungen des wichtigsten Attributs aller zur Verfügung stehenden Alternativen identisch, fährt die Person in gleicher Weise mit dem zweitwichtigsten Attribut fort. Durch diese vereinfachende Heuristik umgeht die Person die direkte Abwägung zwischen den verschiedenen Attributen (trade-offs) und ignoriert weniger wichtige Attribute bei den Auswahlentscheidungen. Wenn eine Person eine Landnutzungsänderung nicht gegen die steuerlichen Auswirkungen abwägt, weil sie das Preis-Attribut als weniger wichtig erachtet, dann führt dies zur Überschätzung der Zahlungsbereitschaft für die entsprechende Landnutzungsänderung (vgl. z.B. WATSON *et al.* 2004).

Eine Analyse des Antwortverhaltens im vorliegenden Choice-Experiment hat ergeben, dass beispielsweise 22 Prozent der Befragten – bewusst oder unbewusst – bei allen acht Auswahlentscheidungen diejenige Landschaft mit dem höchsten Anteil an Ackerland wählten. Bezuglich der extensiven Landwirtschaftsflächen offenbarten 19 Prozent der Befragten potenziell lexikographische Präferenzen, bei den Naturschutzgebieten waren es 18 Prozent. Dies ist ein Hinweis darauf, dass diese Personen möglicherweise nicht bereit waren, die Veränderung einer bestimmten Landnutzung gegen die Steuerveränderung oder gegen die Veränderung der anderen Landnutzungen abzuwägen. Falls bei Personen, die lexikographische Entscheidungsmuster aufweisen, die Steuerveränderung jeweils nur von untergeordneter Bedeutung war, kann dies massgeblich zur Überschätzung der Zahlungsbereitschaften beigetragen haben. Der Anteil der Befragten, welche durchwegs die Landschaft mit der geringsten Steuerbelastung wählten, ist mit knapp 10 Prozent deutlich geringer als der Anteil der Personen, für die entweder Ackerland, extensive Landwirtschaftsflächen oder Naturschutzgebiete entscheidungsrelevant waren, was ein Indiz für die relativ geringe Bedeutung des Preis-Attributs darstellt.

### 5.3.5 Signifikante Attribut-Interaktionen

In Kapitel 4.3.1 wurde bereits auf die Analyse und Interpretation der Attribut-Interaktionen eingegangen. Obwohl das Entscheidungsmodell in Anhang 8 mehrere zweiseitige Interaktionen als signifikant ausweist, wurde bei den in Kapitel 4.3 präsentierten Modellrechnungen (lineares Modell, quadratisches Modell, Indikatorvariablen-Modell) auf den Einbezug der Interaktionsterme verzichtet. Bei der Nicht-Berücksichtigung signifikanter Interaktionen müssen die verbleibenden Haupteffekte im Allgemeinen mit Vorsicht interpretiert werden, da bei den Modellschätzungen quasi ein Teil der Interaktionseffekte den Haupteffekten zugerechnet wird und letztere somit verzerrt sein können. Der Ausschluss von Interaktionstermen kann jedoch durch die Tatsache gerechtfertigt werden, dass Haupteffekte üblicherweise 70 bis 90 Prozent der erklärten Varianz ausmachen und zweiseitige Interaktionen in der Regel lediglich einen Erklärungsanteil von 5 bis 15 Prozent haben (LOUVIERE *et al.* 2000: 94). Der verbleibende Erklärungsanteil entfällt auf höherwertige Interaktionen. Auch der Vergleich der Haupteffekte der linearen Modelle mit und ohne Interaktionsterme (vgl. Anhang 8 und Tab. 8) bestätigt, dass die Auslassung der Interaktionen im vorliegenden Choice-Experiment eine eher geringe Verzerrungswirkung hat: Auch wenn die absolute Höhe der Haupteffekte der beiden Modelle aufgrund der Variablen-Transformation nicht direkt vergleichbar ist, so stimmt dennoch die relative Größenordnung der Haupteffekte zwischen den beiden Modellen gut überein.

### 5.3.6 Methodischer Vergleich mit anderen Studien

SCHLÄPFER *et al.* (2004a) haben bereits den Ansatz verfolgt, tatsächliches Abstimmungsverhalten zur externen Validierung von in Befragungen erhobenen Präferenzen zu verwenden. Die Untersuchung zeichnet nach, wie dieselbe Bevölkerung, die in einer Umfrage eine sehr hohe Zahlungsbereitschaft für den Schutz der Landschaft im Zürcher Weinland äusserte, in einer kurz darauf folgenden Abstimmung über eine Erhöhung des kantonalen Budgets für den Natur- und Heimatschutz mehrheitlich ein Nein in die Urne legte. Dies war insofern überraschend, als dass der individuelle Beitrag bei Annahme der Abstimmung im Mittel nur rund 20 Franken pro Jahr betrug. Die Tendenz, dass Zahlungsbereitschaften für das Gut Landschaft in Befragungen meist überschätzt werden, zeigt sich auch in der vorliegenden Studie: Die Zahlungsbereitschaften fallen unter Beigabe der Antwortempfehlungen rund 20 bis 50 Prozent tiefer aus.

Der bisher einzige Versuch, die Auswirkung einer «politischen Diskussion» im Rahmen einer Zahlungsbereitschaftsstudie zu testen, ist die britische Studie von MACMILLAN *et al.* (2002). Die Autoren liessen einer Teilstichprobe von Befragten Zeit, ihre (direkt erfragten) Zahlungsbereitschaften mit Freunden, Familienangehörigen und einer Fachperson zu diskutieren und anschliessend schriftlich abzugeben. Zur Kontrolle wurden persönliche Interviews durchgeführt. Ähnlich wie in der vorliegenden Studie führte der Meinungsaustausch zu einer Verringerung der Zahlungsbereitschaft, und zwar um rund 70 Prozent.

Eine methodische Besonderheit der vorliegenden Studie ist die Verwendung von prozentualen statt absoluten Steuerveränderungen in den Choice Sets. Ein Vorteil dieses Designs besteht darin, dass die Glaubwürdigkeit der genannten Steuerbeträge nicht vom Einkommen der Befragten abhängt. Theoretische Überlegungen, die hier nicht näher ausgeführt werden können<sup>25</sup>, lassen erwarten, dass die Einkommenselastizität der Zahlungsbereitschaft dadurch weniger stark verzerrt sein dürfte als bei Umfragen, die mit absoluten Beträgen operieren. Tatsächlich impliziert das Entscheidungsverhalten in der vorliegenden Umfrage übereinstimmend mit der Evidenz aus Volksabstimmungen (SCHLÄPFER und HANLEY 2003) eine Einkommenselastizität der Zahlungsbereitschaft für Landschaftsgüter deutlich über 1, während dieses Mass bei Umfragen üblicherweise weit unter 1 liegt. In einer Zahlungsbereitschaftsumfrage zum Wert der Kulturlandschaft im Zürcher Weinland (ROSCHEWITZ 1999) ergibt sich beispielsweise eine Einkommenselastizität von rund 0.35.

Die vorliegende Studie ist nicht im Rahmen eines eng umrissenen Forschungsauftrags entstanden. Dennoch stellt sich im Hinblick auf die angewandte Forschung auch die Frage, ob die vorliegende Erfassung der Präferenzen mehr Informationen oder bessere Entscheidungsgrundlagen liefert, als dies eine traditionelle Meinungsumfrage, etwa im Rahmen der regelmässigeren UNIVOX-Studien zur Landwirtschaft, hätte erbringen können. Angesichts der dargelegten Unsicherheiten kann diese Frage nicht eindeutig bejaht werden. Die *absoluten* Zahlungsbereitschaften, die aus der Befragung hervorgingen, erscheinen als Grundlage für politische Entscheidungen zu unsicher. Indessen sind die *relativen* Bewertungen, deren Erfassung auch ohne Rückgriff auf monetäre Präferenzmasse möglich gewesen wäre, unseres Erachtens aussagekräftig. Fest steht, dass die Untersuchung einen Beitrag geleistet hat zu einer realistischeren Einschätzung der Möglichkeiten und Grenzen von Zahlungsbereitschaftsbefragungen, gerade auch im Vergleich zu traditionellen Meinungsumfragen.

<sup>25</sup> Vgl. z.B. FLORES und STRONG (2003) oder SCHLÄPFER (2004).



## 6 Folgerungen für die Politik

Um die ermittelten Resultate im Hinblick auf politische Folgerungen nicht zu strapazieren, müssen stets die methodischen Besonderheiten der Befragung und die damit verbundenen Annahmen im Auge behalten werden (vgl. dazu Kap. 5.1 und 5.3). Unter Berücksichtigung dieser Besonderheiten und Annahmen können folgende Schlüsse gezogen werden:

1. Auf einer konzeptionellen Ebene ist die Erfassung der Präferenzen für einzelne Flächennutzungen in Form von Zahlungsbereitschaften eine geeignete Grundlage für eine nachfrageorientierte Direktzahlungspolitik, da die geschätzten Werte erstmals einen direkten Vergleich der gesellschaftlichen Nutzen mit den gemeinwirtschaftlichen Kosten verschiedener Landnutzungen ermöglichen. Gleichwohl ist ein solcher Vergleich im vorliegenden Fall nur beschränkt möglich, da die ermittelten Werte bezüglich ihrer absoluten Höhe aus verschiedenen Gründen mit relativ grosser Unsicherheit behaftet sind.
2. Aus dem Vergleich der beiden Resultatehälften mit und ohne Antwortempfehlungen kann gefolgert werden, dass sich in einem direkt-demokratischen Prozess andere Präferenzen herausgebildet und durchgesetzt hätten als in der «simulierten Abstimmungssituation» der Umfrage. Die Zahlungsbereitschaften in absoluten Grössen entsprechen demnach nicht den Präferenzen, die sich in einer tatsächlichen Abstimmung artikuliert hätten. Es erscheint jedoch zulässig, aus den relativen Bewertungen der verschiedenen Landnutzungen qualitative Schlussfolgerungen zu ziehen.
3. Betrachtet man lediglich die nutzenseitigen Auswirkungen, so lassen sich folgende Aussagen im Hinblick auf mögliche Verschiebungen in der Flächennutzung machen:  
Für folgende Landnutzungsverschiebungen besteht eine positive Zahlungsbereitschaft:
  - moderate Zunahme von Hecken, Gebüschen und Bäumen zu Lasten von Ackerland, in noch höherem Masse zu Lasten von intensivem Grünland.
  - moderate Zunahme von Naturschutzgebieten zu Lasten von Ackerland, in noch höherem Masse zu Lasten von intensivem Grünland.
  - moderate Zunahme extensiver Landwirtschaftsflächen zu Lasten von intensivem Grünland, in geringem Masse zu Lasten von Ackerland.
Für folgende Landnutzungsverschiebungen ist die Zahlungsbereitschaft annähernd null:
  - moderate Ausdehnung von Wald zu Lasten von intensivem Grünland.
  - Ausdehnung von extensiven Landwirtschaftsflächen zu Lasten von Ackerland.
Für folgende Landnutzungsverschiebungen ist die Zahlungsbereitschaft negativ, d.h. es besteht eine Kompensationsforderung:
  - Zunahme von intensivem Grünland zu Lasten von Ackerland.
  - Ausdehnung von Wald zu Lasten von Ackerland.
4. Die gemeinwirtschaftlichen Kosten der genannten Flächenänderungen sind stark abhängig von politisch gesteuerten Grössen, insbesondere von der Höhe der Direktzahlungen. Ausgehend von der heutigen Höhe der Direktzahlungen wäre aufgrund der vorliegenden Präferenzäusserungen anzustreben, den Flächenanteil der extensiven Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäume sowie Naturschutzgebiete moderat zu erhöhen und den Anteil des intensiven Grünlands zu verringern. Ausserdem scheint eine leichte Zunahme der Waldfläche zu Lasten von intensivem Grünland unter Berücksichtigung der Kosteneinsparungen der öffentlichen Hand effizient und mehrheitsfähig zu sein.

5. Die Zahlungsbereitschaft der eher ländlichen Bevölkerung für zusätzliche Naturschutzflächen liegt nahe Null und ist für zusätzliche Hecken und Bäume deutlich kleiner als die Zahlungsbereitschaft der städtischen Bevölkerung. Soweit diese Flächen den Charakter überkommunaler öffentlicher Güter haben, ist aus finanzwissenschaftlicher Sicht von einer kommunalen (Teil-)Finanzierung zusätzlicher Flächen tendenziell abzuraten.

## 7 Zusammenfassung

Landschaft und Landwirtschaft erbringen für die Bevölkerung verschiedene gemeinwirtschaftliche Leistungen wie beispielsweise die Pflege der Kulturlandschaft und die Sicherung einer angemessenen Selbstversorgung. Die von der Bevölkerung nachgefragte Menge an solchen öffentlichen Gütern kann im Gegensatz zu privaten Gütern nicht auf Märkten beobachtet werden. Aus wohlfahrtsökonomischer Sicht sollten zur Bestimmung der gesellschaftlich optimalen Bereitstellung von öffentlichen Gütern einerseits deren Kosten und andererseits die Wertschätzung (Zahlungsbereitschaft) der Bevölkerung für diese Güter massgebend sein. Die vorliegende Forschungsarbeit untersucht die *Zahlungsbereitschaft* der Bevölkerung für das öffentliche Gut Landschaft und Landwirtschaft.

Anhand einer schriftlichen Befragung nach der Choice-Experiment-Methode wurde die Zahlungsbereitschaft für mögliche Veränderungen der Landschaft im Kanton Zürich geschätzt. Bei diesem Experiment wurden die Teilnehmenden aufgefordert, aus verschiedenen zur Auswahl stehenden Landschaften, die sich auch im Steuerpreis unterschieden, die bevorzugte auszuwählen. Die Landschaften setzten sich dabei jeweils aus den gleichen sechs Landnutzungen zusammen, die bei jeder Landschaft unterschiedlich viel Fläche in Anspruch nahmen: Wald, intensiv genutzte Wiesen und Weiden, Ackerland, extensive Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäume, Naturschutzgebiete. Das Siedlungsgebiet war nicht Bestandteil der Untersuchung. Aus der Menge aller Auswahlentscheidungen der Befragten wurden Zahlungsbereitschaften für die Veränderung der einzelnen Landnutzungen berechnet.

Das experimentelle Design der Befragung umfasste sechs Teilstichproben, die anhand zweier Faktoren gebildet wurden. Zum einen enthielt die Stichprobe Befragte aus drei unterschiedlichen Gemeindetypen, was eine separate Schätzung der Zahlungsbereitschaft für Personen aus Stadt, Agglomeration und Land ermöglichte. Zum zweiten wurden der einen Hälfte der Befragten Antwortempfehlungen von Parteien und Verbänden beigelegt, welche die Teilnehmenden – analog zu Abstimmungsparolen bei Volksabstimmungen – als Hilfe zur Meinungsbildung verwenden konnten.

Die Auswahlentscheidungen des Choice-Experiments wurden mittels eines binären Probit-Modells ausgewertet. Die folgenden Ergebnisse beziehen sich auf Landnutzungsänderungen im Umfang von einem Flächenprozent des Kantons Zürich: Die Befragten äusserten für eine Abnahme der Ackerfläche zu Gunsten intensiv genutzter Wiesen und Weiden implizit eine Kompensationsforderung von rund 0.8 Steuerprozent (Nutzenverlust). Die Ausdehnung extensiver Landwirtschaftsflächen bei gleichzeitig reduziertem Anteil intensiv genutzter Wiesen und Weiden war den Teilnehmenden etwa ein Steuerprozent wert. Gleich viel würden sie den Umfrageergebnissen nach auch für eine Ausweitung der Naturschutzgebiete zahlen. Für die Substitution intensiv genutzter Wiesen und Weiden durch Hecken, Gebüsche und Bäume äusserten die Befragten mit rund zwei Steuerprozent die höchste Zahlungsbereitschaft. Allerdings nimmt die Zahlungsbereitschaft für eine Ausdehnung von mehr als einem Flächenprozent sehr schnell ab. Gegenüber einer moderaten Zunahme der Waldfläche auf Kosten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden waren die Teilnehmenden mehr oder weniger indifferent; die entsprechende Zahlungsbereitschaft liegt somit nahe null. Für die Median-Person der Stichprobe entspricht eine Zahlungsbereitschaft von einem Steuerprozent ungefähr 50 Franken pro Jahr.

Die Zahlungsbereitschaft für die Veränderung der einzelnen Landnutzungen variierte je nach sozioökonomischen Eigenschaften der befragten Personen: Befragte aus ländlichen Gebieten forderten für Landschaften mit markant höherem Waldanteil implizit eine steuerliche Kompensation und äusserten tendenziell geringere Zahlungsbereitschaften für

eine Zunahme von extensiven Landwirtschaftsflächen, Hecken und Bäumen sowie Naturschutzgebieten als städtische Befragte. Dieser Befund deckt sich in qualitativer Hinsicht mit den Resultaten aus vergangenen Volksabstimmungen über verwandte öffentliche Güter (z.B. Verfassungsartikel über die Landwirtschaft 1995 und 1996). Männer bewerteten eine markante Zunahme der Waldfläche tendenziell negativer als Frauen. Jüngere Personen waren für zusätzliche extensive Landwirtschaftsflächen weniger zu zahlen bereit als Personen mittleren und höheren Alters. Die Teilnehmenden mit hohem Bildungsgrad äusserten eine höhere Zahlungsbereitschaft für Landschaften mit mehr Naturschutzgebieten. Die Teilnehmenden mit tieferem Bildungsgrad erleiden bei der Ausdehnung der Waldfläche einen Nutzenverlust.

Die Beigabe der Antwortempfehlungen der Parteien und Verbände hatte einen nachweisbaren Effekt auf das Auswahlverhalten der Befragten. Insgesamt dämpften die Antwortempfehlungen die Höhe der geäusserten Zahlungsbereitschaften: Die Differenz in den Zahlungsbereitschaften der beiden Hälften mit und ohne Antwortempfehlungen beträgt je nach Landnutzung zwischen 30 und 50 Prozent. Die oben erwähnten Zahlungsbereitschaften in Steuerprozent entsprechen den tieferen Werten (Hälfte mit Antwortempfehlungen).

Der verwendete experimentelle Ansatz hat gezeigt, dass die geschätzten absoluten Zahlungsbereitschaften mit Unsicherheit behaftet und tendenziell nach oben verzerrt sind. Aufgrund des Vergleichs mit Resultaten vergangener Abstimmungen erscheint es jedoch zulässig, die relativen Bewertungen der einzelnen Landnutzungen als verlässliche Information zu betrachten. Daraus ergeben sich zusammenfassend folgende Aussagen: Es besteht eine positive Zahlungsbereitschaft für eine moderate Ausdehnung von Hecken und Bäumen, extensiven Landwirtschaftsflächen und Naturschutzgebieten zu Lasten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden. Die Zahlungsbereitschaft für eine moderate Zunahme von Hecken und Bäumen zu Lasten von Ackerland ist ebenfalls positiv. Die Zahlungsbereitschaft für eine geringfügige Ausdehnung der Waldfläche zu Lasten intensiv genutzter Wiesen und Weiden und für eine Umwandlung von Ackerland in extensive Landwirtschaftsflächen oder Naturschutzgebiete liegt nahe null. Für eine Reduktion der Ackerfläche zu Gunsten von intensiv genutzten Wiesen und Weiden ist die Zahlungsbereitschaft hingegen negativ (Kompensationsforderung). Dasselbe gilt für die Verringerung der Ackerfläche zu Gunsten einer Waldausdehnung.

## 8 Summary

Managed landscapes provide several services to the general public, including landscape aesthetics and the availability of locally produced food. In contrast to private goods, the benefits of these services cannot be monitored in the markets. Thus, surveys are one of the few ways of learning about citizens' preferences for particular public services. According to welfare theory, both the costs of provision and the benefits for citizens are decisive for the optimal provision of public goods. In this study we investigate the *benefits* of changes in managed land from the point of view of the general public.

We used a survey-based valuation method called a «choice experiment» to estimate the local population's willingness-to-pay for specific changes in the composition of managed land in the Canton of Zurich, Switzerland. The participants in the mail survey answered eight questions each, in which they had to choose between two hypothetical landscapes for the Canton of Zurich with a different tax price. The landscapes differed in the proportions of land cover allocated to forest, high-intensity grassland, cropland, low-intensity managed land, hedges and trees, and nature reserves. The settlement area was not part of the study. Based on the pooled choices made by the respondents, we calculated willingness-to-pay measures for particular land-use changes.

The total sample included 546 individuals and was composed of 6 subsamples. The experimental design contained one stratification variable and one treatment factor. The stratification variable divided the sample into groups of urban, suburban and rural respondents, which made it possible to estimate separate benefit measures for these subpopulations. Half of the respondents of each subpopulation were offered choice recommendations from political parties and interest groups (treatment factor). The additional information could be used analogous to the voting recommendations in real referenda and was intended to help respondents form an opinion.

The data were analysed using binary regression. The following results refer to land conversions amounting to one area percent of the Canton of Zurich. Respondents wanted, on average, a 0.8 percent reduction of their annual tax bill in compensation for a conversion of cropland into high-intensity grassland. For the conversion of high-intensity grassland into low-intensity managed land or additional nature reserves, respondents were willing to pay about one percent more tax. The highest willingness-to-pay (2% more tax) was seemed to be with the conversion of high-intensity grassland into hedges, bushes and trees, although the willingness-to-pay for conversion of a second area percent was even negative. Respondents were more or less indifferent towards a moderate forest expansion at the expense of high-intensity grassland. For the median person of the sample, a willingness-to-pay of one tax percent corresponded to approximately 50 Swiss francs per year.

Willingness-to-pay for land-use changes depended on socio-economic characteristics of the respondents. Respondents living in rural areas demanded compensation for a forest expansion and tended to be less willing to pay for additional low-intensity managed land, hedges and trees, and nature reserves than urban respondents. This finding is in line with results from past voting decisions about related public goods (e.g. articles in the constitution about agriculture in 1995 and 1996). Men tended to value a noticeable forest expansion more negatively than women. Younger respondents were less willing to pay for additional low-intensity managed land than middle-aged and elderly individuals. Respondents with higher education were willing to pay more for additional nature reserves than the remainder of the sample, whereas respondents with a lower educational level required compensation for an increase in forest area.

The choice recommendations from political parties and interest groups significantly affected respondents' choices: The choice recommendations reduced the willingness-to-pay values by 30 to 50 percent, depending on the land use. The above-mentioned values in tax percent represent the lower values (subsample with choice recommendations).

The experimental treatment effects indicate that the estimated willingness-to-pay values are potentially overstated and should therefore be interpreted with caution. However, a comparison with the results of past voting decisions suggests that the relative valuation of the different land-uses is a reliable measure. Hence, we can draw the following conclusions: The local population in the Canton of Zurich would be willing to pay for a moderate increase in hedges and trees, low-intensity managed land, and nature reserves at the expense of high-intensity grassland. They would also be willing to pay for a small increase in hedges and trees at the expense of cropland. They do not appear to be willing to pay for a slight forest expansion at the expense of high-intensity grassland or for the replacement of cropland by low-intensity managed land. If cropland were converted into high-intensity-grassland or forest, they would ask for compensation (negative willingness-to-pay).

## 9 Literatur

- AIKEN, L.S.; WEST, S.G., 1991: Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions. Sage Publications; Newbury Park, London, New Dehli.
- ADAMOWICZ, W.L.; BOXALL, C.P., 2001: Future Direction of Stated Choice Methods for Environmental Valuation. Department of Rural Economy, University of Alberta; Edmonton.
- BARON, J., 1996: Rationality and Invariance: Response to Schuman. In: BJORNSTAD, D.J.; KAHN, J.R. (Hrsg.) The Contingent Valuation of Environmental Resources. Edward Elgar; Cheltenham UK, Brookfield US.
- BATEMAN, I.J. *et al.*, 2002: Economic Valuation with Stated Preference Techniques. Edward Elgar; Cheltenham.
- BEN-AKIVA, M.E.; LERMAN, S.R., 1985: Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand. MIT Press; Camebridge.
- BOXALL, C.P.; ADAMOWICZ, W.L.; SWAIT, J.; WILLIAMS, M.; LOUVIERE, J., 1996: A Comparison of Stated Preference Methods for Environmental Valuation. Ecological Economics 18: 243–253.
- Bundesamt für Landwirtschaft, 2002: Agrarbericht 2002. Bundesamt für Bauen und Logistik, Vertrieb Bundespublikationen; Bern.
- Bundesamt für Statistik, 2003a: Arealstatistik 1992/1997, Datenanfrage. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik, 2003b: Öffentliche Finanzen der Schweiz 2001. Neuchâtel.
- CARLSSON, F.; FRYKBLOM, P.; LILJENSTOLPE, C., 2003: Valuing Wetland Attributes: An Application of Choice Experiments. Ecological Economics 43: 95–103.
- DIETRICH, R.; DÖRR, H.; FIBY, M.; HILBERT, A.; KALS, R.; POHL-ISER, E.; SCHILLER, I., 2003: Die Zukunft der Landschaft in Mitteleuropa: Überblicksbericht zu den Delphi-Ergebnissen 2002. [www.futurelandscape.org/ergebnis.htm](http://www.futurelandscape.org/ergebnis.htm) (4/2004); Wien.
- FLORES, N.E.; STRONG, A., 2003: Stated Preference Analysis of Public Goods: Are we Asking the Right Questions? Working Paper, Department of Economics, University of Colorado.
- FREY, B.S.; KIRCHGÄSSNER, G., 1994: Demokratische Wirtschaftspolitik. Vahlen; München.
- GREGORY, R.; LICHTENSTEIN, S.; SLOVIC, P., 1993: Valuing Environmental Resources – A Constructive Approach. Journal of Risk and Uncertainty 7, 2.
- HALL, C.; MCVITIE, A.; MORAN, D., 2004: What does the Public Want from Agriculture and the Countryside? A Review of Evidence and Methods. Journal of Rural Studies 20: 211–225.
- HAMPICKE, U., 2001: Grenzen der monetären Bewertung – Kosten-Nutzen-Analyse und globales Klima. In: BECKENBACH, F. *et al.* (Hrsg.) Ökonomische Naturbewertung. Jahrbuch Ökologische Ökonomik, Band 2. Metropolis Verlag; Marburg.
- HAMPICKE, U., 1991: Umweltschutz-Ökonomie. Ulmer; Stuttgart.
- HANEMANN, W.M., 1982: Applied Welfare Analysis with Qualitative Response Models. Working Paper No. 241, Agricultural and Resource Economics, University of California; Berkeley.
- HANEMANN, W.M., 1999: Welfare Analysis with Discrete Choice Models. In: HERRIGES, J.A.; KLING, C.L. (Hrsg.) Valuing Recreation and the Environment. Edward Elgar; Cheltenham UK, Northampton MA.
- HANLEY, N.; MOURATO, S.; WRIGHT, R.E., 2001a: Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation? Journal of Economic Surveys 15,3.
- HANLEY, N.; SHOGREN, J.F.; WHITE, B., 2001b: Introduction to Environmental Economics. Oxford University Press.

- HANLEY, N.; WRIGHT, R.E.; ADAMOWICZ, W.L., 1998: Using Choice Experiments to Value the Environment. *Environmental and Resource Economics* 11: 413–428.
- HARDIN, R.H.; SLOANE, N.J.A., 2003: Operating Manual for Gosset: A General-Purpose Programm for Constructing Experimental Designs (Second Edition). *Statistics Research Report*, AT&T Laboratories; Murray Hill, New Jersey.
- HELLERSTEIN, D.; NICKERSON, C.; COOPER, J.; FEATHER, A.P.; GADSBY, D.; MULLARKEY, D.; TEGENE, A.; BARNARD, C., 2002: Farmland Protection and the Role of Public Preferences for Rural Amenities. Report 815, USDA Economic Research Service.
- HUG, S.; MARQUIS, L.; WERNLI, B., 1996: Analyse der eidgenössischen Abstimmungen vom 9. Juni 1996. VOX Analysen eidgenössischer Urnengänge, Publikation Nr. 59.
- JOHNSON, R.; HUBER, J.; BACON, L., 2003: Adaptive Choice Based Conjoint Analysis. Sawtooth Software Research Paper Series, <http://www.sawtoothsoftware.com/download/techpap/acbc.pdf> (4/2004).
- KENYON, W.; HANLEY, N.; NEVIN, C., 2001: Citizens' Juries: An Aid to Environmental Valuation? *Environment and Planning C: Government and Policy* 19.
- LANCASTER, K.J., 1966: A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74, 1: 132–157.
- LINDENAU, G., 2002: Die Entwicklung der Agrarlandschaften in Südbayern und ihre Beurteilung durch die Bevölkerung. Land; Berlin.
- LIST, J.A.; GALLET, G.A., 2001: What Experimental Protocol Influence Disparities Between Actual and Hypothetical Stated Values? Evidence from a Meta-Analysis. *Environmental and Resource Economics* 20: 241–254.
- LOUVIERE, J.J.; HENSHER, D.A.; SWAIT, J.D., 2000: Stated Choice Methods. Cambridge University Press.
- LUCE, R.D., 1959: Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis. Wiley; New York.
- MCFADDEN, D., 1994: Contingent Valuation and Social Choice. *American Journal of Agricultural Economics* 76.
- MCFADDEN, D., 1974: Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: ZAREMBKA, P. (Hrsg.) *Frontiers in Econometrics*. Academic Press; New York.
- POMMEREHNE, W.W., 1987: Präferenzen für öffentliche Güter – Ansätze zu ihrer Erfassung. Mohr; Tübingen.
- PROVENCHER, B.; BISHOP, R.C., 2004: Does Accounting for Preference Heterogeneity Improve the Forecasting of a Random Utility Model? A Case Study. *Journal of Environmental Economics and Management* 48: 793–810.
- RANDALL, A., 1991: Total and Nonuse Values. In: BRADEN, J.B.; KOLSTAD, C.D. (Hrsg.) *Measuring the Demand for Environmental Quality*. Elsevier; Amsterdam.
- Regierungsrat des Kantons Zürich, 1995: Beschluss des Regierungsrates über die Ergebnisse der eidgenössischen Volksabstimmung vom 12. März. Zürcher Amtsblatt (17. März).
- Regierungsrat des Kantons Zürich, 1996a: Beschluss des Regierungsrates über die Ergebnisse der eidgenössischen Volksabstimmung vom 22. September. Zürcher Amtsblatt (26. Sept.).
- Regierungsrat des Kantons Zürich, 1996b: Beschluss des Regierungsrates über die Ergebnisse der eidgenössischen Volksabstimmung vom 9. Juni. Zürcher Amtsblatt (14. Juni).
- ROSCHEWITZ, A., 1999: Der monetäre Wert der Kulturlandschaft – Eine Contingent Valuation Studie. Vauk; Kiel.

- SCHLÄPFER, F., 2004: Survey Protocol and Income Effects in the Contingent Valuation of Public Goods: A Meta-Analysis. Paper, vorgestellt an der 13. Jahrestagung der European Association of Environmental and Resource Economists, Budapest.
- SCHLÄPFER, F.; HANLEY, N., 2003: Do Local Landscape Patterns Affect the Demand for Landscape Amenities Protection? *Journal of Agricultural Economics* 54, 1: 21–35.
- SCHLÄPFER, F.; ROSCHEWITZ, A.; HANLEY, N., 2004a: Validation of Stated Preferences for Public Goods: A Comparison of Individual Contingent Valuation Survey Response and Voting Behaviour: Landscape Amenities Protection in Switzerland. *Ecological Economics* 51: 1–16.
- SCHLÄPFER, F.; SCHMITT, M.; ROSCHEWITZ, A., 2004b: Stated Preferences with and without External Value Cues. Paper, vorgestellt an der 13. Jahrestagung der European Association of Environmental and Resource Economists, Budapest.
- SCHMITZ, K.; SCHMITZ, P.M.; WRONKA, T.C., 2003: Bewertung von Landschaftsfunktionen mit Choice Experiments. *Agrarwirtschaft* 52, 8.
- SKIERA, B., 1999: Mengenbezogene Preisdifferenzierung bei Dienstleistungen. Deutscher Universitäts-Verlag; Wiesbaden.
- Statistisches Amt des Kantons Zürich, 1999: Die Zürcher Landwirtschaft wandelt sich. Reihe statistik.info, [www.statistik.zh.ch](http://www.statistik.zh.ch) (7/2004).
- Statistisches Amt des Kantons Zürich, 2003: Der Kanton Zürich wird immer städtischer. Reihe statistik.info, [www.statistik.zh.ch](http://www.statistik.zh.ch) (7/2004).
- TELSER, H.; ZWEIFEL, P., 2000: Prävention von Schenkelhalsfrakturen durch Hüftprotektoren. Schweizerische Beratungsstelle für Unfallverhütung; Bern.
- THURSTONE, L., 1927: A Law of Comparative Judgement. *Psychological Review* 4: 273–286.
- TIETENBERG, T.H., 1997: Environmental Economics and Policy. Addison-Wesley Educational Publishers.
- TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D., 1981: The Framing of Decisions and the Psychology of Choice. *Science* 211: 453–458.
- WATSON, V.; PHIMISTER, E.; RYAN, M., 2004: Testing the Assumption of Compensatory Decision-making in Discrete Choice Experiments: An Application to the Decommissioning of Offshore Oil Installations. Paper, vorgestellt an der 13. Jahrestagung der European Association of Environmental and Resource Economists, Budapest.
- ZGRAGGEN, K.; FLURY, C.; RIEDER, P., 2004: Entwicklung der Landwirtschaft in der Greifenseeregion. *Agrarforschung* 11, 10.
- ZWERINA, K.; HUBER, J.; KUHFELD, W.F., 1996: A General Method for Constructing Efficient Choice Designs. SAS Working Paper; <http://support.sas.com/techsup/technote/ts694e.pdf> (4/2004).



## Anhang

### Anhang 1. Fokusgruppengespräche.

Datum	Institution	Interviewee	Interviewer
08.07.2003	Bundesamt für Landwirtschaft	Ursula Gautschi, Werner Harder, Hans-Jörg Lehmann, Samuel Vogel, Markus Wildisen	Anna Roschewitz, Felix Schläpfer, Marcel Schmitt
22.07.2003	Amt für Landschaft und Natur des Kantons ZH (Stickhof Wetzikon)	Erich Frick	Marcel Schmitt
24.07.2003	Bundesamt für Landwirtschaft	Vinzenz Jung, Thomas Maier	Marcel Schmitt
28.07.2003	Arbeitsgruppe Naturschutz Greifensee (ASUG)	Paul Brändli	Marcel Schmitt
06.08.2003	Greifenseestiftung	Patricia Bernet	Marcel Schmitt
07.08.2003	Amt für Landschaft und Natur des Kantons Zürich	Marco Pezzatti	Marcel Schmitt

### Anhang 2. Gosset Programm-Code.

---

```

list
10 discrete wald 28 30 32
20 discrete acker 10 14 18
30 discrete extlw 4 6
40 discretehecken 3 4 5
50 discrete nschutz 1 2
60 discrete taxred -2 -1 0
70 model (1+wald+acker+extlw+hecken+nschutz+taxred)^2-extlw^2-
nschutz^2
compile
[...]
moments
[...]
design type=i runs=41 n=100
[...]
interp

```

---

Anhang 3. Beigabe von Antwortempfehlungen (Beispiel).

**Antwortempfehlungen von Parteien und Verbänden** (Beilage zum Fragebogen)

Die VertreterInnen der aufgeführten Parteien und Verbände empfehlen Ihnen, bei den Fragen 2.1 bis 2.8 folgende Landschaften anzukreuzen:

Frage	SVP UDC	CVP	SP klar sozial	pro natura	Ki konsumentenforum	BAUERNVERBAND
<b>2.1</b>	B	B	A	A	A	keine Empfehlung
<b>2.2</b>	B	B	A	keine Empfehlung	A	B
<b>2.3</b>	B	B	B	A	A	B
<b>2.4</b>	B	B	B	A	B	keine Empfehlung
<b>2.5</b>	B	B	A	keine Empfehlung	A	B
<b>2.6</b>	B	A	B	A	B	keine Empfehlung
<b>2.7</b>	B	B	B	A	B	B
<b>2.8</b>	B	B	B	A	B	keine Empfehlung

Hinweis:

Diese Antwortempfehlungen entsprechen nicht zwingend der offiziellen Partei- bzw. Verbandsmeinung. Die „Parolen“ stammen von einzelnen Personen, welche die Position ihrer Partei (bzw. ihres Verbands) im Hinblick auf die zukünftige Landschaftsentwicklung zum Ausdruck bringen:

SVP: Jeannine Grünenfelder (wissenschaftliche Mitarbeiterin)  
 CVP: Michela Trisconi (wissenschaftliche Mitarbeiterin)  
 SP: Matthias Manz (politischer Fachsekretär)  
 Pro Natura: Pascale Aubert (Projektleiterin Landwirtschaft & Naturschutz); Ulrich Berchtold (Projektleiter Arten- & Biotopschutz)  
 Konsumentenforum: Marianne Cserhati-Hotz (Präsidentin Konsumentenforum Sektion Zürich)  
 Bauernverband: Marco Baltensweiler (Bereichsleiter Agrarwirtschaft); Herr Baltensweiler hat die Antwortempfehlungen vor dem Hintergrund einer langfristigen und zukunftsorientierten Betrachtungsweise ausgegeben.

Von FDP und Grünen war in der vorgesehenen Frist keine Stellungnahme erhältlich.

Anhang 4. Telefonischer Rekrutierungstext.

5.2718  
ETH - Institut WSL  
**Zukunft der Landschaft**

Fragebogen

<00041>

Grüezi, mein Name ist ... vom Sozialforschungsinstitut LINK.  
Im Auftrag von der ETH Zürich führen wir zurzeit eine kurze Befragung  
zum Thema „Zukunft von der Landschaft“ durch.

-----  
<16> OK für Interview  
(BT-3) Problem

PROGRAMM:

ANSCHLIESSEND AUFNAHME DER HAUSHALT-STRUKTUR UND ZUFÄLLIGE AUSWAHL  
EINER STIMMBERECHTIGTEN PERSON (SCHWEIZER AB 18 JAHREN) ANALOG STUDIE  
52631 (SELECTS - QUERSCHNITT)  
(FRAGEN 1.10 - 1.60 UND 801.10 - 811.00)  
NACH AUSWAHL DER ZIELPERSON WEITER ZU FRAGE 100.00

<10000>

Im Auftrag von der ETH Zürich führen wir zurzeit eine kurze Befragung  
zum Thema „Zukunft von der Landschaft“ durch.

In dieser Studie sind Ihre Meinungen und Ihre Anliegen an die  
zukünftige Landwirtschaft und Landschaft gefragt. Finanziert wird die  
Studie durch das Bundesamt für Landwirtschaft in Bern.

Das Projekt ist eine wichtige Grundlage, damit Entscheide im  
Zusammenhang mit der Landschaft so getroffen werden können, dass Sie  
den Bedürfnissen von der Bevölkerung entsprechen.

-----  
WEITER MIT (EINGABE)

<10100>

Sie sind mit einem Zufallsverfahren für die Studie ausgewählt worden.  
Wir möchten Ihnen gerne einen Fragebogen zuschicken. Für das  
Ausfüllen brauchen Sie ungefähr 15 Minuten.

-----  
<1> OK => Weiter zu Adressaufnahme  
<2> Verweigerung

PROGRAMM: CODE 2 ZU 99999.

<10200>

PROGRAMM: ADRESSE AUFNEHMEN

<10300>

Herzlichen Dank.

Die ETH Zürich wird Ihnen den Fragebogen in den nächsten Tagen schicken.

<99999>

Ich wünsche Ihnen noch einen schönen Tag/Abend.

---

PROGRAMM:

BITTE JEWELLS MONTAG, MITTWOCH UND FREITAG EINE STATUSAUSWERTUNG UND EINEN HOLES COUNT DER FRAGE 10100 AN DIE PROJEKTLITUNG (VORLÄUFIG NOCH PG)

EBENFALLS JEDEN MO, MI UND FR EIN EXCEL-FILE FÜR DEN VERSAND DER FRAGEBOGEN AN DIE PROJEKTLITUNG SCHICKEN.

DIESES FILE MUSS NEBEN DEN ADRESSINFORMATIONEN DER ZIELPERSON AUCH DIE HAUSHALTDATEN ENTHALTEN (GESCHLECHT, ALTER UND NATIONALITÄT ALLER HH-MITGLIEDER, NUMMER DER ZIELPERSON).

ALLE NICHT REKRUTIERTEN HAUSHALTE MÜSSEN BEI FELDENDE EBENFALLS IN EINEM EXCEL-FILE ABGELIEFERT WERDEN: AUSFALLGRUND, EVTL. ERFASSTE HH-STRUKTUR.

STICHPROBE AUS POOL ZIEHEN:

450 ADRESSEN STADT ZÜRICH (PLZ 8000-8099)

450 ADRESSEN GREIFENSEE UND FÄLLANDEN (PLZ 8117, 8118, 8121, 8608)

450 ADRESSEN BÄRETZWIL UND GRÜNINGEN (PLZ 8344, 8345, 8627)

Anhang 5. Zustimmungsraten zu den 40 verwendeten Landschaften.

Block	Frage	Zustimmung <sup>a</sup>	WALD	ACKER	EXTLW	HECKEN	NSCHUTZ	STEUERΔ
1	2.1	0.652	28	14	6	4	2	-1
	2.2	0.621	30	14	4	5	1	-2
	2.3	0.593	32	18	6	3	2	0
	2.4	0.276	28	10	4	5	2	-1
	2.5	0.641	32	18	4	4	2	-1
	2.6	0.295	28	10	6	5	1	0
	2.7	0.281	32	10	6	3	1	-1
	2.8	0.453	28	10	6	5	2	-2
2	2.1	0.780	28	18	6	3	1	-2
	2.2	0.667	30	18	4	5	2	0
	2.3	0.609	30	14	6	5	2	-1
	2.4	0.161	32	10	4	4	1	0
	2.5	0.319	32	10	6	3	2	-2
	2.6	0.216	28	10	4	4	2	0
	2.7	0.615	32	14	4	5	2	-2
	2.8	0.209	32	10	4	5	1	-1
3	2.1	0.776	28	18	6	5	2	0
	2.2	0.731	30	18	6	3	2	-2
	2.3	0.817	28	18	4	4	1	-1
	2.4	0.582	32	14	6	4	1	0
	2.5	0.278	30	10	4	3	2	-1
	2.6	0.286	28	10	6	3	2	0
	2.7	0.649	32	18	6	5	2	-2
	2.8	0.216	30	14	4	3	1	0
4	2.1	0.790	28	18	4	5	2	-2
	2.2	0.370	28	14	4	5	1	0
	2.3	0.559	32	18	6	5	1	-1
	2.4	0.091	28	10	4	3	1	-2
	2.5	0.420	32	10	6	5	2	0
	2.6	0.683	30	18	6	3	1	0
	2.7	0.364	32	10	4	4	2	-2
	2.8	0.563	32	14	4	3	2	0
5	2.1	0.768	28	18	6	5	1	-2
	2.2	0.587	32	18	4	3	1	-2
	2.3	0.434	30	10	6	4	2	0
	2.4	0.290	28	10	6	3	1	-1
	2.5	0.571	32	14	6	3	1	-2
	2.6	0.589	32	18	4	5	1	0
	2.7	0.468	28	14	4	3	2	-2
	2.8	0.454	30	10	6	4	1	-2
gesamt		0.497						
Minimum		0.091	28	10	4	3	1	-2
Maximum		0.817	32	18	6	5	2	0

<sup>a</sup> Zustimmungsrate zur Landschaft A (Alternative) unter Ausschluss von «keine Antwort» und leeren Choice Sets.

Anhang 6. Lineares und Quadratisches Entscheidungsmodell der gesamten Stichprobe als Random Effects-Spezifikation.

Variable	Lineares Modell		Quadratisches Modell	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	-3.663 ***	0.479	-41.123 ***	13.945
WALD	-0.024 *	0.014	1.990 **	0.936
WALD <sup>2</sup>			-0.034 **	0.016
ACKER	0.183 ****	0.007	0.558 ****	0.112
ACKER <sup>2</sup>			-0.013 ***	0.004
EXTLW	0.166 ****	0.026	0.190 ****	0.027
HECKEN	0.124 ****	0.031	2.628 ****	0.495
HECKEN <sup>2</sup>			-0.313 ****	0.062
NSCHUTZ	0.261 ****	0.051	0.258 ****	0.053
STEUERA	-0.123 ***	0.032	-0.146 ****	0.033
$\rho$	0.558 ****	0.024	0.565 ****	0.024
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.162		0.166	
Vorhersageerfolg	0.657		0.666	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 7$ bzw. $10 > 0.05$ )	785.3 (14.1)		798.9 (18.3)	
Anz. Ausw.entsch.	3853		3853	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Anhang 7. Indikatorvariablen-Modell der gesamten Stichprobe als Random Effects-Spezifikation.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.098 ns	0.119
WALD 30	0.074 ns	0.069
WALD 32	-0.121 **	0.057
ACKER 14	-0.559 ****	0.074
ACKER 10	-1.536 ****	0.057
EXTLW 6	0.380 ****	0.055
HECKEN 4	0.439 ****	0.070
HECKEN 5	0.253 ****	0.062
NSCHUTZ 2	0.258 ****	0.053
STEUERA	-0.146 ****	0.033
$\rho$	0.565 ****	0.024
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.166	
Vorhersageerfolg	0.666	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 9 > 0.05$ )	798.9	
Anz. Ausw.entsch.	3853	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Anhang 8. Entscheidungsmodell mit linearen Haupteffekten und zweiseitigen Attribut-Interaktionen.

Variable <sup>a</sup>	Koeffizient <sup>b</sup>	St.fehler
Konstante	-0.012 ns	0.022
WALD	-0.017 ns	0.012
ACKER	0.131 ****	0.006
EXTLW	0.127 ****	0.022
HECKEN	0.084 ****	0.025
NSCHUTZ	0.192 ****	0.043
STEUERA	-0.081 ***	0.025
WALD x ACKER	-0.019 ****	0.004
WALD x EXTLW	-0.022 *	0.012
WALD x HECKEN	-0.005 ns	0.014
WALD x NSCHUTZ	-0.002 ns	0.025
ACKER x EXTLW	-0.029 ****	0.007
ACKER x HECKEN	-0.020 ***	0.008
ACKER x NSCHUTZ	-0.024 *	0.013
EXTLW x HECKEN	-0.027 ns	0.025
EXTLW x NSCHUTZ	-0.136 ***	0.044
HECKEN x NSCHUTZ	-0.034 ns	0.051
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.107	
Vorhersageerfolg	0.657	
$\chi^2$ ( $\chi^2_{<16,0.05}=26.3$ )	573.3	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3853	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup> Für die Modellschätzung wurde eine Variablen-Transformation vorgenommen: Von jeder Variable wurde deren Mittelwert subtrahiert («Zentrierung»). Die durchgeführte Transformation war nötig, um die Korrelation zwischen den Interaktionen und den zugehörigen Haupteffekten zu reduzieren (vgl. z.B. AIKEN und WEST 1991: 28–48).

<sup>b</sup> Durch die Transformation lassen sich die linearen Haupteffekte betragsmäßig nicht direkt vergleichen mit den linearen Haupteffekten des «normal»-kodierten Modells (vgl. Tab. 8). Auf die Interaktionsterme hat die Transformation jedoch keinen Einfluss; die Koeffizienten der Interaktionen bleiben durch die Transformation unverzerrt.

## Anhang 9. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für die Gemeindetypen.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.046 ns	0.072
WALD 30	-0.040 ns	0.106
WALD 32	-0.083 ns	0.086
ACKER 14	-0.335 ****	0.099
ACKER 10	-0.900 ****	0.092
EXTLW 6	0.313 ****	0.079
HECKEN 4	0.315 ***	0.107
HECKEN 5	0.216 ***	0.086
NSCHUTZ 2	0.177 **	0.080
STEUERA	-0.010 ns	0.043
WALD 30 x AGGLOMERATION	0.088 ns	0.139
WALD 32 x AGGLOMERATION	0.100 ns	0.112
ACKER 14 x AGGLOMERATION	-0.027 ns	0.130
ACKER 10 x AGGLOMERATION	-0.208 *	0.121
EXTLW 6 x AGGLOMERATION	-0.106 ns	0.103
HECKEN 4 x AGGLOMERATION	0.050 ns	0.142
HECKEN 5 x AGGLOMERATION	-0.001 ns	0.110
NSCHUTZ 2 x AGGLOMERATION	0.104 ns	0.106
STEUERA x AGGLOMERATION	-0.136 **	0.056
WALD 30 x LAND	0.110 ns	0.135
WALD 32 x LAND	-0.065 ns	0.110
ACKER 14 x LAND	-0.093 ns	0.127
ACKER 10 x LAND	-0.202 *	0.119
EXTLW 6 x LAND	-0.019 ns	0.100
HECKEN 4 x LAND	-0.074 ns	0.138
HECKEN 5 x LAND	-0.109 ns	0.108
NSCHUTZ 2 x LAND	-0.128 ns	0.103
STEUERA x LAND	-0.128 **	0.055
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.108	
Vorhersageerfolg	0.666	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 27 >_{0.05} = 40.1$ )	577.8	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3853	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Anhang 10. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für die Beigabe der Antwortempfehlungen.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.045 ns	0.071
WALD 30	0.104 ns	0.078
WALD 32	0.016 ns	0.064
ACKER 14	-0.292 ****	0.074
ACKER 10	-0.988 ****	0.069
EXTLW 6	0.239 ****	0.058
HECKEN 4	0.265 ****	0.079
HECKEN 5	0.175 ***	0.064
NSCHUTZ 2	0.167 ***	0.059
STEUERA	-0.072 **	0.033
WALD 30 x EMPFEHLUNG	-0.150 ns	0.107
WALD 32 x EMPFEHLUNG	-0.181 **	0.087
ACKER 14 x EMPFEHLUNG	-0.165 (*)	0.101
ACKER 10 x EMPFEHLUNG	-0.108 ns	0.095
EXTLW 6 x EMPFEHLUNG	0.063 ns	0.080
HECKEN 4 x EMPFEHLUNG	0.068 ns	0.110
HECKEN 5 x EMPFEHLUNG	-0.005 ns	0.086
NSCHUTZ 2 x EMPFEHLUNG	-0.008 ns	0.082
STEUERA x EMPFEHLUNG	-0.067 (*)	0.044
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.102	
Vorhersageerfolg	0.662	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 18 \cdot 0.05 = 28.9$ )	547.2	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3853	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Anhang 11. Indikatorvariablen-Teilmodelle nach Beigabe von Antwortempfehlungen und Gemeindetypen.

**mit Antwortempfehlungen**

Variable	Stadt		Agglomeration		Land	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	-0.232 ns	0.199	0.177 ns	0.173	0.114 ns	0.162
WALD 30	-0.037 ns	0.160	-0.047 ns	0.140	-0.027 ns	0.132
WALD 32	-0.073 ns	0.138	-0.128 ns	0.118	-0.266 **	0.113
ACKER 14	-0.346 **	0.155	-0.491 ****	0.134	-0.500 ****	0.125
ACKER 10	-1.046 ****	0.145	-1.148 ****	0.125	-1.092 ****	0.119
EXTLW 6	0.424 ****	0.122	0.275 ***	0.105	0.224 **	0.100
HECKEN 4	0.589 ****	0.159	0.252 *	0.141	0.229 *	0.135
HECKEN 5	0.318 **	0.140	0.097 ns	0.119	0.137 ns	0.113
NSCHUTZ 2	0.268 **	0.120	0.242 **	0.103	0.020 ns	0.099
STEUERΔ	-0.097 (*)	0.067	-0.150 **	0.060	-0.163 ***	0.057
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.122		0.119		0.114	
Vorhersageerfolg	0.675		0.677		0.660	
$\chi^2$ ( $\chi^2_{<9,05}=16.9$ )	84.9		110.0		115.1	
Anz. Ausw.entsch.	501		666		736	

**ohne Antwortempfehlungen**

Variable	Stadt		Agglomeration		Land	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.105 ns	0.196	0.097 ns	0.175	-0.038 ns	0.162
WALD 30	0.039 ns	0.158	0.103 ns	0.141	0.173 ns	0.129
WALD 32	-0.049 ns	0.129	0.109 ns	0.118	-0.028 ns	0.112
ACKER 14	-0.220 (*)	0.149	-0.291 **	0.136	-0.355 ***	0.123
ACKER 10	-0.710 ****	0.134	-1.129 ****	0.125	-1.106 ****	0.117
EXTLW 6	0.250 **	0.116	0.086 ns	0.105	0.364 ****	0.098
HECKEN 4	0.089 ns	0.158	0.445 ***	0.141	0.250 *	0.131
HECKEN 5	0.147 ns	0.132	0.288 **	0.119	0.087 ns	0.112
NSCHUTZ 2	0.156 ns	0.114	0.296 ***	0.103	0.081 ns	0.097
STEUERΔ	0.048 ns	0.066	-0.116 **	0.059	-0.116 **	0.056
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.053		0.124		0.115	
Vorhersageerfolg	0.617		0.698		0.661	
$\chi^2$ ( $\chi^2_{<9,05}=16.9$ )	38.2		115.4		119.4	
Anz. Ausw.entsch.	520		678		752	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

## Anhang 12. Indikatorvariablen-Modell mit sozioökonomischen Variablen.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	-0.052 ns	0.090
WALD 30	0.027 ns	0.060
WALD 32	-0.087 *	0.052
ACKER 14	-0.393 ****	0.058
ACKER 10	-1.086 ****	0.054
EXTLW 6	0.266 ****	0.046
HECKEN 4	0.290 ****	0.061
HECKEN 5	0.182 ****	0.052
NSCHUTZ 2	0.147 ***	0.045
STEUERA	-0.095 ****	0.026
GESCHLECHT	-0.067 ns	0.046
ALTER MITTEL	0.090 (*)	0.055
ALTER HOCH	0.088 (*)	0.060
SCHULE MITTEL	0.066 ns	0.051
SCHULE HOCH	0.327 ****	0.063
S'RECHNUNG	$3.1 \cdot 10^{-6}$ **	$1.5 \cdot 10^{-6}$
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.113	
Vorhersageerfolg	0.669	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 15 >_{0.05} = 25.0$ )	542.1	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3461	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

## Anhang 13. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für das Geschlecht.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.057 ns	0.072
WALD 30	0.031 ns	0.077
WALD 32	-0.007 ns	0.064
ACKER 14	-0.456 ****	0.073
ACKER 10	-1.046 ****	0.068
EXTLW 6	0.271 ****	0.058
HECKEN 4	0.250 ***	0.078
HECKEN 5	0.160 **	0.064
NSCHUTZ 2	0.158 ***	0.058
STEUERA	-0.120 ****	0.032
WALD 30 x MANN	-0.029 ns	0.108
WALD 32 x MANN	-0.142 (*)	0.088
ACKER 14 x MANN	0.157 (*)	0.102
ACKER 10 x MANN	-0.010 ns	0.095
EXTLW 6 x MANN	0.007 ns	0.080
HECKEN 4 x MANN	0.107 ns	0.111
HECKEN 5 x MANN	0.030 ns	0.087
NSCHUTZ 2 x MANN	0.004 ns	0.083
STEUERA x MANN	0.033 ns	0.044
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.103	
Vorhersageerfolg	0.668	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 18 >_{0.05} = 28.9$ )	544.3	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3820	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

## Anhang 14. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für das Alter.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.048 ns	0.072
WALD 30	-0.006 ns	0.103
WALD 32	-0.011 ns	0.089
ACKER 14	-0.466 ****	0.099
ACKER 10	-1.127 ****	0.093
EXTLW 6	0.144 *	0.079
HECKEN 4	0.370 ****	0.106
HECKEN 5	0.146 *	0.088
NSCHUTZ 2	0.175 **	0.081
STEUERA	-0.136 ***	0.044
WALD 30 x ALTER MITTEL <sup>a</sup>	0.073 ns	0.131
WALD 32 x ALTER MITTEL	-0.094 ns	0.109
ACKER 14 x ALTER MITTEL	0.162 ns	0.124
ACKER 10 x ALTER MITTEL	0.017 ns	0.117
EXTLW 6 x ALTER MITTEL	0.173 *	0.099
HECKEN 4 x ALTER MITTEL	-0.026 ns	0.135
HECKEN 5 x ALTER MITTEL	0.054 ns	0.108
NSCHUTZ 2 x ALTER MITTEL	-0.008 ns	0.102
STEUERA x ALTER MITTEL	0.050 ns	0.055
WALD 30 x ALTER HOCH <sup>b</sup>	-0.006 ns	0.142
WALD 32 x ALTER HOCH	-0.079 ns	0.117
ACKER 14 x ALTER HOCH	0.057 ns	0.134
ACKER 10 x ALTER HOCH	0.235 *	0.126
EXTLW 6 x ALTER HOCH	0.195 *	0.106
HECKEN 4 x ALTER HOCH	-0.206 ns	0.146
HECKEN 5 x ALTER HOCH	0.024 ns	0.115
NSCHUTZ 2 x ALTER HOCH	-0.006 ns	0.110
STEUERA x ALTER HOCH	0.035 ns	0.058
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.105	
Vorhersageerfolg	0.666	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 27 >_{0.05} = 40.1$ )	556.3	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3821	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup> Personen im Alter zwischen 40 und 59 Jahren.<sup>b</sup> Personen ab 60 Jahren.

## Anhang 15. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für die Schulbildung.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.050 ns	0.072
WALD 30	-0.064 ns	0.084
WALD 32	-0.222 ***	0.070
ACKER 14	-0.373 ****	0.079
ACKER 10	-1.014 ****	0.075
EXTLW 6	0.334 ****	0.063
HECKEN 4	0.289 ****	0.086
HECKEN 5	0.080 ns	0.069
NSCHUTZ 2	0.138 **	0.064
STEUERA	-0.112 ***	0.035
WALD 30 x SCHULE MITTEL <sup>a</sup>	0.149 ns	0.122
WALD 32 x SCHULE MITTEL	0.289 ***	0.100
ACKER 14 x SCHULE MITTEL	-0.046 ns	0.115
ACKER 10 x SCHULE MITTEL	-0.094 ns	0.108
EXTLW 6 x SCHULE MITTEL	-0.166 *	0.091
HECKEN 4 x SCHULE MITTEL	0.018 ns	0.125
HECKEN 5 x SCHULE MITTEL	0.224 **	0.099
NSCHUTZ 2 x SCHULE MITTEL	-0.068 ns	0.094
STEUERA x SCHULE MITTEL	0.003 ns	0.050
WALD 30 x SCHULE HOCH <sup>b</sup>	0.145 ns	0.149
WALD 32 x SCHULE HOCH	0.201 *	0.118
ACKER 14 x SCHULE HOCH	-0.001 ns	0.140
ACKER 10 x SCHULE HOCH	-0.103 ns	0.130
EXTLW 6 x SCHULE HOCH	0.034 ns	0.110
HECKEN 4 x SCHULE HOCH	0.067 ns	0.151
HECKEN 5 x SCHULE HOCH	0.138 ns	0.117
NSCHUTZ 2 x SCHULE HOCH	0.312 ***	0.113
STEUERA x SCHULE HOCH	0.031 ns	0.060
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.114	
Vorhersageerfolg	0.668	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 27 >_{0.05} = 40.1$ )	598.6	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3787	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup>– Gymnasium/Berufsmatura/Diplommittelschule (3 Jahre)/Lehrkräfte-Seminar (z.B. Kindergarten, Primarschule, Fachlehrkräfte).

– Eidg. Fachausweis/Fachdiplom/Meisterprüfung/Höhere Kaufmännische Gesamtschule.

<sup>b</sup>Universität/ETH/Fachhochschule.

## Anhang 16. Indikatorvariablen-Modell mit Interaktionstermen für die Steuerrechnung.

Variable	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.092 ns	0.076
WALD 30	0.110 ns	0.091
WALD 32	-0.076 ns	0.076
ACKER 14	-0.321 ****	0.086
ACKER 10	-1.056 ****	0.081
EXTLW 6	0.199 ***	0.069
HECKEN 4	0.319 ****	0.093
HECKEN 5	0.159 **	0.076
NSCHUTZ 2	0.071 ns	0.069
STEUERA $\Delta$	-0.094 **	0.038
WALD 30 x S'RECHNUNG 5000-8999 <sup>a</sup>	-0.169 ns	0.131
WALD 32 x S'RECHNUNG 5000-8999	-0.046 ns	0.107
ACKER 14 x S'RECHNUNG 5000-8999	-0.132 ns	0.125
ACKER 10 x S'RECHNUNG 5000-8999	-0.007 ns	0.116
EXTLW 6 x S'RECHNUNG 5000-8999	0.041 ns	0.098
HECKEN 4 x S'RECHNUNG 5000-8999	-0.147 ns	0.134
HECKEN 5 x S'RECHNUNG 5000-8999	0.008 ns	0.107
NSCHUTZ 2 x S'RECHNUNG 5000-8999	0.135 ns	0.101
STEUERA $\Delta$ x S'RECHNUNG 5000-8999	-0.013 ns	0.055
WALD 30 x S'RECHNUNG 9000+	-0.097 ns	0.142
WALD 32 x S'RECHNUNG 9000+	0.038 ns	0.116
ACKER 14 x S'RECHNUNG 9000+	-0.097 ns	0.133
ACKER 10 x S'RECHNUNG 9000+	-0.066 ns	0.126
EXTLW 6 x S'RECHNUNG 9000+	0.169 (*)	0.106
HECKEN 4 x S'RECHNUNG 9000+	0.087 ns	0.146
HECKEN 5 x S'RECHNUNG 9000+	0.092 ns	0.114
NSCHUTZ 2 x S'RECHNUNG 9000+	0.104 ns	0.109
STEUERA $\Delta$ x S'RECHNUNG 9000+	0.004 ns	0.058
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.108	
Vorhersageerfolg	0.668	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 27 > 0.05 = 40.1$ )	521.0	
Anzahl Auswahlentscheidungen	3485	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup>Befragte mit einer jährlichen Steuerrechnung zwischen 5000 und 9000 CHF reagierten im Durchschnitt am sensitivsten auf Steuerveränderungen (betragsmässig grösster STEUERA $\Delta$ -Koeffizient, vgl. Anhang 17). Allerdings ist der Unterschied zur restlichen Stichprobe aufgrund des relativ hohen Standardfehlers nicht signifikant.

## Anhang 17. Indikatorvariablen-Teilmodelle nach Steuerklassen.

Variable	0–4999		5000–8999		9000+	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.191 (*)	0.119	-0.099 ns	0.132	0.181 ns	0.147
WALD 30	0.081 ns	0.095	-0.006 ns	0.103	-0.010 ns	0.118
WALD 32	-0.107 ns	0.081	-0.063 ns	0.089	-0.064 ns	0.101
ACKER 14	-0.353 ****	0.091	-0.404 ****	0.100	-0.445 ****	0.114
ACKER 10	-1.084 ****	0.085	-1.012 ****	0.092	-1.148 ****	0.107
EXTLW 6	0.176 **	0.072	0.284 ****	0.079	0.349 ****	0.089
HECKEN 4	0.297 ***	0.095	0.227 **	0.104	0.385 ***	0.119
HECKEN 5	0.127 (*)	0.081	0.228 **	0.090	0.221 **	0.102
NSCHUTZ 2	0.056 ns	0.071	0.238 ***	0.078	0.162 *	0.088
STEUERΔ	-0.079 **	0.040	-0.135 ***	0.045	-0.076 (*)	0.050
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.100		0.106		0.118	
Vorhersageerfolg	0.662		0.664		0.680	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 9_{0.05} = 16.9$ )	194.0		170.2		150.4	
Anz.						
Ausw.entsch.	1398		1164		923	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

Anhang 18. Quadratisches Modell mit Beigabe von Antwortempfehlungen<sup>a</sup>.

Variable <sup>b</sup>	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.076 ns	0.093
WALD <sup>2</sup>	-0.010 **	0.004
ACKER	0.137 ****	0.009
EXTLW	0.144 ****	0.030
HECKEN	0.566 ****	0.153
HECKEN <sup>2</sup>	-0.242 ***	0.075
NSCHUTZ	0.157 ***	0.061
STEUERΔ	-0.140 ****	0.035
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.112	
Vorhersageerfolg	0.659	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 7_{0.05} = 14.1$ )	295.0	
Anzahl Auswahlentscheidungen	1903	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.

<sup>a</sup> Die Modellrechnung wurde ohne die Variablen WALD und ACKER<sup>2</sup> durchgeführt, da deren Koeffizienten unter Einbezug aller Variablen nicht signifikant waren.<sup>b</sup> Für die Modellschätzung wurde eine Variablen-Transformation vorgenommen: Von jeder Variable wurde der Status-quo-Wert subtrahiert, so dass als Variablen-Ausprägungen die Differenzen der Alternativ-Landschaft zur Status-quo-Landschaft in Flächenprozent resultierten. Die Transformation erfüllte den Zweck, die Zahlungsbereitschaft für die Status-quo-Landschaft auf Null zu «kalibrieren».

## Anhang 19. Indikatorvariablen-Modell für die Steuerveränderung.

Variable	mit Antwortempfehlungen		ohne Antwortempfehlungen	
	Koeffizient	St.fehler	Koeffizient	St.fehler
Konstante	0.052 ns	0.102	0.052 ns	0.102
WALD 30	-0.048 ns	0.082	0.102 ns	0.081
WALD 32	-0.166 **	0.070	0.015 ns	0.068
ACKER 14	-0.458 ****	0.078	-0.293 ****	0.077
ACKER 10	-1.093 ****	0.074	-0.986 ****	0.071
EXTLW 6	0.302 ****	0.062	0.238 ****	0.060
HECKEN 4	0.339 ****	0.083	0.268 ****	0.082
HECKEN 5	0.173 **	0.070	0.176 **	0.069
NSCHUTZ 2	0.156 **	0.061	0.166 ***	0.060
STEUERA -1	0.095 ns	0.080	0.046 ns	0.078
STEUERA -2	0.281 ****	0.070	0.144 **	0.069
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.113		0.091	
Vorhersageerfolg	0.675		0.658	
$\chi^2$ ( $\chi^2 < 10_{0.05} = 18.3$ )	297.1		247.1	
Anz. Ausw.entsch.	1903		1950	

Signifikanz-Niveau: \*\*\*\*=0.001, \*\*\*=0.01, \*\*=0.05, \*=0.1, (\*)=0.15, ns=nicht signifikant.