

Rechtsextreme Einstellungen, Politikverdrossenheit und die Wahl der Republikaner: zur Rolle von Interaktionseffekten in Logit-Modellen allgemein und in einem speziellen empirischen Fall ; eine Stellungnahme zu Wolfgang Jagodzinski und Markus Klein (1997)

Schumann, Siegfried; Hardt, Jochen

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:

Schumann, S., & Hardt, J. (1998). Rechtsextreme Einstellungen, Politikverdrossenheit und die Wahl der Republikaner: zur Rolle von Interaktionseffekten in Logit-Modellen allgemein und in einem speziellen empirischen Fall ; eine Stellungnahme zu Wolfgang Jagodzinski und Markus Klein (1997). *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 42, 85-97. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199902>

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.

Rechtsextreme Einstellungen, Politikverdrossenheit und die Wahl der Republikaner.

Zur Rolle von Interaktionseffekten in Logit-Modellen allgemein und in einem speziellen empirischen Fall.

Eine Stellungnahme zu *Wolfgang Jagodzinski* und *Markus Klein* (1997)

von *Siegfried Schumann* und *Jochen Hardt*¹

Zusammenfassung

*In der logistischen Regression wird die abhängige Variable in unterschiedlichen Transformationen geschätzt: Logits, Odds und Wahrscheinlichkeiten. Diese sind nicht-linear verknüpft. Vor diesem Hintergrund wird die von **Jagodzinski** und **Klein** in der ZA-Information 41 vertretene Auffassung, in logistischen Regressionen würde eine bestimmte Art von Interaktionen "implizit" mitgeschätzt, diskutiert. Im Zuge der Argumentation wird deutlich, daß bei sozialwissenschaftlichen Fragestellungen nicht alle berechenbaren Koeffizienten bzw. Kennzahlen interpretiert werden sollten. Die alternative Schätzung von Interaktionseffekten mittels CHAID-Segmentationen birgt Probleme. Inhaltlich ergibt die Analyse: Die Neigung zur Wahl der Republikaner im Jahre 1994 läßt sich in erster Linie durch rechtsextreme Einstellungen erklären. Ein zusätzlicher Erklärungsbeitrag von Politikverdrossenheit ist gering. Für die Behauptung, nur das Zusammenwirken dieser beiden Variablen bedinge eine Neigung zur Republikanerwahl, finden sich keine Anhaltspunkte.*

Abstract

*In logistic regression analysis the dependent variable is estimated in different transformations: logits, odds and probabilities. The links are non-linear. The interactional consequences of these conditions, as suggested by **Jagodzinski** and **Klein** (ZA-Information 41)*

¹ Dr. **Siegfried Schumann** ist Akademischer Rat an der Johannes Gutenberg-Universität, Institut für Politikwissenschaft, 55099 Mainz. Dr. **Jochen Hardt** ist wissenschaftlicher Angestellter an der Klinik für psychosomatische Medizin und Psychotherapie der Johannes Gutenberg-Universität, 55101 Mainz.

are discussed. In the course of argumentation it turns out that in social science not all coefficients that can be calculated should also be interpreted. CHAID-Segmentation as an alternative procedure to estimate interactions also involves certain problems. As a substantial finding we show that the tendency to vote for 'Republikaner' in 1994 is mainly explained by right-wing attitudes. The additional explanatory power of political disaffection is only of minor importance. No evidence is found that the exclusive combination of both variables causes the tendency to vote for 'Republikaner'.

1. Vorbemerkung

In ihrem Aufsatz "Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID. Zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner" weisen **Jagodzinski** und **Klein** auf eine Eigenschaft von Logit-Modellen hin, die als das "implizite Mitschätzen" von Interaktionseffekten bezeichnet wird. Sie schlagen dabei eine Definition des Begriffs "Interaktionseffekt" im Rahmen von Logit-Modellen vor, die wir für diskussionswürdig erachten. Ferner schließen wir uns inhaltlich der Interpretation ihrer empirischen Forschungsergebnisse, was die Feststellung eines Interaktionseffekts zwischen rechtsextremen Einstellungen und Politikverdrossenheit bei der Erklärung der Wahl der Republikaner betrifft, nicht uneingeschränkt an. Beide Punkte wollen wir im folgenden genauer ausführen.

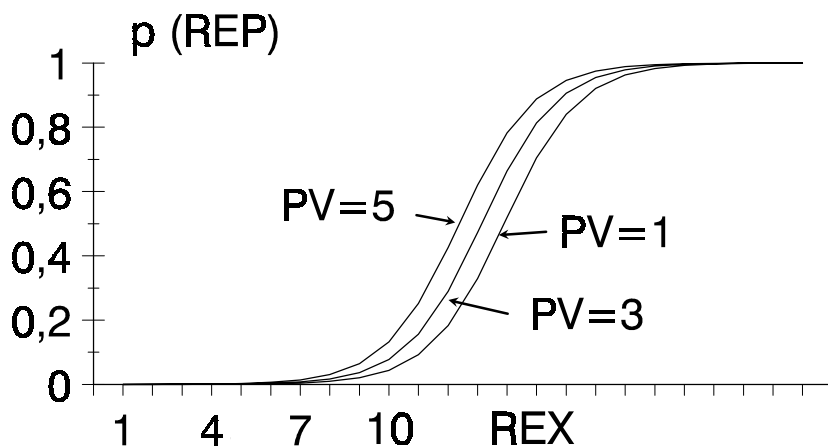
2. Zur Definition des Begriffs "Interaktionseffekt" in Logit-Modellen

Jagodzinski und **Klein** sprechen dann von einer Interaktion zwischen den Variablen X_i und X_j , "... wenn X_i bei variierenden Werten der Variablen X_j unterschiedlich stark auf die abhängige Variable wirkt" (a.a.O.: 40). Ausgehend von dieser Definition zeigen sie einen Interaktionseffekt der Einflußvariablen "rechtsextreme Einstellungen" (REX) und "Politikverdrossenheit" (PV) bei der Erklärung der abhängigen Variablen "Wahl der Republikaner" (REP). Sie rechnen hierzu ein Logit-Modell mit der Auftretenswahrscheinlichkeit der Republikanerwahl (p (REP)) als abhängiger Variable. Graphisch dargestellt ergibt sich dabei das in Tafel 1 gezeigte Bild.

Man sieht, daß beispielsweise für eine Veränderung des Wertes der Einflußvariablen REX von "9" auf "10" je nach Ausprägung der zweiten Einflußvariablen PV *unterschiedliche* Veränderungen für die abhängige Variable p (REP) geschätzt werden. Im Sinne der obigen Definition wird damit ein Interaktionseffekt abgebildet. Wir halten es jedoch für problematisch, in diesem Fall von einem Interaktionseffekt zu sprechen. Bevor wir dies näher begründen, möchten wir das Verfahren der Logit-Analyse in den Teilen, die für unsere Argumentation wichtig sind, kurz rekonstruieren.

Tafel 1: Wahrscheinlichkeit der Republikaner-Wahl in Abhängigkeit von Rechts-extremismus (REX) und Politikverdrossenheit (PV).

Nach *Jagodzinski / Klein*, 1997, S. 40.

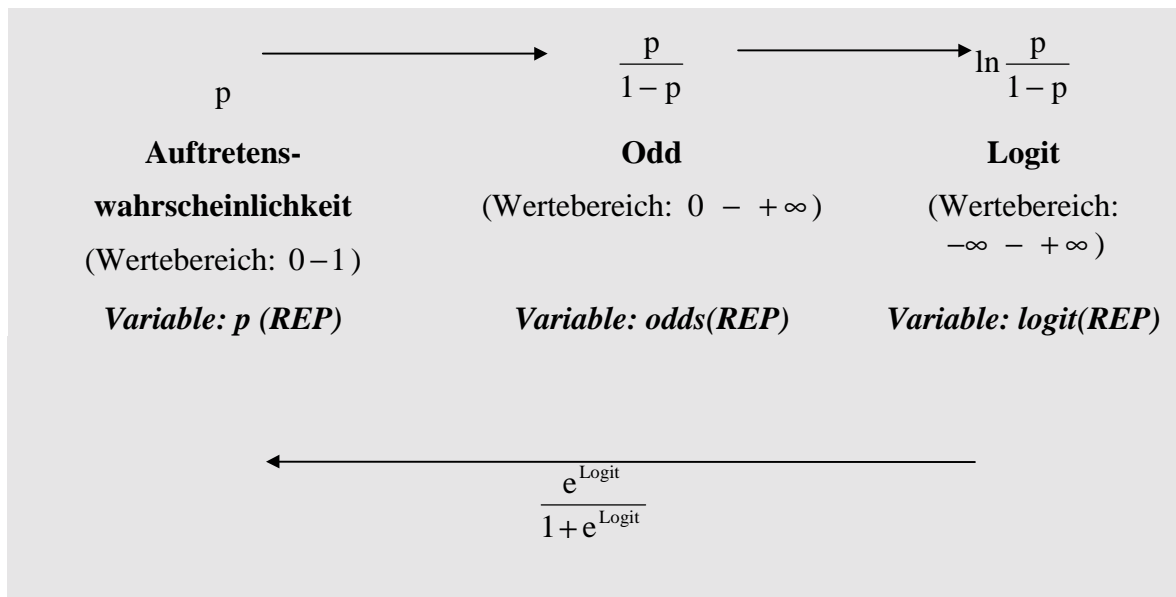


3. Rekonstruktion der binären Logit-Analyse mit einer Einflußvariablen

Bei der binären Logit-Analyse (im folgenden kurz "Logit-Analyse" genannt) werden die Werte der abhängigen Variablen in drei unterschiedlichen Transformationen betrachtet, nämlich in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten ($p(\text{REP})$), der Odds ($\text{odds}(\text{REP})$) und der Logits ($\text{logit}(\text{REP})$). Tafel 2 demonstriert dies. Die Werte der abhängigen Variable können wie dort dargestellt umgerechnet werden. Für eine Auftretenswahrscheinlichkeit von "0.9" ergibt sich beispielsweise ein Wert von "9" für die Odds und ein Wert von "2.1972" für die Logits. Der Wertebereich der abhängigen Variablen liegt für die Auftretenswahrscheinlichkeiten zwischen null und eins, für die Odds zwischen null und plus unendlich und für die Logits zwischen minus unendlich und plus unendlich.

Es ist unmittelbar einsichtig, daß es sich hierbei um nichtlineare Transformationen handelt². Wir werden auf diesen Sachverhalt zurückkommen.

2 Betrachtet man die geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeit als ratioskalierte Variable, so sind die vorgenommenen Transformationen nicht strukturtreu. Selbst gleiche Abstände, die für eine strukturtreue Transformation auf Intervallskalenniveau, dem "nächstniedrigeren" Skalenniveau, erhalten bleiben müßten, werden in unterschiedlich große Abstände transformiert. Zwei Befragtenpaare beispielsweise, die hinsichtlich der *Auftretenswahrscheinlichkeit* für die Wahl der Republikaner gleich weit auseinander liegen (etwa 0.2 vs. 0.3 für das erste Befragtenpaar und 0.6 vs. 0.7 für das zweite), weisen bezüglich ihrer *Logit-Werte* durchaus unterschiedliche Differenzen auf (nämlich -1.3863 vs. -0.8473 und 0.4055 vs. 0.8473). Entsprechendes gilt für die Odds. Hinsichtlich ein und desselben Merkmals im empirischen Relativ können aber die betrachteten Personenpaare (die ja unverändert bleiben!) nicht gleichzeitig "gleich weit" und "ungleich weit" auseinander liegen. Dies zeigt exemplarisch, daß durch die Transformationen die abhängige Variable nicht nur in unterschiedlichen Formen dargestellt wird, sondern daß sich durch die vorgenommenen Veränderungen der Metrik auch jeweils ihre (empirisch interpretierbaren) Eigenschaften verändern.

Tafel 2: Zur Transformation der abhängigen Variablen im Logit-Modell.

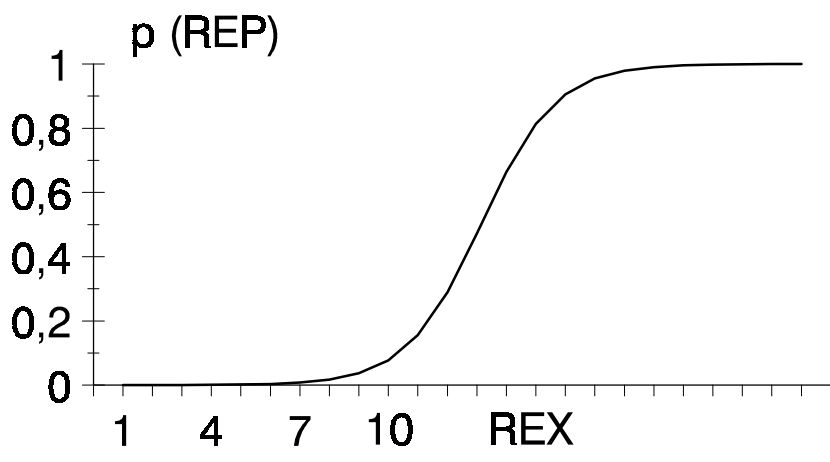
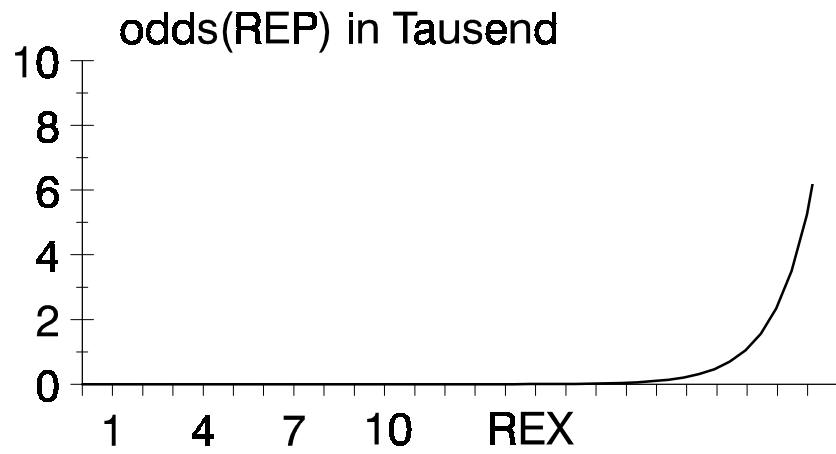
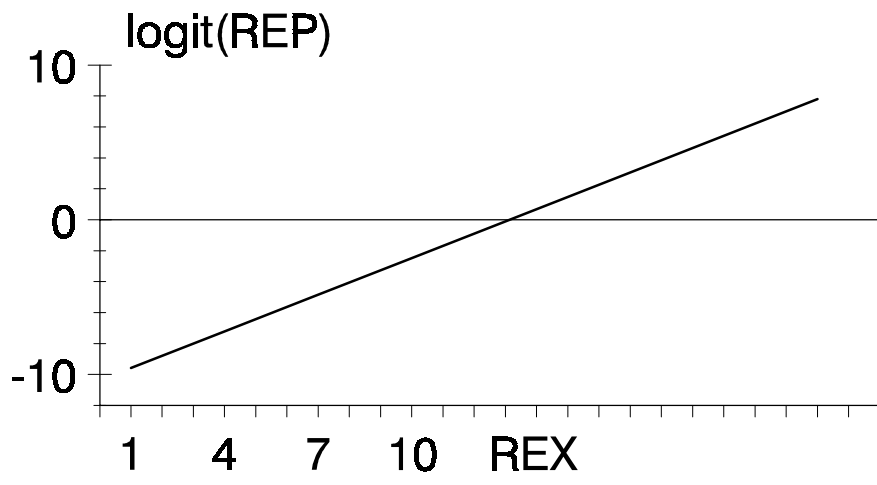
Geschätzt wird in der Logit-Analyse nur eine einzige Gleichung, nämlich die mit der abhängigen Variablen in Logit-Form. Die Link-Funktion ist in diesem Fall linear, d.h. das Ergebnis der Analyse kann (fast)³ wie das Ergebnis einer linearen Regression interpretiert werden. Tafel 3 (oben) zeigt dies. In der geschätzten Prognosegleichung "logit(REP) = 0.78*REX - 10.26" bezeichnet der (unstandardisierte) Logit-Koeffizient "0.78" die Steigung der Geraden und "-10.26" deren Schnittpunkt mit der y-Achse.

Alle übrigen Koeffizienten werden aus der oben genannten Gleichung (durch Transformation) *errechnet*. Tafel 3 demonstriert das Ergebnis graphisch. In den drei Teilabbildungen sind auf der x-Achse jeweils die Werte für die Einflußvariable REX abgetragen und auf der y-Achse die Werte für die abhängige Variable in Logit-Form (oben), in Form der Odds (Mitte) und in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten (unten). Dabei ändern sich natürlich die Link-Funktion und damit die interpretierbaren Koeffizienten.

Die Bedeutung des (unstandardisierten) Logit-Koeffizienten, der sich auf logit(REP) - also die Logits - bezieht, wurde bereits besprochen. Auf die abhängige Variable odds(REP) - also auf die Odds - bezieht sich der (unstandardisierte) Effektkoeffizient. Er besagt, mit welchem Faktor der für einen beliebigen Wert der Einflußvariablen REX geschätzte "Ausgangswert" von odds(REP) multipliziert werden muß, wenn der Wert der Einflußvariablen REX um eine Einheit steigt und man den dazugehörigen neuen Schätzwert für

3 Allerdings treten "empirisch" nur die Grenzwerte plus unendlich und minus unendlich auf, was eine OLS-Schätzung unmöglich macht. Im Gegensatz zur Dummyregression (die auch mit nur zwei empirisch auftretenden Werten - in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten - arbeitet) wird jedoch vermieden, daß "unmögliche Werte" (kleiner als null oder größer als 1) geschätzt werden.

Tafel 3: Logits, Odds und Wahrscheinlichkeiten (p) für die Republikaner-Wahl in Abhängigkeit von Rechtsextremismus (REX).



odds(REP) ermitteln möchte⁴. Beispielsweise wird für einen REX-Wert von 9 der Odds-Wert "0.039" geschätzt und für einen REX-Wert von 10 ein Odds-Wert von $(0.039 * e^{0.78})$, also "0.085".

Benutzt man p (REP) - also die Auftretenswahrscheinlichkeit - als abhängige Variable, dann können keine leicht interpretierbaren Koeffizienten mehr gebildet werden. Den bisher besprochenen Koeffizienten entsprechen am ehesten prozentuale Veränderungsrate, die die jeweilige Steigung der Kurve in einem bestimmten Punkt darstellen⁵. Diese Steigung ist allerdings (als partielle Ableitung!) für jeden einzelnen Punkt der Kurve und damit für jeden Wert der Einflußvariablen - in unserem Fall für jeden Wert von REX - unterschiedlich. Auch dies ist aus Tafel 3 (unten) ersichtlich.

4. Rekonstruktion der binären Logit-Analyse mit zwei Einflußvariablen (ohne multiplikativen Interaktionsterm)

Erweitern wir nun unsere Betrachtungen um eine zweite Einflußvariable, in unserem Beispiel also um die Einflußvariable "Politikverdrossenheit" (PV). Als Schätzergebnis der Logit-Analyse erhält man dann die Gleichung $\text{logit}(\text{REP}) = 0.79 * \text{REX} + 0.30 * \text{PV} - 11.28$. Soll die Beziehung zwischen der Wahl der Republikaner und der bisherigen Einflußvariablen REX unter Berücksichtigung der zusätzlichen Einflußvariablen PV graphisch dargestellt werden, so ist eigentlich eine dreidimensionale Betrachtungsweise erforderlich. Ersatzweise kann man, um sich einen Eindruck von den Effekten zu verschaffen, exemplarisch einige PV-Werte herausgreifen und für diese Fälle die Beziehung analog zu Tafel 3 darstellen.

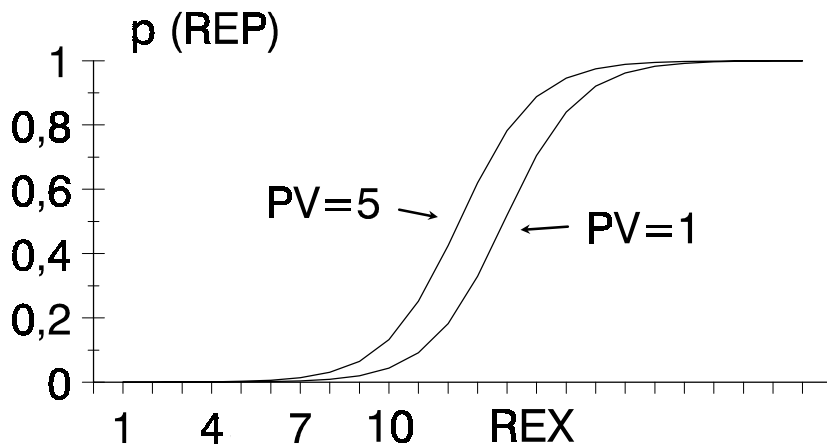
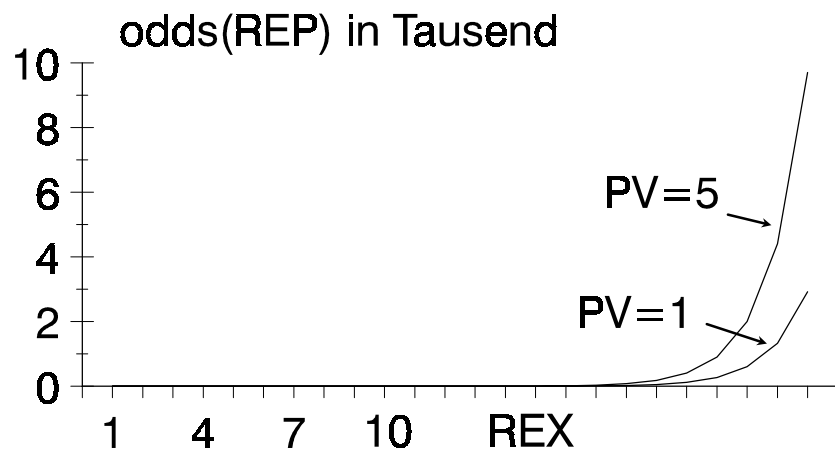
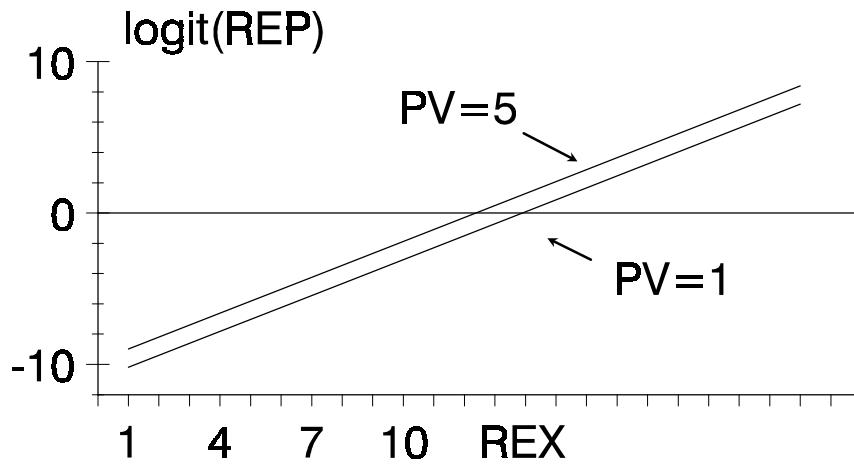
Genau dies ist in Tafel 4 geschehen.

Für die abhängige Variable in Logit-Form (oben) ergeben sich parallele Geraden. Ihre Steigungen sind für alle Werte von PV identisch. Der Logit-Koeffizient schätzt somit (wie der Regressionskoeffizient in der multiplen Regression) den Einfluß von REX auf $\text{logit}(\text{REP})$ *unabhängig* vom Einfluß der Variablen PV. Mit anderen Worten: Bezüglich ihres Einflusses auf die abhängige Variable $\text{logit}(\text{REP})$ wird nach der Definition von **Jagodzinski** und **Klein** *kein* Interaktionseffekt zwischen den Variablen REX und PV implizit mitgeschätzt. Ein anderes Bild ergibt sich, wenn die Schätzergebnisse für die abhängige Variable in Form der Odds bzw. in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten umgerechnet werden (Mitte und unten). Hier zeigt sich der von **Jagodzinski** und **Klein** thematisierte Interaktionseffekt (unten) und sogar noch ein zusätzlicher, allerdings andersartiger Interaktionseffekt hinsichtlich der Odds (Mitte).

4 Der (unstandardisierte) Effektkoeffizient errechnet sich als: $e^{\text{Logit-Koeffizient}}$.

5 Die (unstandardisierten) prozentualen Veränderungsrate errechnen sich als: $\text{Logit-Koeffizient} * p(\text{REP}) * (1-p(\text{REP}))$.

Tafel 4: Logits, Odds und Wahrscheinlichkeiten (p) für die Republikaner-Wahl in Abhängigkeit von Rechtsextremismus (REX) und Politikverdrossenheit (PV).



Zwei Einflußvariablen können jedoch bezüglich ihrer Wirkung auf eine abhängige Variable nicht gleichzeitig keinen Interaktionseffekt und zusätzlich zwei verschiedenartige Interaktionseffekte ausüben.

Angesichts dieser Schwierigkeit schlagen wir vor, nicht wie üblich *alle* Koeffizienten und Kennzahlen, die aus der geschätzten Logit-Gleichung errechenbar sind, zu interpretieren, sondern sich vorab Gedanken über die "Natur" der zu untersuchenden abhängigen Variablen zu machen und dementsprechend nur die Ergebnisse für *eine* der Transformationen zu interpretieren. Im vorliegenden Fall würden wir die Koeffizienten für die abhängige Variable in Logit-Form präferieren. Diese Variable ist zwar bezüglich ihres *numerischen* Wertes inhaltlich schwer zu interpretieren. Rechnet man ihre Werte jedoch (nach der Modellschätzung) in die gewohnten Auftretenswahrscheinlichkeiten um, so ergibt sich für sie die Eigenschaft, daß die Werte im mittleren Bereich relativ leicht durch Einflußvariablen wie REX oder PV zu beeinflussen sind, in den Extrembereichen dagegen nur sehr schwer. Diese Form des Zusammenhangs erscheint uns plausibel. Überdies wird der Effekt der Einflußvariablen (auf die abhängige Variable in Logit-Form) jeweils *unabhängig* von den übrigen Einflußvariablen geschätzt⁶, was gewohnte Interpretationen aus der multiplen Regression größtenteils zuläßt. Dabei bleibt jedoch der Vorteil der Logit-Analyse, im Gegensatz zur Dummy-Regression keine "unmöglichen Werte" (wie Wahrscheinlichkeiten kleiner 0 oder größer 1) für die Prognosegleichung liefern zu können, erhalten.

5. Weitere Überlegungen zu Interaktionseffekten in Logit-Modellen (*ohne multiplikative Interaktionsterme*)

Betrachtet man dagegen die abhängige Variable in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten (p (REP)), dann scheint zwar auf den ersten Blick ein Interaktionseffekt nach der eingangs vorgestellten Definition erkennbar zu sein, seine Interpretation ist jedoch mit einigen Problemen verbunden. Erstens *müssen* solche Effekte - wie oben gezeigt - aufgrund der Logik der Modellbildung zwangsläufig auftreten, sobald der Einfluß von zwei oder mehr Variablen auf eine abhängige Variable geschätzt wird - es sei denn, alle Einflüsse bis auf einen werden mit "null", also nicht vorhanden, geschätzt. Solche Effekte sind damit *modellgeneriert* und nicht Ausdruck einer besonderen Struktur in den Daten.

Ein zweites, bisher noch nicht angesprochenes Problem, bezieht sich auf den Meßfehler. Wie *Jagodzinski* und *Klein* (a.a.O.: 37-39) selbst ausführen, ist die Form der graphischen Darstellung der logistischen Link-Funktion abhängig vom Meßfehler der abhängigen

6 Dies ist bei Koeffizienten oder Kennzahlen, die sich auf die abhängige Variable in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten oder der Odds beziehen, offensichtlich nicht der Fall.

Variablen. Mit zunehmendem Meßfehler wird die entsprechende Kurve immer flacher. Wie aber ist ein Interaktionseffekt zu interpretieren, dessen Ausmaß vom Meßfehler abhängt?

Drittens wird im Logit-Modell für einen Interaktionseffekt der Art, wie er hier betrachtet wird, immer auch ein "gegenläufiger" Interaktionseffekt am anderen Ende der betrachteten Einflußvariablen geschätzt - zumindest, sofern der empirische Wertebereich der Einflußvariablen groß genug ist⁷. Die Tafeln 1 und 4 (unten) zeigen dies für *hohe* REX-Werte, für die der zusätzliche Einfluß einer (großen) Politikverdrossenheit die geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeit der Wahl der Republikaner (p (REP)) *schwächer* ansteigen läßt - im Gegensatz zu einem *stärkeren* Anstieg, wie er im unteren Bereich der REX-Werte bewirkt wird. Auch dies ist inhaltlich schwer interpretierbar.

Noch schwerer interpretierbar ist viertens die Tatsache, daß mit dem gleichen Argument auch für die abhängige Variable in Form der Odds (und nicht nur, wie bisher, in Form der Auftretenswahrscheinlichkeiten!) ein Interaktionseffekt festgestellt werden kann - diesmal jedoch nicht "gegenläufig" für hohe vs. niedrige Werte der Einflußvariablen REX, sondern "gleichläufig".

6. Überlegungen zu Interaktionseffekten in Logit-Modellen *mit* multiplikativen Interaktionstermen

Nach dem oben Gesagten erscheint es ratsam, Interaktionsterme *explizit* in ein Logit-Modell einzufügen, sofern theoretische Überlegungen dies nahelegen. Solche expliziten Interaktions-terme haben den Vorteil, daß Interaktionen zwar, falls zwei oder mehr Variablen einen Einfluß auf die abhängige Variable ausüben, auftreten *können*, dies jedoch keineswegs *müssen*. Man hat die Möglichkeit, Interaktionseffekte zu separieren und deren Stärke und Signifikanz zu schätzen.

Was passiert, wenn in unserem Beispiel im Logit-Modell zusätzlich ein multiplikativer Interaktionsterm eingefügt wird? Falls man als abhängige Variable die Auftretenswahrscheinlichkeit verwendet, verschieben sich die in der unteren Teilabbildung dargestellten Kurven nicht nur parallel (wie in Tafel 4), sondern sie ändern auch ihre Steigungen. Verwendet man als abhängige Variable Logits, so zeigt sich dasselbe Bild wie bei einer multiplen Regression mit (multiplikativen) Interaktionstermen: Die Geraden haben je nach der Ausprägung der zweiten Einflußvariablen PV eine unterschiedliche Steigung und schneiden sich in einem Punkt. Die Interpretation kann also weitgehend analog zur multiplen Regression erfolgen,

7 Daß dies im vorliegenden Beispiel *nicht* der Fall ist (REX nimmt empirisch Werte zwischen 1 und 10 an!), ändert nichts an dem theoretischen Argument.

nur, daß die abhängige Variable in einer etwas ungewohnten - wenngleich gut interpretierbaren (siehe oben) - Form vorliegt.

Wir haben oben begründet, warum wir es für sinnvoll erachten, im vorliegenden Fall nur das Modell für die abhängige Variable in Logit-Form ($\text{logit}(\text{REP})$) zu interpretieren und vertreten diesen Standpunkt auch für den Fall, daß im Modell explizit ein multiplikativer Interaktionsterm berücksichtigt wird.

Was unsere *empirischen* Analysen betrifft, so tritt im vorliegenden Fall *kein* multiplikativer Interaktionseffekt zwischen den Variablen REX und PV bezüglich ihrer Wirkung auf die abhängige Variable $\text{logit}(\text{REP})$ auf (d.h. der betreffende Koeffizient wird nicht signifikant). Mit dieser Feststellung haben wir die in erster Linie theoretischen Überlegungen zu Interaktionseffekten in Logit-Modellen beendet und wenden uns nun im folgenden einer *inhaltlichen* Frage zu.

7. Anmerkungen zu den empirischen Ergebnissen

Jagodzinski und *Klein* kommen in ihrer Arbeit zu folgendem Schluß: "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 sie politikverdrossen sind" (a.a.O.: 54). Wir können uns dieser Aussage nicht anschließen und werden es im folgenden begründen.

Daß im Logit-Modell ein multiplikativer Interaktionseffekt der Variablen REX und PV auf $p(\text{REP})$ *nicht* signifikant wird, begründen *Jagodzinski* und *Klein* damit, daß der Effekt - wie oben dargestellt - ohnehin "mitgeschätzt" wird. Ansonsten wäre ein Interaktionseffekt jedoch sogar sehr ausgeprägt vorhanden.

Hiergegen ist einzuwenden, daß *Schumann* (1997 und ders. 1998) seine Aussage, es träten keine signifikanten (multiplikativen) Interaktionseffekte auf, auf *Logit-Koeffizienten* stützt. Diese beziehen sich auf die abhängige Variable $\text{logit}(\text{REP})$ und für diese Transformation gilt das oben ausgeführte Argument des "Mitschätzens" *nicht*, wie Tafel 4 (oben) verdeutlicht.

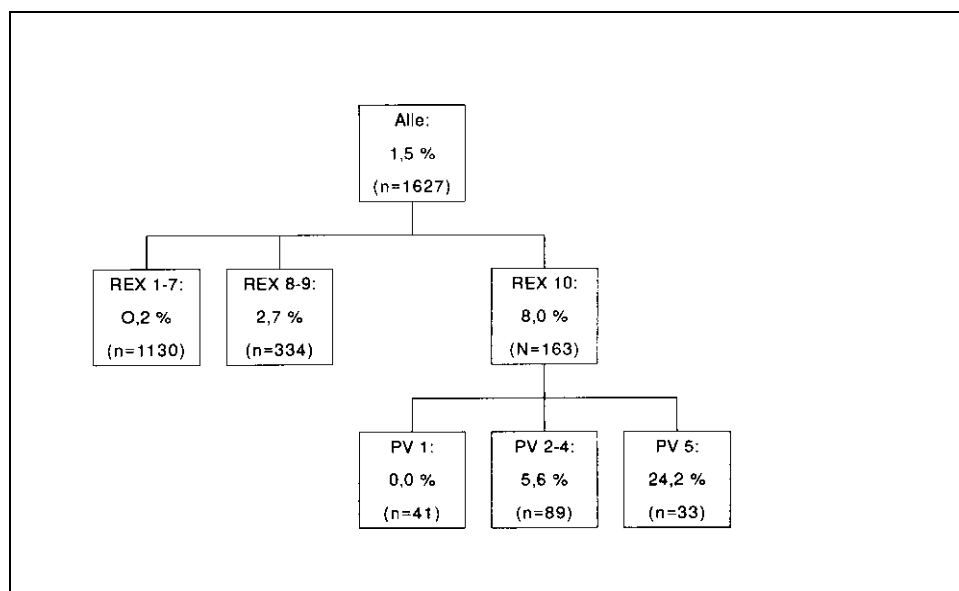
Für das Vorhandensein eines Interaktionseffekts sprechen nach *Jagodzinski* und *Klein* zwei Gründe: Erstens würde ein entsprechender, multiplikativ modellierter Interaktionseffekt in der Dummy-Regression signifikant und zweitens zeigten Analysen mit CHAID diesen Effekt. Beiden Argumenten können wir uns nicht anschließen.

Gegen die Interpretation von Ergebnissen der Dummyregression ist zum einen grundsätzlich einzuwenden, daß dieses Verfahren nicht geeignet ist, Analysen für eine binäre abhängige Variable durchzuführen. Dies gilt insbesondere dann, wenn sehr kleine (oder sehr große)

Auftretenswahrscheinlichkeiten (Faustregel: $0.2 < p < 0.8$; vgl. *Cox* und *Wermuth*, 1996: 76) analysiert werden. Neben einer Reihe von gravierenden Verletzungen der Anwendungsvoraussetzungen für das Regressionsmodell⁸ (vgl. z.B. *Urban*, 1993: 16-23) liefert die Dummyregression teilweise nicht interpretierbare Schätzwerte. Im vorliegenden Fall werden im unteren Bereich der Werte von REX und PV bei der (unstandardisierten) Regressionsgleichung:

" $p(\text{REP}) = -0.000058 * \text{REX} - 0.008442 * \text{PV} + 0.002287 * (\text{REX} * \text{PV}) + 0.003142$ "
negative Auftretenswahrscheinlichkeiten geschätzt⁹.

Tafel 5: Ergebnis der CHAID-Segmentation der Wähler der Republikaner (aus *Jagodzinski* und *Klein*, 1997).



Die CHAID-Analyse (vgl. Tafel 5) scheint im Gegensatz dazu doch einen Interaktionseffekt aufzuspüren. *Jagodzinski* und *Klein* interpretieren die Darstellung folgendermaßen: "...es zeigt sich, daß selbst Rechtsextreme nur dann in deutlich höherem Maß zur Wahl der Republikaner neigen, wenn sie gleichzeitig politikverdrossen sind" (a.a.O.: 51). Dies trifft nur scheinbar zu, ein Interaktionseffekt ist daraus nicht abzuleiten. Tafel 6 verdeutlicht dies. Dort ist gezeigt, wie sich die insgesamt n=24 Wähler der Republikaner auf die Kombinati-

8 Z.B. Heteroskedasizität, nicht normalverteilte Residuen, nicht-Zutreffen der Linearitätsannahme, nicht-Interpretierbarkeit von R^2 , das den Wert "1" nicht erreichen kann etc.. Hieraus läßt sich ableiten, daß Dummyregressionsmodelle *nicht* in gleicher Art und Weise interpretiert werden dürfen wie Regressionsmodelle mit metrischen abhängigen Variablen. Beispielsweise ist in diesem Fall die Höhe des Regressionskoeffizienten vom Meßfehler abhängig.

9 Zudem konnten die Ergebnisse bei unseren eigenen Analysen nicht repliziert werden. *Jagodzinski* und *Klein* verwendeten andere Operationalisierungen als *Schumann* (1998). Dies ist für die vorliegende Fragestellung allerdings unerheblich und wird daher nicht berücksichtigt. Zum Wertebereich von REX und PV bei *Jagodzinski* und *Klein* siehe nachfolgenden Text.

nen der REX- und PV-n-tile verteilen¹⁰. Der dominierende Effekt geht nach dieser Betrachtungsweise (wie auch die Logitanalyse nahelegt) von REX aus¹¹. Republikanerwähler treten - von einem Ausreißer abgesehen - überhaupt erst ab einem REX-Wert von "7" auf, hingegen finden sie sich auf *allen* Stufen der PV-Werte. CHAID legt hier dadurch, daß die Analysen nur für Befragte mit einem REX-Wert von "10" weitergeführt werden (grau hinterlegte Zellen in Tafel 6), einen falschen Schluß nahe.

Darüber hinaus sehen wir einen Unterschied zwischen Republikaner-Wählern und Nicht-Republikaner-Wählern, der von *Jagodzinski* und *Klein* nicht thematisiert wird: In der Gruppe der Republikaner-Wähler scheint, anders als bei den übrigen Befragten, ein positiver

Zusammenhang zwischen den Variablen REX und PV zu bestehen (*Spearman's* $r = .37$, $p = .074$)¹². Die Wähler der Republikaner wollen oder können möglicherweise zwischen diesen beiden Dimensionen weniger unterscheiden als die übrige Bevölkerung. Ob die Kombination hoher Werte auf beiden Variablen allerdings mit einer erhöhten Tendenz zur Republikanerwahl einhergeht, läßt sich aus den vorliegenden Daten nicht schließen, denn diese Korrelation tritt *innerhalb* der Gruppe der Republikaner-Wähler auf. Wir vermuten, daß sowohl die Tendenz, Republikaner zu wählen, als auch die geringere Unterscheidung zwischen REX und PV durch einen gemeinsamen weiteren Einfluß bewirkt werden.

Tafel 6: Die Wähler der Republikaner nach ihren REX- und PV-Werten (n-tile)

		n=3	n=5	n=4	n=2	n=10	N=24
REX	zweite CHAID-Stufe → 10		2	3		8	n=13
	9	2	2		1		n=5
	8	1		1		2	n=4
	7				1		n=1
	6						n=0
	5		1				n=1
	4						n=0
	3						n=0
	2						n=0
	1						n=0
		1	2	3	4	5	PV

8. Fazit

Als Fazit sind drei Punkte festzuhalten:

1. Das Verfahren der Logit-Analyse ist der Dummyregression vorzuziehen, jedoch ist bei

¹⁰ Auf eine Darstellung der 1603 Nicht-Republikaner-Wähler kann verzichtet werden, da sich diese im wesentlichen zufällig auf die 50 Zellen verteilen. Die Variablen REX und PV wurden faktorenanalytisch gewonnen und sind voneinander unabhängig.

¹¹ Zu diesem Ergebnis gelangt man auch mit (hier nicht berichteten) loglinearen Modellen.

¹² Allerdings ist dieser Zusammenhang aufgrund der geringen Anzahl von $n = 24$ Republikanerwählern nur mit Vorsicht zu interpretieren!

der Interpretation der Ergebnisse zu beachten, daß die Transformation der abhängigen Variablen nicht strukturtreu erfolgt. Wir sind der Meinung, man sollte aus diesem Grund vorab überlegen, auf *welche* Form (d.h. Transformation) der abhängigen Variable man seine Aussagen beziehen möchte und nur die dieser Form entsprechenden Koeffizienten bzw. Kennzahlen interpretieren. In der Regel sollten dies die Koeffizienten für Modelle mit der abhängigen Variablen in Logit-Form sein.

2. Ein Interaktionseffekt zwischen "Politikverdrossenheit" und "Rechtsextremismus" in ihrer Wirkung auf die Neigung zur Wahl der Republikaner ist aus den vorliegenden Daten *nicht* herauszulesen. Dies gilt insbesondere für die Vorstellung, eine Neigung zur Wahl der Republikaner würde sich *nur* dann einstellen, wenn neben rechtsextremen Einstellungen *zusätzlich* noch "Politikverdrossenheit" vorliege. Unsere Analysen der Daten von 1994 zeigen im Gegenteil, daß rechtsextreme Einstellungen den weitaus größten Erklärungsbeitrag liefern und "Politikverdrossenheit" als Erklärungsfaktor eine eher untergeordnete Rolle spielt.

3. CHAID-Segmentationen können offenbar durch die Art des Kollabierens und durch die Tatsache, daß die Aufteilung nicht unbedingt symmetrisch (wie bei Baumdiagrammen) erfolgt, leicht zu Fehlinterpretationen verleiten.

Literaturverzeichnis:

Cox, David R.; Wermuth, Nanny, 1996:

Multivariate dependencies: models, analysis and interpretation. London: Chapman and Hall.

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.

Klein, Markus; Falter, Jürgen W., 1996:

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.

Jagodzinski, Wolfgang; Klein, Markus, 1997:

Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionsmodellen und in CHAID (Chi-Squared Automatic Interaction Detection). Zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner. In: ZA-Information 41, S. 33-57.

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 1996, S. 288-312.

Schumann, Siegfried, 1997:

Formen und Determinanten der Protestwahl. In: **Gabriel, Oscar** (Hrsg.): Politische Orientierungen und Verhaltensweisen im Vereinigten Deutschland. Opladen: Leske + Budrich, S. 401-421.

Schumann, Siegfried, 1998:

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 "Blauen 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.