Zur Messung der Stabilität von Wählerpotentialen

Küchler, Manfred

ZUR MESSUNG DER STABILITÄT VON WÄHLERPOTENTIALEN

1. Problemstellung

Der vorliegende Beitrag befaßt sich mit Maßzahlen für Veränderungen zwischen zwei und mehr Zeitpunkten. Unser Anwendungsbeispiel bezieht sich auf das Problem der Stabilität von Wählerpotentialen. Die im folgenden diskutierten Maßzahlen lassen sich jedoch allgemeiner immer dann anwenden, wenn Merkmale klassifikatorisch unterschieden sind und für jeden Befragten - oder allgemeiner jede Untersuchungseinheit - Nennungen für zwei verschiedene Zeitpunkte vorliegen. Die Klassifikation kann eine Schichtzuschreibung beinhalten, den Erwerbsstatus beschreiben oder die Parteipräferenz abbilden. Für jeden Befragten liegen Messungen für zwei verschiedene Zeitpunkte vor.

Tab. 1: Veränderungen der Parteipräferenzen zwischen zwei Wahlzeitpunkten

Wahl 2 \ Wahl 1	Partei 1	Partei 2	Partei 3	Rest	Summe
Partei 1	(1 86	(2 17	(3 6	(4 4	113
Partei 2	(5 7	(6 79	(7 5	(8 3	94
Partei 3	(9 1	(10 7	(11 17	(12 1	26
Rest	(13 3	(14 6	(15 0	(16 2	11
Summe	97	109	28	10	N = 244

Anmerkung:

Die hier dargetellten Daten stammen aus einer realen Paneluntersuchung. Aus Urheberrechtsgründen sind sie nicht im Detail identifiziert.

Die Ziffern in den oberen rechten Ecken der einzelnen Zellen dienen lediglich der Numerierung dieser Zellen.

Die Gesamtinformation kann dann in einer quadratischen Kreuztabelle wie Tabelle 1 dargestellt werden. Unser Interesse gilt hier primär den einzelnen Ausprägungen (Zuständen) der betrachteten Klassifikation; in unserem Beispiel also den einzelnen Parteien. Im Falle einer Mobilitätstafel - mit Familien als Untersuchungseinheiten sowie der Berufsgruppe des Vaters als erster und der Berufsgruppe des Sohnes als zweiter Messung - würde unser Interesse der Stabilität der einzelnen Berufsgruppen gelten. Stabilität ist dabei definiert als Grad der Invarianz zwischen erstem und zweitem Zeitpunkt. Maximale Stabilität liegt für eine bestimmte Partei (einen bestimmten Zustand) also dann vor, wenn alle Wähler, die sich bei der ersten Wahl für diese Partei entschieden haben, dies auch beim zweiten Mal tun und darüber hinaus keine neuen Wähler hinzutreten. Oder auf eine Mobilitätstafel bezogen: Die Berufsgruppe etwa der Landwirte weist dann maximale Stabilität auf, wenn alle Landwirtssöhne wieder Landwirte sind und aus anderen Berufsgruppen keine neuen Landwirte rekrutiert worden sind.

Offensichtlich gibt es neben der Stabilität weitere Aspekte, die inhaltliches Interesse verdienen, etwa die Differenz von Gewinnen und Verlusten, Zuströmen und Abströmen - kurz Wanderungssalden. Wir wollen uns hier aber auf den Aspekt der Stabilität beschränken. Im einzelnen wollen wir zeigen,

- wie man mathematisch einfach und intuitiv plausibel eine Maßzahl für den Grad der Stabilität definieren kann;
- daß übliche Assoziationsmaße weniger gut für diesen Zweck geeignet sind;
- wie mit Hilfe des GSK-Ansatzes (NONMET-Programm) für die entwickelte Maßzahl Inferenzbetrachtungen möglich werden, also zufällige von systematischen Schwankungen beim Vergleich der Stabilität der einzelnen Zustände getrennt werden;
- und wie schließlich mit den gleichen Mitteln auch Längsschnittvergleiche über mehrere Zeitpunkte hinweg erfolgen können.

Das gleiche Arbeitsprogramm läßt sich ohne große Mühe vom Aspekt der Stabilität auf andere Analysegesichtspunkte - wie etwa die erwähnten Wanderungssalden - übertragen. Schließlich lassen sich die Überlegungen auch mit Blick auf das Gesamtsystem fortsetzen; betrachtet wird dann nicht mehr die Stabilität der einzelnen Zustände (Parteien), sondern die des gesamten Systems (Parteienspektrum).

2. Ein einfacher Koeffizient

Da wir an zustands(partei-)spezifischen Maßzahlen interessiert sind, liegt es nahe, die Information der Tabelle 1 in Vierfeldertafeln zu verdichten. Im Beispiel der Partei 3 erhalten wir dann Tabelle 2.

Tab. 2: Reduktion der Gesamtinformation bei Partei 3

Wahl 2 \ Wahl 1	Partei 3	anderes	Summe
Partei 3	17	9	26
anderes	11	207	218
Summe	28	216	244

Für den allgemeinen Fall einer Partei i läßt sich die Information wie in Tabelle 3 darstellen:

Tab. 3: Reduktion der Gesamtinformation im allgemeinen Fall

Wahl 2 \ Wahl 1	Partei i	anderes	Summe
Partei i	a_i	b_i	a_i+b_i
anderes	c_i	d_i	c_i+d_i
Summe	a_i+c_i	b_i+d_i	N

Zur Vereinfachung der Notation lassen wir im folgenden den Index i fort. Die Zahl a+b+c gibt die Gesamtzahl der Wähler an, die wenigstens einmal die Partei i gewählt haben; a bezeichnet die Zahl der Wähler, die beide Male für die Partei i gestimmt haben. Wir definieren dann als Maß für die Stabilität des Wählerpotentials der Partei i:

$$j = \frac{a}{a+b+c}$$

Diese Maßzahl wird in der Literatur zur numerischen Klassifikation (etwa STEINHAUSEN/LANGER, 1977) auch als Jaccard-Koeffizient bezeichnet. Offensichtlich liegt sein Wert immer zwischen den Grenzen 0 und 1. Er erreicht den Wert 1 genau dann, wenn maximale Stabilität in dem von uns zuvor definierten Sinne vorliegt: Keiner wandert ab (c=0) und keiner kommt hinzu (b=0), somit j=a/a=1. Der Wert Null wird genau dann angenommen, wenn die Wählerschaften von Wahl 1 und Wahl 2 vollständig auseinanderfallen.

Die vorgeschlagene Maßzahl entspricht damit voll der inhaltlichen Vorgabe, ist mathematisch einfach definiert und leicht zu berechnen. Diese formalen Qualitäten weist auch der in der Klassifikation verbreitetere "simple matching coefficient (SMC)" auf, jedoch ist dieser inhaltlich weniger geeignet. Dieser Koeffizient ist nämlich wie folgt definiert:

$$SMC = \frac{a+d}{N} = \frac{a+d}{a+b+c+d}$$

Er entsteht also aus dem Jaccard-Koeffizienten, wenn man in Zähler und Nenner die gleiche Größe d - also die Anzahl aller Wähler, die weder bei der ersten noch bei der zweiten Wahl für die Partei i gestimmt haben - hinzufügt. Eine solche Addition hat zur Folge, daß der Wert des Koeffizienten u. U. erheblich dichter an 1 rückt, also ein höheres Maß an Stabilität ausdrückt.

Verdeutlichen wir das am Beispiel der Partei 3:

$$j = \frac{17}{17+11+9} = \frac{17}{37} = 0.564$$

$$SMC = \frac{17+207}{37+207} = \frac{224}{244} = 0.918$$

Insbesondere für kleine Parteien wird somit die Stabilität für das Potential dieser Partei schlecht erfaßt. (Modifiziert man die inhaltliche Fragestellung in der Weise, daß man den Einfluß der Veränderung im Wählerpotential einer Partei auf das Gesamtsystem untersuchen will, ist freilich der SMC durchaus geeignet.)

3. Übliche Assoziationskoeffizienten

Die Verwendung neuer oder weniger gebräuchlicher Koeffizienten bedarf stets einer besonderen Begründung, denn die "Kosten", die die Gewöhnung daran mit sich bringt, müssen durch den Nutzen deutlich überstiegen werden. Es liegt nahe, für die im vorigen Abschnitt definierte Vierfeldertafel einen der üblichen Assoziationskoeffizienten zu berechnen, also d, Phi, Q oder was sonst das vertraute SPSS-Paket bereitwillig liefert. Jedoch geht in diese genau wie bei den verschiedenen Tau-Koeffizienten (Kendall) in den Zähler der Ausdruck

$$ad - bc$$

ein. Damit kommt es - ähnlich wie beim SMC - insbesondere für kleine Parteien zu einer beträchtlichen Überschätzung der Stabilität. Eine wesentliche Veränderung im Wählerpotential, etwa ein zusätzlicher Anteil von 3% bei vollständiger Erhaltung der zunächst vorhandenen 3% - also ein politisch bedeutsamer Sprung über die 5%-Hürde -, wird u. U. durch einen Koeffizientenwert von nahe 1 beschrieben, erweckt also den Eindruck fast maximaler Invarianz.

Der Yulesche Q-Koeffizient - obwohl besonders einfach zu berechnen - ist dabei noch mit einem zusätzlichen Defizit belastet. Er nimmt bereits den Wert 1 an, wenn eine Zelle unbesetzt ist. Wenn also z. B. die Partei i bei der zweiten Wahl keinen einzigen neuen Wähler gewonnen hat (b=0), so gilt Q=1, ganz unabhängig davon, in welchem Verhältnis die Größen a und c stehen; also auch, wenn a=c, d. h. die Hälfte der Wähler verloren wurden. Damit ist Q ganz offensichtlich völlig ungeeignet, unsere inhaltlich definierte Konzeption von Stabilität des Potentials einer Partei numerisch abzubilden. Aber auch die übrigen Assoziationskoeffizienten sind schlecht geeignet, sofern Zustände (Parteien) beschrieben werden sollen, auf die nur ein relativ kleiner Anteil aller Untersuchungseinheiten entfällt.

4. Konfidenzintervalle für den Stabilitätskoeffizienten

Kehren wir zu dem Jaccard-Koeffizienten als geeigneter Maßzahl für die Stabilitätsbetrachtung der einzelnen Wählerpotentiale zurück. Für die in Tabelle 1 dargestellten Daten einer Paneluntersuchung erhalten wir folgende Maßzahlen:

Partei 1	:	0.694 = 86/86+11+27 = 86/124
Partei 2	:	0.637 = 79/79+30+15 = 79/124
Partei 3	:	0.459 = 17/17+ 9+11 = 17/ 37
Rest	:	0.105 = 2/ 2+ 8+ 9 = 2/ 19

Es liegt nahe, aus diesem Ergebnis zu schließen, daß die Parteien 1 und 2 in etwa das gleiche Maß an Stabilität aufweisen, das Wählerpotential der Partei 3 deutlich instabiler ist und schließlich der Rest - also die Wähler anderer Parteien zuzüglich der Nichtwähler - ganz beträchtlichen Fluktuationen unterworfen ist. Jedoch ist die Stichprobe, die diesen Berechnungen zugrundeliegt, relativ klein. Sie umfaßt nur N = 244 Fälle.

Es ist also wünschenswert, über den Koeffizienten hinaus die zugehörigen Konfidenzintervalle zu bestimmen, also den Bereich, der mit - gewöhnlich 95% Wahrscheinlichkeit - den "wahren" Wert (im Unterschied zu dem aus den Stichprobendaten ermittelten) überdeckt. Darüber hinaus wäre es nützlich, wenn man testen könnte, ob die Differenzen zwischen den Koeffizienten für die einzelnen Parteien nur zufällig sind. (Da die einzelnen Koeffizienten aus der gleichen Grundtabelle gewonnen werden, sind sie nicht stochastisch unabhängig voneinander, so daß die Kenntnis der einzelnen Konfidenzgrenzen nicht ausreicht, sondern zusätzlich die Kovarianz bestimmt werden muß.)

Alle diese Probleme lassen sich jedoch mit Hilfe des GSK-Ansatzes (nach den Autoren Grizzle, Starmer und Koch, 1969) und seiner programmtechnischen Umsetzung in Form des NONMET-Programms sofort lösen.

Die Daten von Tabelle 1 werden dabei nach Prozentuierung auf Basis der Gesamtzahl N = 244 als 16-stelliger Vektor P betrachtet, der einer Multinomialverteilung unterliegt; die 4 Stabilitätskoeffizienten werden als Vektor F(P) der allgemeinen Form

$$F(P) = Q \cdot \exp(K \cdot \ln(A\,P))$$

als Matrizenprodukt dargestellt. Mit diesen schwachen Annahmen kann mit Hilfe der sogenannten delta-Methode die Kovarianzmatrix von F(P) bestimmt werden. Weiterhin sind beliebige "lineare Kontraste" näherungsweise chi-quadrat-verteilt.

Für Einzelheiten dieses Ansatzes sei auf die Originalliteratur oder lehrbuchmäßige Darstellungen (KÜCHLER, 1979; FORTHOFER/LEHNEN, 1981) verwiesen.

In unserem Fall ergibt sich folgende Kovarianzmatrix:

0.001714			
0.000690	0.001865		
0.000485	0.000763	0.006699	
0.000215	0.000255	0.000072	0.004926

Da Kovarianzmatrizen per Definition symmetrisch sind, ist zur besseren Übersicht das obere Dreieck fortgelassen. Die Diagonalelemente sind die Varianzen der einzelnen Stabilitätskoeffizienten; somit erhält man ein näherungsweise 95%-Konfidenz-Intervall, indem man die Wurzel aus diesen Werten (d. h. die Standardabweichung) verdoppelt. Im einzelnen ergibt sich somit:

Partei 1 :	0.694 ± 0.083
Partei 2 :	0.637 ± 0.086
Partei 3 :	0.459 ± 0.164
Rest :	0.105 ± 0.140

Es zeigt sich also, daß bei dieser kleinen Stichprobengröße die Konfidenzintervalle relativ groß sind; für Partei 3 erstreckt er sich von 0.295 bis 0.613 und überschneidet sich deutlich mit dem Konfidenzbereich für den Koeffizienten von Partei 2 (0.561-0.723).

Dennoch ist der Schluß gerechtfertigt, daß die Stabilität der Wählerpotentiale von Partei 2 und Partei 3 verschieden ist. Wir testen die Hypothese:

$$H_0: \quad s_2 - s_3 = 0$$

Es gilt:

$$\begin{aligned} Var(s_2-s_3) &= Var(s_2) + Var(s_3) - 2Cov(s_2,s_3) \\ &= 0.001865+0.006699-2x0.000763 \\ &= 0.007038 \\ SD(s_2-s_3) &= 0.007038 = 0.0839 \\ 2xSD(s_2-s_3) &= 0.168 \end{aligned}$$

Verglichen mit dem Wert der Differenz von 0.637 - 0.459 = 0.178 zeigt sich, daß die Nullhypothese auf dem 5%-Niveau verworfen werden kann. (Die präziseren Berechnungen des NONMET-Programms ergeben einen Chi-Quadrat-Wert von

4.5228 bei einem Freiheitsgrad, also P = 0.0334. Die Darstellung "zu Fuß" an dieser Stelle soll Lesern, die nicht über das NONMET-Programm verfügen, den Nachvollzug erleichtern.)

Faßt man die Ergebnisse der einzelnen Tests hinsichtlich der Signifikanz ihrer Unterschiede zusammen, so ergibt sich:

	abs. Differenz	Chi-Quadrat	P-Wert
Partei 1 = Partei 2	0.056	1.44	0.229
Partei 2 = Partei 3	0.178	4.52	0.033
Partei 1 = Partei 3	0.235	7.41	0.006
Partei 3 = Rest	0.353	10.90	0.001

Damit hat sich zwar insgesamt die Richtigkeit der ersten Ad-hoc-Interpretation bestätigt, aber schon bei strengerem Signifikanzmaßstab (1%-Niveau) ließe sich die rein zahlenmäßig sehr groß erscheinende Differenz in den beiden Stabilitätskoeffizienten von Partei 1 und Partei 3 von 0.178 nicht statistisch absichern. Dieses Ergebnis belegt nachdrücklich, daß Signifikanzbetrachtungen, wie sie hier angestellt wurden, außerordentlich nützlich sind, um voreilige Schlußfolgerungen zu vermeiden.

5. Ausweitung der zeitlichen Dimension

Wir haben bislang nur einen Übergang betrachtet, also nur zwei aufeinanderfolgende Wahlen. In unserem konkreten Fall entstammen die Daten einer Panel-Untersuchung; die Angaben zu den Wahlentscheidungen sind jeweils kurz nach der betreffenden Wahl erhoben worden. Hätte man ein längeres Panel zur Verfügung, das auch noch eine dritte Wahl umfaßt, so wären neben den hier angestellten Quervergleichen zwischen den Parteien auch noch Längsvergleiche möglich. Man könnte also untersuchen, ob sich die Stabilität für Partei X von Wahl 2 auf Wahl 3 verändert hat gegenüber der Bewegung zwischen Wahl 1 und Wahl 2. Dazu würden wir eine 4 x 4 x 4 - Tafel zur Eingabe benötigen, die als 64-elementiger Häufigkeitsvektor eingegeben werden müßte.

Derartige Paneluntersuchungen, die sich im Fall der Bundestagswahl über mindestens 8 Jahre erstrecken müßten, sind sehr rar; entsprechende Daten waren uns nicht zugänglich. Alternativ könnte man auch mit einer Folge von

Querschnittsuntersuchungen arbeiten, die jeweils einen doppelten Recall beinhalten, also z. B. in einer Nachwahluntersuchung zur Bundestagswahl 1976 sowohl nach der Entscheidung von 1976 wie der von 1972 fragen. Formal ergibt sich die gleiche Datenkonstellation wie in Tabelle 1 dargestellt. Steht für 1980 eine ähnliche Untersuchung zur Verfügung, so erhält man zwei solche 4 x 4 - Tafeln. Da die Stichproben als voneinander unabhängig angesehen werden können, läßt sich nun eine GSK-Analyse mit dem Faktor Zeit (also NP = 2 und NR = 16) durchführen. Daten dieser Art sind von der Forschungsgruppe Wahlen (Mannheim) erhoben worden und sind über das Kölner Zentralarchiv auch allgemein zugänglich.

Eine andere Möglichkeit besteht darin, Folgen von Querschnittsuntersuchungen zu betrachten, die jeweils eine Recallfrage für eine bestimmte Wahl - etwa 1980 - beinhalten und zusätzlich die gegenwärtige Wahlabsicht erheben. Unter der Voraussetzung, daß die Antworten auf die Recallfrage zumindest über relativ kurze Zeiträume von ein bis zwei Jahren konstant bleiben, können so kurzfristige Stabilitätsschwankungen ermittelt werden. Eine derartige Untersuchung ist in einer Langfassung dieses Artikels in der Reihe der ZUMA-Arbeitsberichte (Nr. 82/09) dargestellt, der darüber hinaus detaillierte programmtechnische Hinweise zu allen Analysen enthält. In einem zweiten ZUMA-Arbeitsbericht (Nr. 82/10) wird die oben unterstellte Konstanz der Recallfrage näher untersucht und damit ein Anwendungsbeispiel für den GSK-Ansatz bei der Analyse zeitbezogener Daten gegeben. Beide Arbeitsberichte stehen auf Anforderung kostenlos zur Verfügung.

Dieser Bericht wurde von Manfred Küchler verfaßt. Er entstand im Zusammenhang von Projektberatungen.

Literatur

FORTHOFER, R. N. & LEHNEN, R. G. Public program analysis -- A new categorical data approach. Belmont, California: Lifetime Learning Publications, 1981.

GRIZZLE, J. E., STARMER, C. F. & KOCH, G. G. Analysis of categorical data by linear models. Biometrics, 25, 1969, 489-504.

KÜCHLER, M. Multivariate Analyseverfahren. Stuttgart: Teubner, 1979.

STEINHAUSEN, D. & LANGER, K. Clusteranalyse. Berlin: de Gruyter, 1977.