SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID: zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner

Jagodzinski, Wolfgang; Klein, Markus

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Jagodzinski, W., & Klein, M. (1997). Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID: zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 41, 33-57. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199982

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:
This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID. Zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner

von Wolfgang Jagodzinski und Markus Klein

Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersucht die Spezifikation von Interaktionseffekten in verschiedenen statistischen Modellen. Am Beispiel der Wahl der rechtsextremen Partei „Die Republikaner" wird gezeigt, daß multiple logistische Regressionsmodelle immer eine Form der Interaktion unterstellen, die auf die Verschiebung der latenten Reaktionsschwellen zurückgeführt werden kann. Allerdings postulieren sozialwissenschaftliche Theorien oftmals eine andere Art von Interaktion, die im logistischen Regressionsmodell nicht ohne weiteres identifiziert werden kann. In einer solchen Situation kann das Programm CHAID (Chi-Squared Automatic Interaction Detection) hilfreich sein. Wir benutzen dieses Programm, um eine theoretisch sinnvolle Interaktionsstruktur in den Daten aufzuspüren. Auf der Basis dieser Befunde spezifizieren wir dann ein neues logistisches Regressionsmodell, das den Daten und unseren theoretischen Überlegungen besser entspricht.

Abstract

In this article, the specification of interaction effects in different statistical models is analysed. By taking the vote for the right-wing extremist party „Die Republikaner" as an example, it is shown that a multiple logistic regression model always includes interaction effects which can be seen as the consequence of shifts in the latent reaction thresholds. However, social theories often specify another type of interaction which is not easily identified in logistic regression models. In such a situation the automatic interaction detection by the program CHAID (Chi-Squared Automatic Interaction Detection) is useful. We use the program in order to detect a theoretically meaningful interaction structure in the data. On the basis of these results a new logistic regression model is specified which neatly fits the data and our theoretical reasoning.

1. Einleitung und Problemstellung

Zur Wahl rechtsextremistischer Parteien in der Bundesrepublik Deutschland sind in jüngerer Zeit kontroverse Auffassungen vertreten worden. Während ***Schumann*** (1997) in seinen logistischen Regressionsmodellen keinen Interaktionseffekt von rechter Ideologie mit politischer oder wirtschaftlicher Unzufriedenheit beobachtet, heben ***Falter*** und ***Klein*** (1994; vgl. auch ***Klein*** und ***Falter*** 1996a,b) die Wichtigkeit dieser Interaktionen hervor. Eine rechte Ideologie sei eine notwendige, aber keinesfalls hinreichende Bedingung für die Wahl einer rechtsextremistischen Partei. Nur wenn Politikverdrossenheit oder Unzufriedenheit mit der wirtschaftlichen Lage oder - speziell - die Unzufriedenheit mit der Asylpolitik hinzukommen, werde die extremistische Ideologie wahlwirksam. Sie finden in der Tat die theoretisch postulierten Interaktionseffekte in linearen Regressionen auf die extremistische Wahlabsicht und in ihren Baumdiagrammen. Wenn in der logistischen Regression auf die Wahlabsicht Interaktionsterme nicht signifikant werden (vgl. ***Klein*** und ***Falter*** 1996b:307), so nur deshalb, weil Interaktionseffekte hierbei quasi „mit“geschätzt würden. Wir werden diese Auffassung im folgenden präzisieren und teilweise modifizieren. Erstens werden wir argumentieren, daß der Interaktionseffekt von Politikverdrossenheit und rechtsextremistischer Ideologie nicht zwingend aus theoretischen Annahmen folgt. Er ist unter bestimmten, empirisch schwer erhebbaren Rahmenbedingungen plausibel, unter anderen hingegen nicht. Ob die Ideologie allein, oder ob sie in Kombination oder in Interaktion mit der Politikverdrossenheit der bessere Prädiktor ist, hängt von den Umständen ab und wird daher häufig auf explorativem Wege zu ermitteln sein. Wir werden untersuchen, inwieweit CHAID dabei von Hilfe sein kann. Zweitens werden wir klären, was unter dem Begriff der Interaktion in den einzelnen statistischen Modellen verstanden werden könnte.

2. Eine handlungstheoretische Grundlegung

Ausgangspunkt unserer theoretischen Überlegungen ist ein Rational-Choice-Modell des Wahlverhaltens, wie es von ***Jagodzinski et al***. (1996) skizziert worden ist. Danach gibt der Wähler jener Partei seine Stimme, die den höchsten Wert auf dem Parteiendifferential erreicht. Prinzipiell können bei der Berechnung von Parteiendifferentialen Parteibindung, Kandidatenpräferenzen, Valenz- und Positions-Issues berücksichtigt werden, wir wollen uns im folgenden jedoch auf die letztgenannten konzentrieren. Sachlich scheint dies gerechtfertigt, weil nach Meinung vieler Experten Issues wie die Asyl- und Ausländerpolitik für die Republikanerwahl von entscheidender Bedeutung waren. Von drei Komponenten dürfte es abhängig sein, ob das i-te Positions-Issue zugunsten oder ungunsten der Republikaner wirksam wird, nämlich von der Wichtigkeit Wi_i, von der Stärke der Präferenz PRF_{REPi} des Wählers für die von den Republikanern propagierte Lösung und von der den Republikanern zugeschriebenen Problemlösungskompetenz $LK_{REP,i}$, also der vom Wähler wahrgenommenen Effektivität der Republikaner bei der politischen Umsetzung dieser Position. Für einen

Wähler ist es bei Positions-Issues also nicht nur wichtig, ob eine Partei einen ihm genehmen Standpunkt vertritt, sondern auch, ob er diese Partei für fähig hält, diesen Standpunkt verläßlich und effizient in praktische Politik umzusetzen (vgl. ***Jagodzinski et al***. 1996: 124). Die Gesamtkompetenz der Republikaner ergibt sich dann als Summe gewichteter Produktterme über alle Issues:

$$(1) \qquad SL_{REP} = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \, {*}Wi_i {*} PRF_{REP,i} {*} LK_{REP,i},$$

wobei α_i ein empirisch zu bestimmendes Gewicht ist. Das Parteiendifferential für die Republikaner wollen wir definieren als die Differenz zwischen der Summe SL_{REP} und der Summe SL_{MAX}:

$$(2) \qquad PD_{REP} = SL_{REP} - SL_{MAX},$$

wobei SL_{MAX} der analog (1) gebildete Summen-Score der kompetentesten Alternative ist - d.h. der Summen-Score jener Partei, der unter allen übrigen die größte Gesamtkompetenz zugeschrieben wird. Mit anderen Worten: man wird eine Partei nur dann wählen, wenn man ihr zutraut, die anstehenden Probleme auch zu lösen.

Nimmt man an, daß die Republikaner tatsächlich eine Single-Issue-Partei waren, so haben ***Klein*** und ***Falter*** (1996b) das Parteiendifferential PD_{REP} am direktesten erfaßt, da sie dort auch die Kompetenz in der Asylpolitik messen.[1] Ansonsten werden rechtsextremistische Ideologie, Unzufriedenheit mit der erwarteten wirtschaftlichen Lage und Politikverdrossenheit als Prädiktoren verwendet. Die erstgenannte hat nach unserer Auffassung zwar keinen direkten Effekt auf die Wahlabsicht, sie ist aber häufig mit dem Parteiendifferential PD_{REP} positiv korreliert. Je rechtsextremer nämlich eine Person, desto wahrscheinlicher wird sie (a) die "ideologiehaltigen" Positions-Issues[2] der Republikaner für wichtig erachten, (b) die von dieser Partei offerierten Problemlösungen präferieren und (c) die Kandidaten dieser Partei für kompetent erachten, die anstehenden Probleme auch zu lösen. Die selektive „ideologische“ Wahrnehmung disponiert damit zur Wahl der Republikaner. Solange dieser sozialpsychologische Mechanismus intakt ist, solange ist die ideologische Nähe ein maßgebliches Kriterium bei der Festlegung von Issueprioritäten, Problemlösungspräferenzen und kompetenzen, solange korreliert daher auch die rechtsextremistische Ideologie hoch mit dem Parteiendifferential PD_{REP} und ist deshalb ein sehr guter Prädiktor der Republikaner-

---

1 Wenn dort ein Interaktionsterm (Rechtsextremismus*Kompetenz) den stärksten Effekt auf die Wahlabsicht zugunsten der Republikaner hat, so zeigt das im Grunde nur, daß die Asylpolitik kein Valenz-Issue ist. Erst in der Kombination mit einer rechten Ideologie wird klar, daß es um die Kompetenz für eine ***restriktive*** Asylpolitik geht.

2 Damit sind politische Streitfragen wie die Ausländerpolitik oder die Verbrechensbekämpfung gemeint, die sich direkt auf die tragenden Prinzipien der rechtsextremistischen Ideologie beziehen lassen.

wahl. Weil in den meisten Studien Parteiendifferentiale nicht einmal ansatzweise erhoben werden, kann man dann die rechtsextremistische Ideologie als Proxyvariable verwenden.

Aber das gilt nicht ohne Einschränkung. Wenn die Rechtsextremisten bislang als Randgruppen in die großen Volksparteien integriert sind und sich mit diesen identifizieren können, werden sie wahrscheinlich die Problemlösungen ihrer Identifikationspartei präferieren und deren Problemlösungskompetenz unterstellen. Erst wenn das Vertrauen in diese Partei erschüttert ist, kann sich der oben beschriebene Wahrnehmungsfilter etablieren. Die *Politikverdrossenheit*, wie sie später erhoben wird, kann für die Abkehr von den Volksparteien ein brauchbarer Indikator sein.[3]

Was die einen an Vertrauen verlieren, muß den Republikanern aber nicht notwendigerweise an Vertrauen zuwachsen. Insbesondere dann, wenn sich eine rechtsextremistische Partei im politischen Alltag wiederholt als unseriös und ineffizient erweist, kann sie nicht vom Vertrauensverlust der großen Parteien profitieren. Irgendwann wird auch ein hartgesottener Rechter im Glauben an die Problemlösungs- und Handlungskompetenz dieser Partei schwankend, selbst wenn er deren inhaltliche Positionen teilt. Je mehr derartige Informationen in den Medien berichtet und von den Akteuren wahrgenommen werden, desto mehr schwächt sich der Zusammenhang zwischen rechter Ideologie und Problemlösungskompetenz selbst bei den Politikverdrossenen ab. Immerhin: Solange ein nicht zu vernachlässigender Prozentsatz von Rechtsextremisten in die Volksparteien eingebunden ist und solange ein nennenswerter Anteil politikverdrossener Rechter den Glauben an die Republikaner noch nicht verloren hat, wird dieser Personenkreis mit deutlich höherer Wahrscheinlichkeit die Republikaner wählen als entweder die Politikverdrossenen insgesamt oder als die Rechtsextremisten insgesamt.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß wir theoretisch eine Position zwischen ***Falter*** und ***Klein*** einerseits und ***Schumann*** andererseits beziehen.Aus unserer Perspektive wird in keiner dieser Arbeiten die zentrale Determinante der Wahlabsicht,nämlich das Parteiendifferential, direkt gemessen. Benutzt werden in den zitierten Studien nur Proxyvariablen für diese unabhängige Variable. Allerdings sind in unserer Theorie einige Bedingungen ableitbar, unter denen größere oder geringere Effekte der Ideologie allein auf das Wahlverhalten zu erwarten sind: Wo Rechtsextremisten schon lange durch eine eigene Partei repräsentiert werden und dementsprechend aus den etablierten Parteien mehr oder minder vollständig verschwunden sind, da dürften Politikverdrossenheit und Unzufriedenheit keine nennens-

[3] Eine skeptische Beurteilung der künftigen Entwicklung (*erwartete wirtschaftliche Lage)* wäre es nur dann, wenn man annimmt, daß der Wähler (a) aufgrund der geteilten Verantwortlichkeiten in Bund und Ländern nicht nur die auf Bundesebene aktuell regierende Parteienkoalition für die wirtschaftliche Entwicklung verantwortlich macht, sondern *alle* etablierten Parteien (vgl. ***Jagodzinski et al***. 1996: 123) und daß (b) die ökonomische Lage das für ihn maßgebliche Issue ist.

werten zusätzlichen Effekte haben. Sie sollten auch dort an Einfluß verlieren, wo man subjektive Problemlösungskompetenzen und -präferenzen direkt erheben kann. Wo der Glaube an die Problemlösungskompetenz rechtsextremistischer Parteien restlos erschüttert ist, da werden weder rechtsextremistische Ideologie noch Unzufriedenheit die Wahrscheinlichkeit der Wahl rechtsextremistischer Parteien erhöhen. Je mehr Tatsachen den Mechanismus selektiver Wahrnehmung untergraben, desto weniger gut wird man allein aufgrund der extremistischen Ideologie die Wahlabsicht einer Person vorhersagen können, desto wichtiger werden insbesondere Kompetenzurteile oder deren Surrogate.

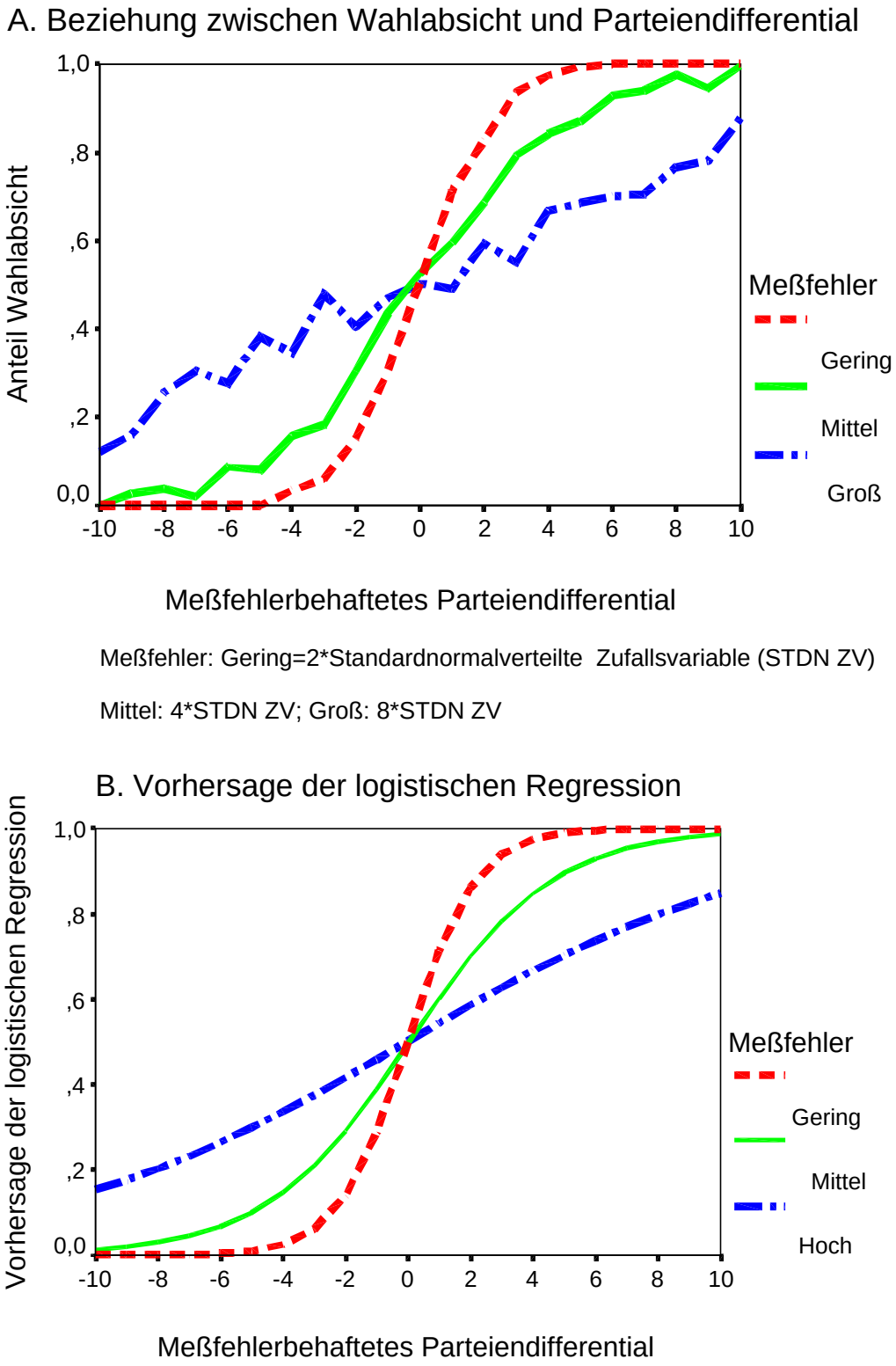
3. Modellspezifikation

Bevor wir in die statistische Analyse eintreten, wollen wir kurz die Frage nach dem angemessenen statistischen Schätzverfahren und der Spezifikation von Interaktionstermen zu beantworten suchen. Wenn man Wahlabsicht und Parteiendifferential perfekt messen könnte, würde sich die Frage gar nicht stellen, weil dann eine deterministische Beziehung zwischen den Variablen bestünde. Solange das Parteiendifferential PD_{REP} gleich null oder kleiner ist, werden die Republikaner nicht gewählt. Dann und nur dann, wenn $PD_{REP}>0$, erfolgt die Stimmabgabe zugunsten dieser Partei. Schätzen muß man aber schon dann, wenn durch Auftreten von Meßfehlern oder bei unvollständiger Messung die deterministische Beziehung zerstört wird. In Abbildung 1A haben wir drei hypothetische Fälle konstruiert, in denen sich das auf der Abszisse abgetragene *beobachtete* Parteiendifferential PD_{REP} jeweils additiv aus zwei Komponenten zusammensetzt, dem *wahren* Parteiendifferential und einer zufallsgenerierten Variablen, die man als Meßfehler (so im Schaubild) oder als nicht gemessene Variable bezeichnen mag.[4] Was die drei Fälle unterscheidet, ist die Größe des durchschnittlichen Meßfehlers im Verhältnis zum wahren Wert. In der ersten Konstellation ist er sehr klein, so daß die auf der Ordinate pro Rechtsextremismuskategorie abgetragenen Anteile der REP-Wähler[5] allesamt sehr dicht an einer relativ steilen logistischen Kurve liegen, wie an der Linie deutlich wird, mit der wir diese Anteile verbunden haben. Analog haben wir die bei mittlerem und großem Fehler ermittelten Anteile jeweils durch Linien verbunden. Die zugehörigen geschätzten logistischen Kurven haben wir in Abbildung 1B gezeichnet. In allen drei Konstellationen approximieren sie die beobachteten Anteile recht gut, am besten jedoch bei nur geringem Meßfehler. Allgemein läßt sich zeigen, daß bei

[4] Das wahre Parteiendifferential (True Score) wurde einfach als Zahlenfolge konstruiert, die in Abständen von 0,005 von -10 bis +10 läuft. Es hat eine Standardabweichung von ca. 6. Die zufallsgenerierte Variable hat bei der am steilsten verlaufenden Kurve eine Standardabweichung von knapp 2 (gestrichelte Linie), bei der etwas flacheren Kurve eine solche von 4 und bei der flachsten Kurve eine solche von fast 8. Das beobachtete Parteiendifferential ergibt sich als einfache Summe beider Variablen. Im ersten Fall fällt daher die Zufallsvariable gegenüber dem True Score kaum ins Gewicht, weshalb wir von einem geringen Meßfehler sprechen. Im dritten Fall ist der Meßfehler dem Betrag nach durchschnittlich größer als der wahre Wert (großer Meßfehler). Die Werte des beobachteten Parteiendifferentials haben wir anschließend in 21 Gruppen zusammengefaßt, wobei in der niedrigsten Kategorie alle Werte <-9,5 und in der höchsten Kategorie alle Werte >9,5 zusammengefaßt sind.

[5] Natürlich wurde der Anteil nicht tatsächlich beobachtet, da wir mit fiktiven Daten arbeiten.

Abbildung 1: Die Beziehung zwischen Wahlabsicht und Parteiendifferential bei unterschiedlichen Meßfehlern



.

.

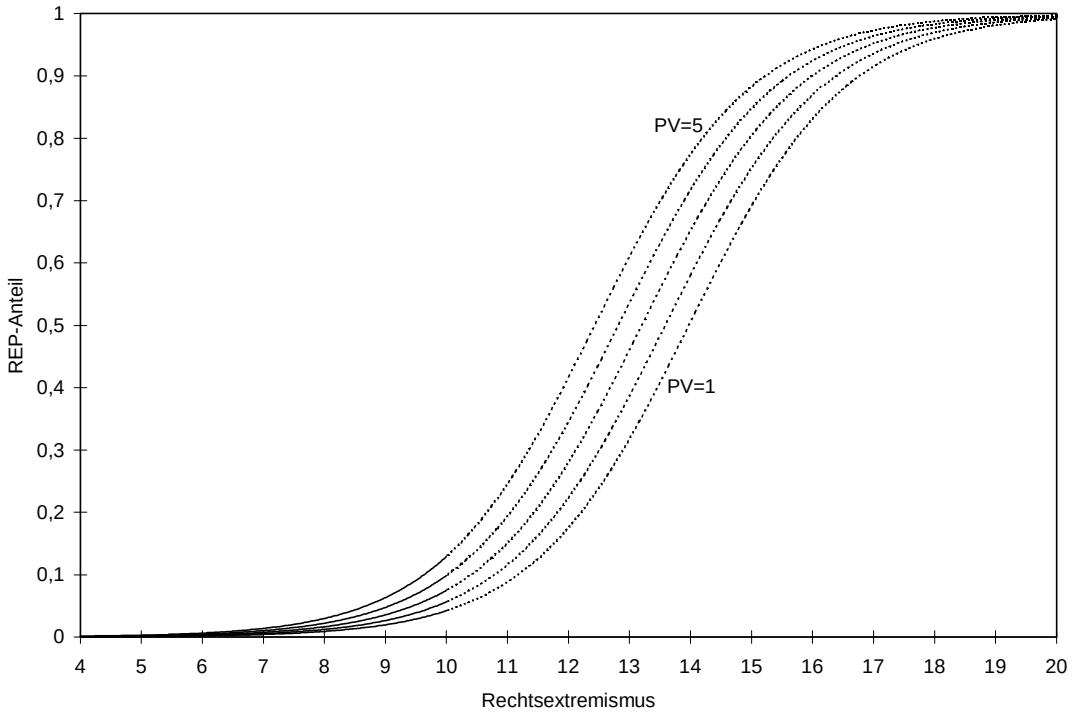
bestimmten Verteilungen der Meßfehler oder der nicht gemessenen Variablen die Wahlwahrscheinlichkeit einer Handlungsalternative der Formel der logistischen Regression folgt (vgl. ***McFadden*** 1974; ***Urban*** 1993: 108-119; ***Fuchs/Kühnel*** 1994: 324-334).

Wie aus Abbildung 1 sofort ersichtlich, würde die OLS-Regression allenfalls in der Konstellation "großer Meßfehler" (strichpunktierte Linie) vergleichbare Anpassungswerte erreichen wie die logistische Regression. In dem Maße, wie sich die Steigung der logistischen Funktion verändert - was beim Übergang von mittleren auf sehr hohe oder sehr geringe Wahrscheinlichkeiten der Fall ist -, verschlechtert sich die Anpassung der linearen Regres-sion an die Daten. Allerdings kann man in den ersten beiden Konstellationen diesen Nachteil der OLS-Regression unter Umständen dadurch wettmachen, daß man eine mit dem Parteiendifferential hoch korrelierende zweite unabhängige Variable in das Modell aufnimmt und eine Interaktion zwischen dieser und der erstgenannten spezifiziert.

Ein Beispiel soll das verdeutlichen. Wenn das Parteiendifferential ausschließlich auf der Basis von Issues definiert worden ist, dann könnte die zweite Variable die *Identifikation mit den Republikanern* sein, mit drei Kategorien: (1) Personen, die sich mit den Republikanern identifizieren, (2) Personen, die indifferent sind und schließlich (3) Personen, die einer anderen Partei dauerhaft zuneigen. Wenn und soweit die unter (1) genannten Personen hohe Werte auf dem Parteiendifferential haben und mit hoher Wahrscheinlichkeit Republikaner wählen, die unter (2) genannten mittlere Werte auf beiden Variablen und die zuletzt genannten negative Werte auf dem Parteiendifferential und eine geringe Neigung zur Wahl der Republikaner haben, dann wird man häufig einen Interaktionseffekt finden, da das Parteiendifferential nur bei den Indifferenten zu wirken scheint, nicht aber bei den übrigen Gruppen (vgl. die analoge Konstellation in ***Jagodzinski*** und ***Kühnel*** 1990). Das scheint zunächst eine abwegige, weil unnötig komplizierte Interpretation, sie ist aber von der Aussage des logistischen Modells so weit gar nicht entfernt. Denn wenn man Personen mit betragsmäßig hohen Werten auf dem Parteiendifferential als Identifizierte definiert und Personen im mittleren Bereich der Skala als Indifferente, dann haben auch nach dem logistischen Modell Veränderungen des Parteiendifferentials nur bei den Indifferenten einen nennenswerten Effekt auf das Wahlverhalten. Der wesentliche Unterschied besteht dann darin, daß die lineare Regression die Suche nach einer zweiten Variablen nahelegt, während es die logistische Regression nicht tut.

Wir haben damit eine erste Klasse von Fällen identifiziert, in denen die logistische Regression ohne multiplikative Terme, ja sogar nur mit einer einzigen Variablen auskommt, während solche in der linearen Regression nötig sind. Wenn man die Rolle von Interaktionen in beiden Modellen allgemeiner diskutieren will, so muß man sich zunächst einmal über den Interaktionsbegriff verständigen. ***Schumann*** scheint Interaktion mit der Signifikanz *multiplikativer Terme* gleichzusetzen. Auf der Grundlage dieser Begriffsbestimmung negiert er - völlig korrekt - Interaktionseffekte, weil multiplikative Terme in seinen logistischen Regressionen nicht signifikant werden. Wie sich multiplikative Terme in der logistischen Regres-sion auswirken, läßt sich im Prinzip an Abbildung 1B ablesen, denn die drei Kurven werden durch eine logistische Regression mit zwei multiplikativen Termen exakt reproduziert: (Parteiendifferential*Meßfehlerdummys). Multiplikative Terme in der logistischen Regression verändern also die Form der Kurve. Solche Terme können zum Beispiel dort notwendig sein, wo in den drei Gruppen unterschiedliche Meßfehler auftreten oder wo aus inhaltlichen Gründen unterschiedliche Reaktionsmuster in den Subgruppen erwartet werden.

Abbildung 2: Interaktionseffekte bei Exponentenaddition im logistischen Regressionsmodell



Falter und ***Klein*** haben die Interaktion jedoch implizit anhand eines anderen Kriteriums definiert. Nach dieser Auffassung liegt eine *Interaktion zwischen den Variablen X_i und X_j genau dann vor, wenn X_i bei variierenden Werten der Variablen X_j unterschiedlich stark auf die abhängige Variable wirkt*. Die Stärke der Wirkung ist dabei gleich der Veränderung der Vorhersagevariablen, die sich ergibt, wenn X_i auf dem jeweiligen Niveau der Variablen X_j um eine Einheit zunimmt. Es ist erstens offensichtlich, daß eine Interaktion in diesem Sinne im rein linear-additiven Regressionsmodell nicht existiert, da eine Veränderung von X_i auf jedem Niveau von X_j gleiche Wirkungen hat. Es ist aber ebenso klar, daß im logistischen Modell schon *immer* dann *Interaktionseffekte* im eben definierten Sinne auftreten, wenn zwei unabhängige Variablen in der Exponentialfunktion additiv verknüpft werden. Man kann dies aus Abbildung 2 ersehen, wo wir den Zusammenhang zwischen Rechtsextremismus für verschiedene Niveaus der Politikverdrossenheit dargestellt haben. (Exponenten-)Addition bedeutet im Falle der logistischen Regression, daß die logistische Kurve horizontal, also längs der Abszisse, verschoben wird. Dies hat aber auch zur Folge, daß sich die Wirkungen der Variablen X_i - in Abbildung 2 die Wirkung des Rechtsextremismus auf die Wahlabsicht - von Niveau zu Niveau der zweiten unabhängigen Variablen - hier also der Politikverdrossenheit - ändern. Besonders stark unterscheiden sich die Vorhersagewerte bei konstanter Politikverdrossenheit für unterschiedliche Rechtsextremismuswerte bei einer REP-Wahlwahrscheinlichkeit von 0,5, denn hier liegt die maximale Steigung der Kurve.

Besonders stark differiert die Wirkung eines bestimmten Rechtsextremismus-Niveaus bei unterschiedlichen Graden der Politikverdrossenheit dort, wo sich die Steigung der Kurve am stärksten ändert. Das ist, wie im Anhang gezeigt wird, bei den REPWahlwahrscheinlich-keiten 0,21 und 0,79 der Fall, die erst bei einem Rechtsextremismusgrad von über zehn erreicht werden. Eine Veränderung der Variable „Rechtsextremismus“ um eine empirische Einheit von 11 auf 12 läßt beispielsweise bei geringer Politikverdrossenheit (PV=1) die Wahlabsicht von ca. 10 auf 20 Prozent ansteigen, während sie in der Gruppe der stark Politikverdrossenen (PV=5) von etwa 20 auf weit über 40 Prozent schnellt. Es liegt an der Form der logistischen Kurve, daß sich die Wirkung auf die abhängige Variable von Ausprägung zu Ausprägung sowohl der Variablen X_j (PV) als auch der Variablen X_i (Rechtsextremismus) ändert. Wir gehen auf diesen Zusammenhang im Anhang näher ein. So gesehen sind Interaktionseffekte trivialerweise bereits in das einfache (exponenten-)additive logistische Modell eingebaut. Das Beispiel zeigt auch, daß Interaktionseffekte im Sinne der zweiten Definition *nicht nur* durch multiplikative Terme modelliert werden können.

Nun behaupten ***Falter*** und ***Klein*** nicht irgendeine Form der Interaktion, sondern eine bestimmte: der Rechtsextremismus soll bei den Politikverdrossenen stärker wirken als bei den übrigen. Diese Beziehung gilt aber keineswegs bei beliebigen Werten von X_i. In Abbildung 2 gilt sie dort, wo die Wahl der Republikaner eine zwar von null verschiedene, aber doch relativ geringe Wahrscheinlichkeit hat. In der oberen rechten Hälfte des Schaubilds kehrt sich die Richtung des Interaktionseffekts sogar um, d.h. die weitere Zunahme eines bereits sehr hohen Rechtsextremismus hat bei hoher Politikverdrossenheit einen kleineren Effekt auf das Wahlverhalten als bei geringer Politikverdrossenheit. Allerdings handelt es sich insoweit um einen hypothetischen Zusammenhang, da Rechtsextremismuswerte über 10 in unseren Daten nicht vorkommen.

Die logistische Funktion erzeugt auf der Beobachtungsebene eine relativ komplizierte Interaktionsstruktur, und man wird deshalb kaum auf den Gedanken kommen, vergleichsweise simple Interaktionseffekte mittels logistischer Regression zu testen. Was man mit dem Modell aber überprüfen kann, ist eine besondere Form der Interaktion auf der Ebene der latenten Variablen. In der oben gegebenen Interpretation des Modells ist die Parallelveschiebung der Kurven in Abbildung 2 darauf zurückzuführen, daß mit steigender Politikverdrossenheit die Schwelle für die Republikanerwahl sinkt. Bei wachsender Politikverdrossenheit wird mit anderen Worten schon bei im Durchschnitt geringerem Rechtsextremismus ins Lager der Republikaner gewechselt. Es gibt mithin auf der latenten Ebene nur ein sehr kleines, durch die niedrigste und die höchste Reaktionsschwelle begrenztes Intervall, in dem sich die Effekte des Rechtsextremismus bei verschiedenen Graden von Politikverdrossenheit unterscheiden. Ansonsten sind die Effekte immer gleich: rechts von der höchsten Schwelle werden immer die Republikaner gewählt, links von der niedrigsten Schwelle nie. Nur durch das Hinzutreten von Meßfehlern oder durch unvollständige Messung entsteht daraus die

vergleichsweise komplizierte logistische Funktion, die den Eindruck vermittelt, als würden die Politikverdrossenen auf mittlerem Extremismusniveau in ihrem Wahlverhalten relativ stärker von der Ideologie beeinflußt als die übrigen Gruppen und auf hohem Niveau relativ schwächer.

Träfe die Hypothese von ***Falter*** und ***Klein*** zu, so müßten Politikzufriedene[6] einen so hohen Schwellenwert aufweisen, daß sie im meßbaren Bereich des Rechtsextremismus mit einer Wahrscheinlichkeit von null oder nahe null Republikaner wählen. Das läßt sich auch mit Hilfe von multiplikativen Termen in logistischen Modellen prüfen, jedoch nicht in der Weise, daß man die metrischen Ausgangsvariablen einfach miteinander multipliziert. Wir beginnen die empirische Analyse mit logistischen und linearen Regressionen, in die wir diese Art von Interaktionstermen aufnehmen. Wir wenden uns dann der Interaktionsanalyse mit CHAID zu. Wer tatsächlich in einem explorativen Stadium Interaktionen zwar vermutet, über deren genaue Form aber noch keine Klarheit hat, für den ist CHAID ein nützliches Verfahren. Oft kann man, wie wir im letzten Schritt zeigen wollen, aufbauend auf den Ergebnissen der CHAID-Analyse logistische Regressionsmodelle spezifizieren, die theoretisch sinnvoll und gut an die Daten angepaßt sind.

4. Empirische Analyse

4.1 Datenbasis und Operationalisierung

Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, analysieren wir die von ***Schumann*** (1997) ausgewerteten beiden Wahlstudien 1994, die als mündliche Befragungen durchgeführt wurden.[7] Wir bilden aus den identischen Fragen beider Studien einen gepoolten Datensatz, der ca. 2000 westdeutsche Befragte umfaßt.[8] Auch in der Variablen- und Indexkonstruktion sind wir ***Schumann*** aus Gründen der Vergleichbarkeit der Ergebnisse gefolgt. Die Rechtsskala als Maß für die rechtsextremistische Ideologie wird aus den Items unter „Rechtsextreme, ethnozentristische Einstellungen“ (REX) in Tabelle 1 gebildet. Zur Messung wirtschaftlicher und politischer Unzufriedenheit bedienen wir uns der Skalen „Wahrnehmung einer schwierigen wirtschaftlichen Situation“ (SWL) und „Politikverdrossenheit“ (PV) in derselben Tabelle. Die drei Skalen wurden von ***Schumann*** im Ra-hmen einer umfassenden Faktorenanalyse auf ihre Eindimensionalität geprüft und zunächst als

---

6 Darunter wollen wir Personen verstehen, die in geringem Maße politikverdrossen sind.

7 Die beiden Umfragen wurden im Rahmen eines von ***Hans Rattinger***, ***Jürgen W. Falter, Oscar W. Gabriel*** und ***Karl Schmitt*** durchgeführten Projektes über die Transformation der politischen Kultur in den neuen Bundesländern erhoben. Die Feldarbeit lag bei Basis Research (Frankfurt/Main).

8 Da es in Ostdeutschland kaum Anhänger der Republikaner gab, haben wir die Sekundäranalyse auf die alten Bundesländer beschränkt.

Factor-Scores gebildet. Im Rahmen unserer Analyse wurden die Ideologieskalen in zehn, die Unzufriedenheitskalen in fünf etwa gleich große Gruppen eingeteilt.

Tabelle 1: Die Operationalisierung der theoretischen Konstrukte

Skala „Rechtsextreme, ethnozentristische Einstellungen“ (REX)

- Auch heute noch ist der Einfluß von Juden zu groß.
- Die Juden haben einfach etwas Besonderes und Eigentümliches an sich und passen daher nicht so recht zu uns.
- Ohne die Judenvernichtung würde man Hitler heute als großen Staatsmann ansehen.
- Der Nationalsozialismus hatte auch seine guten Seiten.
- Die Bundesrepublik ist durch die vielen Ausländer in einem gefährlichen Maß überfremdet.
- Ausländer sollten grundsätzlich ihre Ehepartner unter den eigenen Landsleuten auswählen.
- Anschläge auf Asylbewerberheime kann ich gut verstehen.

Skala „Wahrnehmung einer schwierigen wirtschaftlichen Lage“ (SWL)

- Ist Ihre eigene wirtschaftliche Lage in den letzten ein bis zwei Jahren ABL/NBL[a)] ... "schlechter geworden"?[b)]
- Ist die allgemeine wirtschaftliche Lage ABL/NBL [a)] in den letzten ein bis zwei Jahren ... "schlechter geworden"?[b)]
- Und wie wird es in einem Jahr sein? Erwarten Sie, daß die wirtschaftliche Lage ABL/NBL[a)] im allgemeinen dann ... "schlechter sein wird"?[c)]
- Wie beurteilen Sie zur Zeit Ihre eigene wirtschaftliche Lage? ... "schlecht"[d)]
- Wie beurteilen Sie ganz allgemein die heutige wirtschaftliche Lage ABL/NBL?[a)] ... "schlecht"[d)]
- Was glauben Sie, wie wird Ihre eigene wirtschaftliche Lage in einem Jahr sein? Erwarten Sie, daß Ihre eigene wirtschaftliche Lage dann ... "schlechter sein wird"?[c)]

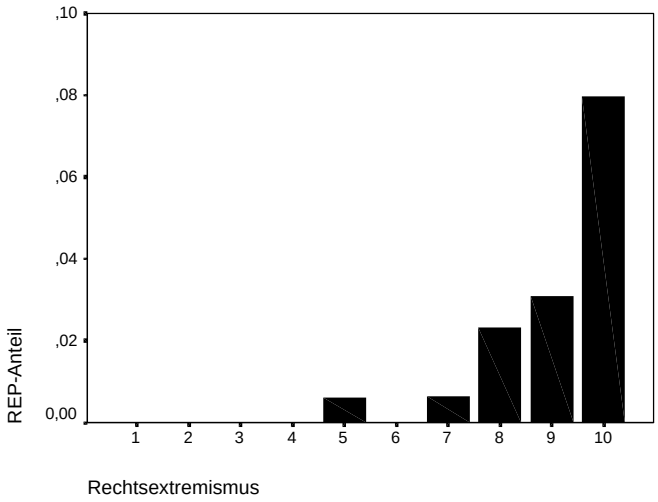
Skala „Politikverdrossenheit“ (PV)

- Die meisten Parteipolitiker sind vertrauenswürdige und ehrliche Menschen.
- Die Bundestagsabgeordneten bemühen sich um einen engen Kontakt zur Bevölkerung.
- Politiker kümmern sich darum, was einfache Leute denken.
- Ich vertraue den Parteien ...[e)]
- Ohne Berufspolitiker in den Parteien würde unser Land schlechter regiert werden.

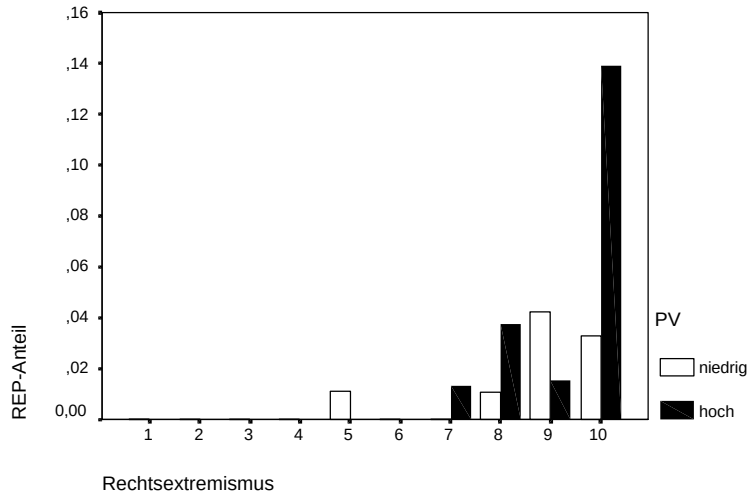
a) Fragetext: „in den Alten“ bzw. „in den Neuen Bundesländern“, je nachdem, wo befragt wurde.
b) Antworten / Kodierung: wesentlich besser geworden (1), etwas besser geworden (2), gleichgeblieben (3), etwas schlechter geworden (4), wesentlich schlechter geworden (5).
c) Antworten / Kodierung: wesentlich besser sein wird (1), etwas besser sein wird (2), gleichgeblieben sein wird (3), etwas schlechter sein wird (4), wesentlich schlechter sein wird (5).
d) Antworten / Kodierung: sehr gut (1), gut (2), teils gut/teils schlecht (3), schlecht (4), sehr schlecht (5).
e) Antworten / Kodierung: überhaupt nicht (1), eher nicht (2), teilweise (3), weitgehend (4), voll und ganz (5).

Abbildung 3: Die Wahlabsicht zugunsten der REP nach rechtsextremen Einstellungen

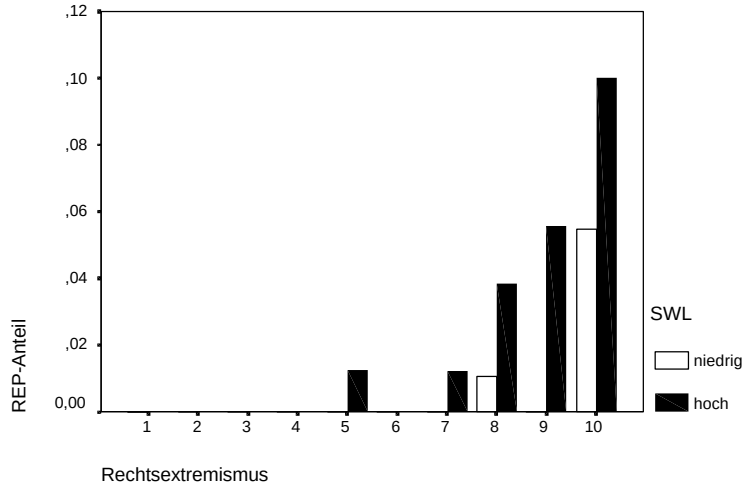
A. Insgesamt



B. Kontrolliert nach der Politikverdrossenheit



C. Kontrolliert nach der Wahrnehmung einer schwierigen wirtschaftlichen Lage



Der Zusammenhang zwischen Rechtsextremismus und REP-Wahlabsicht ist in Abbildung 3A dargestellt. Im Einklang mit unseren theoretischen Vorüberlegungen finden wir eine klare kurvilineare Beziehung in dem Sinne, daß die Wahlabsicht bei sehr hohem Rechtsextremismus überproportional zunimmt. Unterteilt man die Befragten zusätzlich nach hoher und niedriger Politikverdrossenheit (Abbildung 3B), so wird das kurvilineare Muster in der erstgenannten Gruppe noch ausgeprägter, während es bei niedriger Politikverdrossenheit möglicherweise auch wegen der geringen Fallzahlen etwas an Konturen verliert. Gleiches gilt für Abbildung 3C, wo die Beziehung zwischen REP-Wahlabsicht und erwarteter Wirtschaftslage veranschaulicht ist. In beiden Fällen legen die Daten einen Interaktionseffekt im linearen Regressionsmodell nahe. Da sich die Anteile der REP-Wähler aber auf einem sehr niedrigen Niveau bewegen, könnte gemäß unseren Vorüberlegungen im logistischen Modell bereits die Exponentenaddition ausreichen, um die divergierenden Anteile bei geringer und großer Politikverdrossenheit angemessen zu reproduzieren.

4.2 Logistische und lineare Regression

Im folgenden sollen nun die Bestimmungsgründe der Wahl extremistischer Parteien einem multivariaten empirischen Test unterzogen werden. Wir vermuten auch aufgrund der früheren Analysen, daß multiplikative Terme aus Rechtsskala und Unzufriedenheit im Rahmen linearer Regressionen signifikant werden, im Rahmen der logistischen aber nicht. In der Tabelle 2 sind schrittweise lineare und logistische Regressionsmodelle gegenübergestellt. Zunächst kann dabei festgehalten werden, daß in Übereinstimmung mit unseren theoretischen Erwartungen die logistischen Regressionsmodelle jeweils eine wesentlich höhere Erklärungskraft aufweisen (P^2 liegt in unseren Modellen immer höher als R^2).[9] Dies gilt um so mehr, als die bei den logistischen Regressionsmodellen berichtete Maßzahl P^2 in der Regel dazu tendiert niedrigere Werte anzunehmen als R^2. Die Erklärungskraft der linearen Regressionsmodelle kann zwar durch die Einführung quadratischer Ideologie-Terme noch geringfügig verbessert werden, doch wurde hierauf im Rahmen der vorliegenden Analyse verzichtet.

Ein Vergleich von linearen und logistischen Regressionsmodellen zeigt darüber hinaus die erwarteten Unterschiede hinsichtlich der Bedeutung der Interaktionsterme. Bei der Erklärung der Republikanerwahl werden im linearen Regressionsmodell beide multiplikativen Terme signifikant, während im logistischen Regressionsmodell beide Terme keinen signifikanten Erklärungsbeitrag leisten.

---

[9] P^2 ist definiert als $1\text{-}L_a/L_{k,}$ wobei L_a das zweifache Negative der Loglikelihood-Funktion des Modells mit allen Prädiktoren ist, während L_k der entsprechende Wert eines Modells ist, das nur die Regressionskonstante und keine Prädiktoren enthält (vgl. ausführlicher ***Kühnel/Jagodzinski/Terwey*** 1989: 61ff.).

Tabelle 2: Regression der Wahlabsicht zugunsten der Republikaner auf Rechtsextremismus, Politikverdrossenheit und Wahrnehmung einer schwierigen wirtschaftlichen Lage

	Lineare Regression				Logistische Regression			
	R^2	adj. R^2	ΔR^2	sign ΔR^2	Devianz	P^2	ΔP^2	sign ΔP^2
REX	2,4 %	2,3 %	2,4 %	,000	200,83	19,7 %	19,7 %	,000
+ PV	2,6 %	2,5 %	0,2 %	,051	196,61	21,4 %	1,7 %	,040
+ SWL	3,2 %	3,0 %	0,6 %	,002	189,03	24,4 %	3,0 %	,006
+ REX*PV	3,7 %	3,5 %	0,5 %	,003	187,20	25,1 %	0,7 %	,177
+ REX*SWL	4,3 %	4,0 %	0,6 %	,002	185,74	25,7 %	0,6 %	,226

Wir wollen den Grund dafür, daß die logistische im Unterschied zur linearen Regression ohne einen multiplikativen Term auskommt, nochmals anhand der realen Daten, aber in einem etwas einfacheren Regressionsmodell demonstrieren. Wir haben dazu die REP-Wahl einmal im linearen Regressionsmodell auf die Rechtsextremismus-Skala, die Politikverdrossenheit sowie einen Interaktionsterm aus Ideologie und Politikverdrossenheit zurückgeführt. Daneben haben wir das zugehörige logistische Regressionsmodell *ohne* Interaktionsterm geschätzt. Die Ergebnisse dieser Analysen sind in Abbildung 4 graphisch dargestellt, wobei der Verlauf der Regressionsfunktion für jede mögliche Ausprägung der fünfstufigen Politikverdrossenheits-Skala getrennt ausgewiesen wurde.

Die Kurvenverläufe in Abbildung 4B zeigen nochmals die bereits erwähnte Parallelverschiebung der logistischen Regressionsfunktion mit Variation der Politikverdrossenheit. Rechnerisch ergibt sie sich wie folgt: Die logistische Regressionsfunktion

$$pREP = 1 / (1 + \exp(-11{,}28 + 0{,}79*REX + 0{,}30*PV)),$$

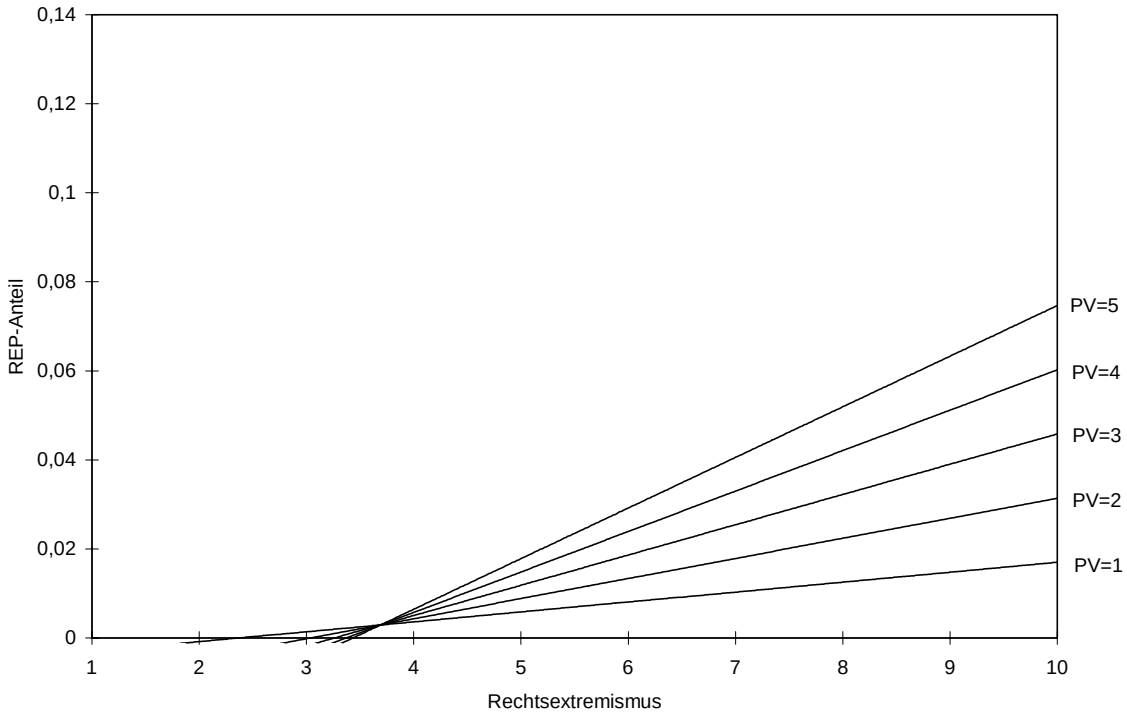
wird für PV=1:

$$pREP = 1 / (1 + \exp(-10{,}98 + 0{,}79*REX)) = 1 / (1 + \exp(-10{,}98)*\exp(0{,}79*REX)),$$

und für PV=5:

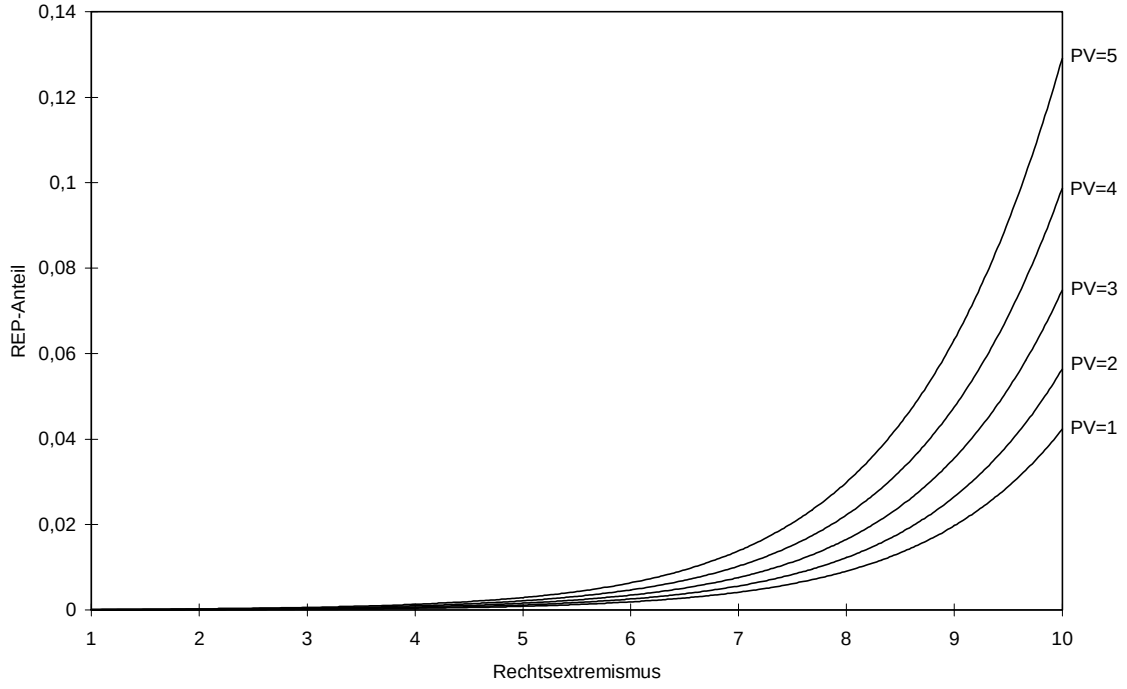
$$pREP = 1 / (1 + \exp(-9{,}78 + 0{,}79*REX)) = 1 / (1 + \exp(-9{,}87)*\exp(0{,}79*REX)).$$

Abbildung 4A: Lineare Regression der REP-Wahl auf Rechtsextremismus, Politikverdrossenheit und die Interaktion REX*PV



pREP = 0,003142 - 0,00005827*REX - 0,008442*PV + 0,002287*REX*PV

Abbildung 4B: Logistische Regression der REP-Wahl auf Rechtsextremismus und Politikverdrossenheit



$$pREP = \frac{1}{1 + e^{-(-11.28 + 0,79*REX + 0,30*PV)}}$$

Die Variation der Politikverdrossenheit führt also dazu, daß die Exponentialfunktion von REX mit einer anderen Konstanten multipliziert wird. Das ist gleichbedeutend mit einer *horizontalen* Verschiebung der Regressionsfunktion (vgl. ***Kühnel/Jagodzinski/Terwey*** 1989: 51).

Im linearen Regressionsmodell mit Interaktionsterm hingegen führt die Variation der Politikverdrossenheit zu einer Veränderung der Steigung der Regressiongeraden sowie zu einer vertikalen Verschiebung der gesamten Regressionsfunktion. Auch dies soll kurz mathematisch demonstriert werden. Die lineare Regressionsfunktion

pREP = 0,003142 - 0,00005827*REX - 0,008442*PV + 0,002287*REX*PV

liefert für PV=1:

pREP = -0,005300 + 0,00222873*REX,

und für PV=5:

pREP = -0,039068 + 0,01137673*REX

Bei Zunahme der Politikverdrossenheit bedingt der Haupteffekt eine *vertikale* Verschiebung der Regressionsgeraden nach unten und der Interaktionseffekt eine Erhöhung der Steigung.

Die logistische Regression kommt ohne multiplikativen Term aus, weil auch mit den realen Daten genau das passiert, was wir oben abstrakt beschrieben haben. Je politikzufriedener die Befragten, desto mehr wandert die logistische Kurve nach rechts, und desto weiter rechts beginnt daher auch der steile Anstieg der Kurve. Daher sagt das Modell für politikzu-friedene Rechtsextremisten (PV=1 und REX=10) eine REP-Wahlwahrscheinlichkeit von etwa 4 Prozent voraus, für politikverdrossene Rechtsextremisten (PV=5 und REX=10) dagegen eine solche von über 13 Prozent. Ob dieses Ergebnis die Hypothese von ***Falter*** und ***Klein*** bestätigt oder nicht, hängt natürlich davon ab, wie streng man ihren Begriff der notwendigen Bedingung interpretiert. Wer ihn so versteht, daß politikverdrossene Rechtsextreme mit erheblich größerer Wahrscheinlichkeit Republikaner wählen als politikzufriedene, wird sie in vollem Umfang als bestätigt ansehen. Wer ihn hingegen so liest, daß politikzufriedene Rechtsextreme gegenüber den Republikanern immun sind, wird darauf verweisen, daß ein immerhin nicht ganz zu vernachlässigender Prozentsatz dieser Personengruppe auch rechtsextrem wählt.

Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen lassen sich zwei Bedingungen formulieren, unter denen man in einem logistischen Regressionsmodell auch ohne multiplikative Terme gute Ergebnisse erzielt: multiplikative Terme sind nicht vonnöten, wenn sich die Interaktion schwerpunktmäßig in jenem Bereich abspielt, in dem sich die Steigung der logistischen

Funktion am stärksten verändert. Nur in diesem Fall führt die horizontale Verschiebung zu stark variierenden lokalen Steigungen der Regressionsfunktion. Zum zweiten gilt dies in um so stärkerem Maße, je ausgeprägter der *logistische* Verlauf der Regressionsfunktion ist. Sind den Haupteffeken nur sehr kleine Regressionsgewichte zugeordnet, so weist die Funktion einen nahezu linearen Verlauf auf, und der eben beschriebene Effekt kann nicht auf-treten.[10]

4.3 CHAID - eine Alternative?

Fassen wir kurz die Ergebnisse der bisher angestellten Überlegungen und Analysen zusammen. Das logistische Regressionsmodell ist jedenfalls dann das Analysemodell der ersten Wahl, wenn man seine Logik akzeptiert, weil es dann als Zufallsnutzenmodell gedeutet werden kann. Was das Zusammenwirken von Rechtsextremismus und Politikverdrossenheit anbelangt, so geht das von uns geschätzte Modell von der impliziten Annahme aus, daß bei Politikzufriedenen ein sehr viel höheres Maß an Rechtsextremismus erforderlich ist als bei Politikverdrossenen, damit sie sich zur Wahl der Republikaner entschließen - vielleicht ein so hohes Maß, daß es von niemandem oder kaum einem in dieser Personengruppe erreicht wird. Aber das ist nicht die einzig mögliche Sicht. Man kann auch postulieren, daß Politik-zufriedene unter keinen Umständen zu den Republikanern überlaufen, wie rechtsextrem sie auch sein mögen. Dann wäre zumindest das hier präsentierte logistische Modell nicht angemessen.

Es wäre auch dann suboptimal, wenn man relativ einfache Interaktionshypothesen hat und Meßfehler für nicht existent oder vernachlässigbar hält. Außerdem sind viele Interaktionseffekte im Rahmen logistischer Regressionsmodelle nicht oder nicht explizit schätzbar. Lineare Regressionsmodelle sind zwar insoweit flexibler, aber auch nicht flexibel genug. Besonders dann, wenn man zunächst nur diffuse Vorstellungen über die Interaktionsbeziehungen hat, erweist sich die Spezifikation im logistischen Modell als fast unmöglich, im Regressionsmodell als recht unhandlich. Kontrastgruppenbäume können hier aufgrund ihrer Einfachheit und ihrer geringen Modellannahmen und -voraussetzungen eine lohnenswerte Alternative oder Ergänzung zu den bislang besprochenen Modellen darstellen.

Wir wollen uns daher im folgenden mit dieser Möglichkeit der Datenanalyse etwas näher beschäftigen. Im Unterschied zu ***Falter*** und ***Klein***, die ihre Bäume ausschließlich auf der Grundlage theoretischer Plausibilitätserwägungen konstruieren, wollen wir hier ein statistisch etwas anspruchsvolleres Verfahren benutzen, die *Chi-Squared Automatic Interaction Detection* (CHAID) (vgl. ***Magidson*** 1981, 1982, 1988, 1993, 1994a, 1994b). Es muß an dieser Stelle genügen, den Grundgedanken dieses Verfahrens kurz zu beschreiben: Es han-

[10] Eine formale Begründung für diese Bedingungen wird im Anhang gegeben.

delt sich bei CHAID um ein kriterienbezogenes, Chi-Quadrat-basiertes Segmentationsverfahren, das nur kategoriale Variablen verarbeitet. Kriterienbezogen heißt in diesem Zusammenhang, daß die Segmente so gebildet werden, daß sie eine möglichst große Diskriminationskraft bezüglich der Kriteriumsvariablen aufweisen. Dadurch unterscheidet sich CHAID von anderen Segmentationsverfahren wie z. B. der Clusteranalyse. Die Segmente sind im Rahmen von CHAID als Kombinationen von bestimmten Ausprägungen der verschiedenen Prädiktor-variablen definiert. CHAID ist daher in besonderer Art und Weise geeignet, Interaktionen zwischen den verschiedenen Prädiktoren zu identifizieren, zumal auch sog. *nested interactions* aufgedeckt werden können, also Interaktionen, die nur in einer bestimmten Untergruppe der Gesamtpopulation auftreten.

CHAID verfährt wie folgt: CHAID kollabiert zunächst diejenigen Kategorien eines jeden Prädiktors, die sich hinsichtlich der Kriteriumsvariablen nicht signifikant voneinander unterscheiden. Je nachdem, ob es sich bei dem Prädiktor um ein nominal- oder ein ordinalskaliertes Merkmal handelt, kann dabei vorgegeben werden, ob alle Kategorien miteinander verschmolzen werden können (nominal) oder nur nebeneinanderliegende (ordinal). Wenn eine zusammengefaßte Kategorie aus drei oder mehreren Ursprungskategorien besteht, wird außerdem getestet, ob sich eine dieser Kategorien hinsichtlich der Kriteriumsvariablen signifikant von den anderen Ursprungskategorien unterscheidet und eventuell wieder aus der kollabierten Kategorie herausgenommen werden muß.

Danach identifiziert CHAID unter den vom Anwender vorgegebenen Prädiktoren denjenigen, der die größte Diskriminationskraft bezüglich der abhängigen (Kriteriums-)Variable besitzt. CHAID verwendet dabei ein einfaches Chi-Quadrat-Kriterium: Ausgewählt wird derjenige Prädiktor, der, wenn man ihn mit der Kriteriumsvariable kreuztabelliert, den Chi-Quadrat-Wert mit der geringsten Irrtumswahrscheinlichkeit aufweist. CHAID korrigiert dabei die Irrtumswahrscheinlichkeit des Chi-Quadrat-Wertes um den Effekt der Kategorienverschmelzung (sog. *Bonferroni-Korrektur*; vgl. ***Magidson*** 1994b: 120f.). Der so ausgewählte Prädiktor bildet dann die erste Stufe des von CHAID erstellten Baumdiagramms. Die nach der Kollabierung verbleibenden Kategorien teilen die Population in verschiedene Subgruppen auf.

In jeder der so definierten Subgruppen beginnt CHAID dann von neuem mit dem beschriebenen Segmentationsalgorithmus. Dabei kann CHAID für jeden „Ast“ eines Baumes unterschiedliche Prädiktoren zur weiteren Unterteilung heranziehen. CHAID beendet den Algorithmus, wenn sich entweder keine signifikante Zerlegung mehr finden läßt, oder aber die vom Benutzer vorzugebende Fallzahl, ab der eine Subgruppe nicht mehr weiter aufzusplitten ist,[11] unterschritten wird. CHAID stoppt den Algorithmus auch dann, wenn nach der

[11] Im folgenden Beispiel 50 Personen.

Aufteilung eine - ebenfalls vom Anwender vorzugebende - Mindestfallzahl[12] unterschritten wird.

In Abbildung 5 sind die Ergebnisse des CHAID-Segmentationsalgorithmus für die hier in Rede stehenden westdeutschen Republikanerwähler dokumentiert. Der erklärungskräftigste Prädiktor ist die Rechtsextremismus-Skala. CHAID kollabiert dabei die ersten 7 Stufen dieser Skala zur ersten Kategorie und faßt die Skalenwerte 8 und 9 zur zweiten Kategorie zusammen, während die Ursprungskategorie 10 unverändert bleibt. Im ersten (und größten) Segment liegt der Republikaner-Anteil bei vernachlässigbaren 0,2%, im zweiten Segment beträgt er 2,7% und im drittten schließlich 8,0%. Ganz offensichtlich gilt, daß nur Personen mit einem halbwegs geschlossenen rechtsextremen Weltbild zur Wahl der Republikaner neigen, während der REP-Anteil ansonsten nahezu 0 beträgt. Ein Einfluß der Wahrnehmung einer schwierigen wirtschaftlichen Lage läßt sich in keiner Subgruppe nachweisen. Ein weiterer wichtiger Befund, den der CHAID-Algorithmus liefert, ist in der Tatsache zu sehen, daß die Politikverdrossenheit nur im dritten, rechtsextremsten Segment einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag erbringt: Es zeigt sich, daß selbst Rechtsextreme nur dann in deutlich erhöhtem Maß zur Wahl der Republikaner neigen, wenn sie gleichzeitig politikverdrossen sind. Rechtsextreme, die nicht politikverdrossen sind, wählen zu 0% die Republikaner. Das Ergebnis stimmt insofern mit den Ergebnissen der logistischen Regression überein, als wir auch dort größere Differenzen zwischen Politikverdrossenen und -zufriedenen erst in der zehnten Kategorie der Extremismusvariablen schätzen. Die CHAID-Analyse würde es allerdings nahelegen, nur drei Stufen von Politikverdrossenheit zu unterscheiden, nämlich stark, mäßig und nicht politikverdrossen.

Die Ergebnisse zeigen aber auch einen gewissen Nachteil der exploratorischen Vorgehensweise im Vergleich zu den restriktiveren Regressionsmodellen. In der CHAID-Analyse erschiene es nicht als Widerspruch, wenn wir auf mittlerem Rechtsextremismus-Niveau einen nennenswerten Anteil von REP-Wählern fänden, auf dem höchsten Niveau dagegen in der Subgruppe der Politikzufriedenen einen sehr niedrigen. Mit den Modellannahmen der logistischen Regression wäre das nur vereinbar, wenn diese letztgenannte Gruppe auch auf mittlerem Niveau sehr niedrige REP-Anteile aufwiese, weil die logistische Funktion nun mal monoton steigen muß. Abweichungen von diesem Kurvenverlauf müßten auf das Wirken von Meß- oder Stichprobenfehlern oder auf nicht gemessene Drittvariablen zurückgeführt werden. In der Tat wäre es schwer einzusehen, weshalb mit steigendem Rechtsextremismus die REP-Wahlwahrscheinlichkeit wieder abnimmt, es sei denn, es existierten verschiedene

[12] Im folgenden Beispiel 25 Personen.

Gruppen von Rechtsextremisten. CHAID mag also, wie andere explorative Verfahren auch, dazu verführen, theoretisch bedeutsame Restriktionen außer Acht zu lassen.

Um diesen Nachteil wettzumachen, bietet es sich an, die Ergebnisse der CHAID-Analyse nochmals in einem restriktiveren Analysemodell zu überprüfen. Man muß dabei allerdings beachten, daß infolge der vorgeschalteten explorativen Strategie die Irrtumswahrscheinlichkeiten falsch berechnet werden. Uns scheint eine naheliegende Konsequenz aus der CHAID-Analyse zu sein, nur noch die schon erwähnten drei Grade von Politikverdrossenheit zu unterscheiden und für die Politikzufriedenen einen Interaktionseffekt zu modellieren. Die CHAID-Analyse läßt es immerhin möglich erscheinen, daß die Politikzufriedenen gegenüber den Republikanern völlig immun sind. Die Schätzung eines logistischen Regressionsmodells unter Verwendung der nach Maßgabe der CHAID-Befunde recodierten Politikverdrossenheitsskala bestätigt diese Überlegungen (vgl. Abbildung 6). Der multiplikative Term aus Rechtsextremismus und Politikverdrossenheit ist nunmehr signifikant und bewirkt eine unterschiedliche Verlaufsform der Regressionsfunktion in den verschiedenen Politikverdrossenheitsgruppen: Bei den Politikzufriedenen (PV=1) verläuft die Funktion nahezu linear mit einer Steigung nahe null, d.h. Politikzufriedene wählen auch dann nicht die Republikaner, wenn sie stark rechtsextrem sind. Für die beiden anderen Gruppen gilt, daß je ausgeprägter die Politikverdrossenheit, desto ausgeprägter die logistische Verlaufsform der Regressionsfunktion. Diese Befunde deuten nochmals darauf hin, daß Rechtsextremismus tatsächlich nur in Verbindung mit Unzufriedenheit zur Wahl der Republikaner prädisponiert. Das Pseudo R^2 steigt dabei durch die Recodierung der Politikverdrossenheitsskala und die Hereinnahme des Interaktionsterms von 19,4% im exponenten-additiven Ursprungsmodell mit fünfstufiger Politikverdrossenheitsskala auf 23,6%.

Abbildung 5: Eine CHAID-Segmentation der Wähler der Republikaner

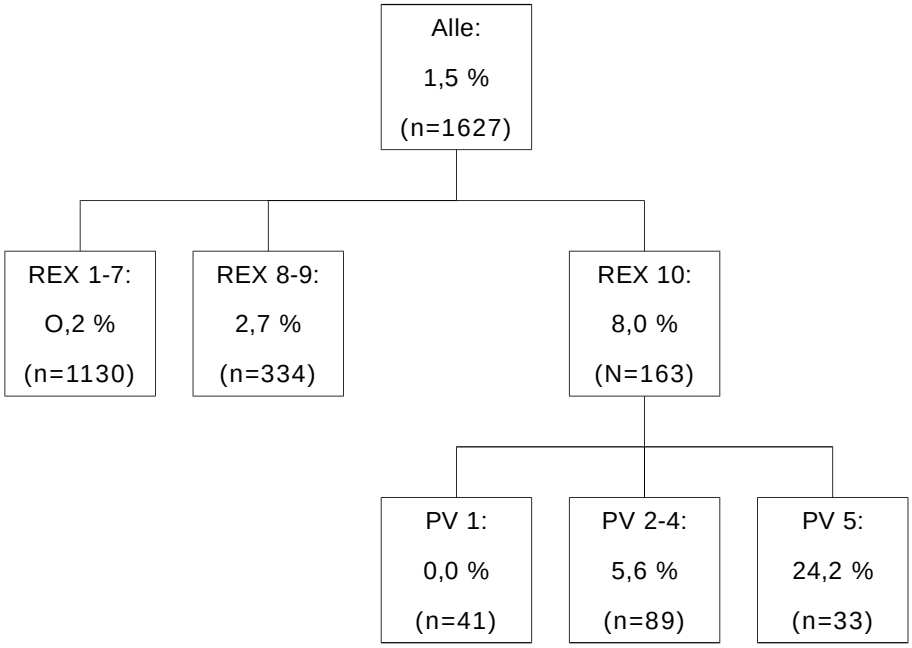
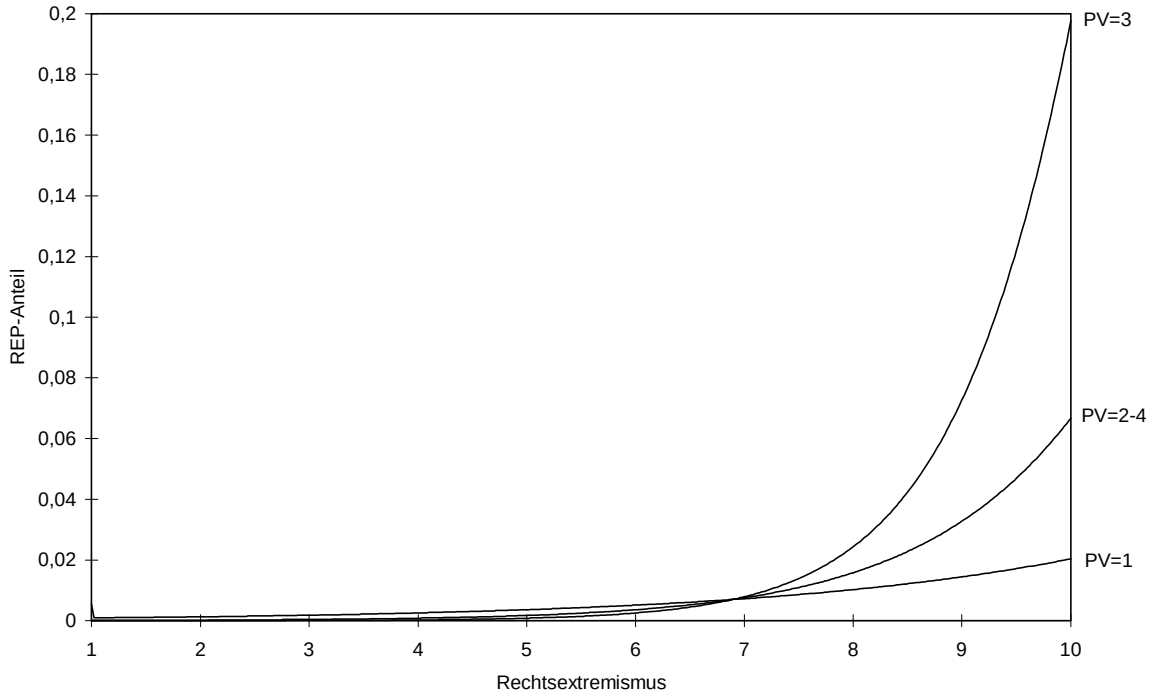


Abbildung 6: Logistische Regression der REP-Wahl auf Rechtsextremismus und die nach Maßgabe der CHAID-Befunde recodierte Politikverdrossenheitsskala



$$pREP = \frac{1}{1 + e^{-(-4,6261 - 0,0485 * REX - 2,7412 * PV + 0,3978 * REX * PV)}}$$

5. Zusammenfassung

Wir haben in diesem Beitrag die Spezifikation von Interaktionseffekten in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID untersucht. Dabei haben wir vorgeschlagen, begrifflich scharf zwischen multiplikativen Termen und Interaktionseffekten zu differenzieren. Zwar entsteht durch die Multiplikation zweier Variablen regelmäßig ein Interaktions-term, doch nicht jede Interaktion ist als Multiplikation darstellbar.

Sozialwissenschaftliche Theorien postulieren in der Regel nicht nur die Existenz einer Interaktion, sie geben auch deren Richtung vor. Läßt sich eine solche Hypothese als Verschiebung von latenten Reaktionsschwellen deuten, so ist eine Überprüfung im exponenten-additiven logistischen Modell möglich. Da Theorien die mathematische Form der Interaktion selten spezifizieren und dementsprechend vielfältige Formen der Interaktion möglich sind, kommt man häufig nicht ohne exploratorische Datenanalysen aus. Dafür ist die logistische Analyse wenig geeignet. Lineare Regressionsmodelle sind bei der Spezifikation von Interaktionsbeziehungen etwas flexibler, aber auch sie sind nicht optimal. Sofern die Theorie die Struktur der Interaktionsbeziehungen nur partiell fixiert, sind explorative Datenanalysen mit CHAID hilfreich. Allerdings sollte die deskriptive Analyse nur Grundlage für die Spezifikation restriktiverer theoretischer Modelle sein, die im Falle von Discrete-Choice-Theorien in der logistischen Regression erfolgen kann.

Was die inhaltliche Seite anbelangt, so hat sich gezeigt, daß der Rechtsextremismus allein zur Republikanerwahl nicht disponiert. Die Republikaner werden auch von stark rechtsextremistischen Personen in nennenswertem Umfang nur dann gewählt, wenn diese politikverdrossen sind. Wenn der im einleitenden Teil beschriebene Wahrnehmungsfilter jedenfalls in der 94er Wahl nicht klarer zugunsten der Republikaner gewirkt hat, so vermutlich deshalb, weil es den Republikanern glücklicherweise nicht gelungen ist, die rechtsorientierten Wähler aus ihren traditionalen Parteibindungen herauszulösen. Wird das unterschiedliche Wahlverhalten auf niedrigem, mittlerem und hohem Niveau der Politikverdrossenheit im logistischen Modell durch multiplikative Terme modelliert, so wird die Modellanpassung nochmals verbessert. Unsere Ergebnisse modifizieren insoweit die Analysen von ***Falter***, ***Klein*** und ***Schumann***.

Anhang:

Die oben angestellten Überlegungen, lassen sich auch formal nachvollziehen (vgl. ***dazu Hanushek/Jackson*** 1977; ***Long*** 1987). Wir wollen zunächst zeigen, unter welchen Bedingungen der Rechtsextremismus REX die stärksten Wirkungen auf die Wahlabsicht hat. Wir bilden zu diesem Zweck die partielle Ableitung der Funktion

(A1) $$pREP_i = \frac{1}{1 + e^{-(a + b_1 REX_i + b_2 PV)}}$$

nach REX:

(A2) $$\frac{\partial\ pREP}{\partial\ REX} = b_1 pREP(1 - pREP)$$

Die Wirkung, die von einer Veränderung des Rechtsextremismus auf die Wahrscheinlichkeit der Wahl der Republikaner ausgeht, ist folglich von dem Regressionskoeffizienten b_1 und der Ausgangswahrscheinlichkeit pREP abhängig: je größer b_1, desto größer ist der Effekt einer Veränderung von REX auf pREP. Gleichzeitig gilt, daß je näher die Ausgangswahrscheinlichkeit bei 0,0 oder 1,0 liegt, desto geringer fällt der Effekt einer Veränderung von REX auf pREP aus. Maximal ist der Effekt bei einer Ausgangswahrscheinlichkeit von 0,5, da hier die Steigung der logistischen Regressionsfunktion am größten ist.

Da die partielle Ableitung von pREP nach REX in der beschriebenen Weise von pREP abhängt, pREP selbst aber wiederum eine Funktion *aller* unabhängigen Variablen ist, besteht im logistischen Regressionsmodell eine *implizite Interaktion* zwischen den unabhängigen Variablen. Der Effekt, der von einer unabhängigen Variable auf die abhängige Variable ausgeht, ist abhängig von den Ausprägungen aller anderen unabhängigen Variablen. Konkret in unserem Beispiel heißt das: Der Effekt des Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner ist abhängig von der Politikverdrossenheit. Formal wird dieser implizite Interaktionseffekt durch die gemischt partielle Ableitung 2. Ordnung beschrieben:

(A3) $$\frac{\partial^2\ pREP}{\partial\ REX\,\partial\ PV} = b_1 b_2 pREP(1 - pREP)(1 - 2\,pREP)$$

Die Stärke dieses Interaktionseffekts hängt von b_1, b_2 und pREP ab. Je größer b_1 und b_2, d.h. je ausgeprägter der logistische Verlauf der Regressionsfunktion, desto stärker die implizite Interaktion. Dies deckt sich mit unseren oben angestellten Überlegungen. Zudem gilt, daß der Interaktionseffekt dort am stärksten ist, wo pREP(1-pREP)(1-2pREP) maximal ist. Die notwendige Bedingung für ein solches Maximum ist:

(A4) $$\frac{d\ pREP(1 - pREP)(1 - 2\,pREP)}{d\ pREP} \overset{!}{=} 0$$

Löst man diese Gleichung auf, so ergeben sich zwei Extremwerte: für p=0,211 ein Maximun und für p=0,789 ein Minimum. Bei einer Ausgangswahrscheinlichkeit von 0,211 ist also ein impliziter positiver Interaktionseffekt maximal, während bei einer Ausgangswahrscheinlichkeit von p=0,789 eine implizite Interaktion mit negativen Vorzeichen maximal wird.

Wir zeigen schließlich, daß die impliziten Interaktionen dort am stärksten sind, wo die Steigung der logistischen Regressionsfunktion der größten Veränderung unterliegt. Dazu müssen wir die partielle Ableitung 2. Ordnung nach dem Rechtsextremismus betrachten, die die Veränderung der Steigung des Funktionsverlaufs beschreibt:

$$\text{(A5)} \quad \frac{\partial^2 pREP}{\partial REX^2} = b_1^2 \, pREP(1 - pREP)(1 - 2\,pREP)$$

Wie man sieht, hat diese Funktion bei gegebenem b_1 genau dort ihr Maximum, wo auch der Interaktionseffekt sein Maximum erreicht.

Bezieht man diese Ergebnisse auf die empirische Analyse zurück, so erkennt man, daß die Bedingungen für die Irrelevanz eines expliziten Interaktionsterms gegeben sind. Die Ausgangswahrscheinlichkeit liegt bei den REP unter 0,5, also in dem Bereich, in dem ein positiver Interaktionseffekt implizit geschätzt wird.

Literaturverzeichnis:

Falter, Jürgen W. in Zusammenarbeit mit ***Markus Klein***, 1994: Wer wählt rechts? Die Wähler und Anhänger rechtsextremistischer Parteien im vereinigten Deutschland. München: C.H. Beck.

Fuchs, Dieter / Kühnel, Steffen M., 1994: Wählen als rationales Handeln: Anmerkungen zum Nutzen des Rational-Choice-Ansatzes in der empirischen Wahlforschung. In: ***Klingemann, Hans-Dieter / Kaase, Max*** (Hrsg.): Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990. Opladen: Westdeutscher Verlag (= Schriften des Zentralinstituts für sozialwissenschaftliche Forschung der Freien Universität Berlin, Bd. 72), S. 305-364.

Hanushek, Eric A. / Jackson, John E., 1977: Statistical Methods for Social Scientists. Orlando u.a.: Academic Press.

Jagodzinski, Wolfgang / Friedrichs, Jürgen / Dülmer, Hermann, 1996: Bestimmungsgründe der Wahlbeteiligung und der Wahl rechtsextremistischer Parteien - Ergebnisse von Aggregatdatenanalysen zweier deutscher Großstädte. In: ***Gabriel, Oscar W. / Falter, Jürgen W.*** (Hrsg.): Wahlen und politische Einstellungen in westlichen Demokratien. Frankfurt/Bern: Peter Lang, S. 119-148.

Jagodzinski, Wolfgang / Kühnel, Steffen M., 1990: Zur Schätzung der relativen Effekte von Issueorientierungen, Kandidatenpräferenz und langfristiger Parteibindung auf die Wahlabsicht. In: ***Schmitt, Karl*** (Hrsg.): Wahlen, Parteieliten, politische Einstellungen. Frankfurt am Main u.a.: Peter Lang, S. 5-63.

Kass, G. V., 1980: An Exploratory Technique for Investigating Large Quantities of Categorical Data. In: Applied Statistics, 29, S. 119-127.

Klein, Markus / Falter, Jürgen W., 1996a: Die Wähler der Republikaner zwischen sozialer Benachteiligung, rechtem Bekenntnis und rationalem Protest. In: ***Gabriel, Oscar W. / Falter, Jürgen W.*** (Hrsg.): Wahlen und politische Einstellungen in westlichen Demokratien. Frankfurt/Bern: Peter Lang, S.149-173.

Klein, Markus / Falter, Jürgen W., 1996b: Die dritte Welle rechtsextremer Wahlerfolge in der Bundesrepublik Deutschland. In: ***Falter, Jürgen W. / Jaschke, Hans-Gerd / Winkler, Jürgen R.*** (Hrsg.): Rechtsextremismus. Ergebnisse und Perspektiven der Forschung. (Sonderheft 1996 der Politischen Vierteljahresschrift). Opladen: Westdeutscher Verlag, S. 288-312.

Kühnel, Steffen / Jagodzinski, Wolfgang / Terwey, Michael, 1989: Teilnehmen oder Boykottieren: Ein Anwendungsbeispiel der binären logistischen Regression mit SPSSx. In: ZA-Information, 25, S. 44-75.

Long, J. Scott, 1987: A Graphical Method for the Interpretation of Multinomial Logit Analysis. In: Sociological Methods & Research, 15, S. 420-446.

Magidson, Jay, 1981: Qualitative Variance, Entropy, and Correlation Ratios for Nominal Dependent Variables. In: Social Science Research, 10, S. 177-194.

Magidson, Jay, 1982: Some Common Pitfalls in Causal Analysis of Categorical Data. In: Journal of Marketing Research, 19, S. 461-471.

Magidson, Jay, 1988: Improved Statistical Techniques for Response Modeling. Progression behind Regression. In: Journal of Direct Marketing, 2, S. 6-18.

Magidson, Jay, 1993: SPSS for Windows CHAID Release 6.0, Chicago: SPSS Inc.

Magidson, Jay, 1994a: Multivariate Statistical Models for Categorical Data. In: ***Bagozzi, Richard P***. (ed.): Advanced Methods of Marketing Research. Cambridge/Massachusetts: Blackwell Publishers, S. 79-117.

Magidson, Jay, 1994b: The CHAID Approach to Segmentation Modeling: CHI-Squared Automatic Interaction Detection. In: ***Bagozzi, Richard P.*** (ed.): Advanced Methods of Marketing Research. Cambridge/Massachusetts: Blackwell Publishers, S. 118-159.

Maier, G. / Weiss, P., 1990: Modelle diskreter Entscheidungen. Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Wien: Springer.

McFadden, D., 1974: Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. In: ***Zarembka, P.*** (ed.): Frontiers in Econometrics. New York: Academic Press, S. 105-142.

McFadden, D., 1979: Quantitative Methods for Analysing Travel Behavior of Individuals: Some Recent Developments. In: ***Hensher, D.A. / Stopher, P.R.*** (eds.): Behavioral Travel Modeling. London: Croom Helm, S. 279-318.

Schumann, Siegfried, 1997: Unzufriedenheit und Bindungslosigkeit als Ursache für die Neigung zur Wahl extremer Parteien und zur Stimmenthaltung. Unveröffentlichtes Manuskript. Erscheint im von ***Max Kaase*** und ***Hans-Dieter Klingemann*** herausgegebenen Band zur Bundestagswahl 1994.

Urban, Dieter, 1993: LOGIT-Analyse. Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen. Stuttgart/Jena/New York: Gustav Fischer Verlag.