

### Die Behandlung fehlender Werte bei der seriellen Analyse namentlicher Abstimmungen: oder: Wege zur Therapie des Horror Vacui

Best, Heinrich; Kuznia, Reiner

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:

Best, H., & Kuznia, R. (1983). Die Behandlung fehlender Werte bei der seriellen Analyse namentlicher Abstimmungen: oder: Wege zur Therapie des Horror Vacui. *Historical Social Research*, 8(2), 49-82. <https://doi.org/10.12759/hsr.8.1983.2.49-82>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>

#### Terms of use:

This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

DIE BEHANDLUNG FEHLENDER WERTE BEI DER SERIELLEN  
ANALYSE NAMENTLICHER ABSTIMMUNGEN; ODER:  
WEGE ZUR THERAPIE DES HORROR VACUI

Heinrich Best, Reiner Kuznia<sup>+</sup>

In this article we first examine at the example of the Frankfurt National Assembly the extent and the direction of distortions caused by missing values in roll-call data. Secondly, we will demonstrate the foibles of some current methods for the treatment of data gaps, and finally we will suggest the estimation of missing values by multiple regression as a more suitable solution for the problem of missing values in legislative roll-call analysis.

1. FEHLENDE WERTE IN HISTORISCHEN FORSCHUNGSDATEN

Die Behandlung fehlender Werte und die Einschätzung ihrer Auswirkungen auf Untersuchungsergebnisse sind anscheinend prekäre Gegenstände, über die in der historischen Sozialforschung nur ungerne und zögernd berichtet wird. Während Ursachen und Effekte von Antwortverweigerungen und Stichprobenausfällen Standardthemen der Methodenliteratur im Bereich der Umfrageforschung sind(1), fällt es schwer, Beiträge zu finden, die sich systematisch mit vergleichbaren Erscheinungen bei historischen Daten befassen.(2) Dies ist eine Forschungslücke, denn die bislang spärlichen Untersuchungen zur Genese und Abbildungsqualität von Daten der historischen Sozialforschung lassen vermuten, daß die Praktiken "sozialer Buchführung" in der Vergangenheit und die unterschiedlichen Überlieferungsschicksale von Quellenbeständen Ausfälle besonderer Art bewirken, die sich prinzipiell von denen unterscheiden, die in der gegenwartbezogenen Sozialforschung beobachtet werden. Während z.B. Umfragedaten tendenziell unter kontrollierten Bedingungen gesammelt werden, bilden historische Daten in sehr viel größerem und schwerer zu bestimmendem Maß auch die institutionellen und ideologischen Kontexte ab, unter denen sie entstanden sind. So hängt die "Sichtbarkeit" sozialer Kategorien in den Quellen häufig von ihrer "Betroffenheit" durch das Handeln zeitgenössischer Behörden ab, ähnliches gilt für die erhobenen Merkmale, deren Aufnahme und Erfassungstiefe nach ihrer Relevanz für die "buchführenden" Instanzen variiert. Die Rekonstruktion der hierdurch bedingten Ausfälle und Verzerrungen ist im allgemeinen schwierig, denn die zeitgenössischen Erhebungsprogramme und -verfahren sind gewöhnlich nur unzureichend dokumentiert. Sie ist jedoch notwendig, wenn es darum

---

+ Address all communications to: Heinrich Best und Reiner Kuznia,  
Institut für angewandte Sozialforschung, Greinstraße 2,  
D-5000 Köln 41

geht, die Güte und Reichweite von Forschungsergebnissen zu bewerten. (3)

Eine allgemeine "Fehlerlehre" historischer Forschungsdaten und von Methoden zur Einschätzung bzw. Verbesserung ihrer Indikatorenqualität wird gegenwärtig von einer Forschungsgruppe des Zentrums für historische Sozialforschung entwickelt. (4) Die Absichten unseres Beitrages sind nicht so anspruchsvoll. Wir wollen lediglich auf der Grundlage des speziellen Datentyps der namentlichen Abstimmungen das Ausmaß und die Richtung der Verzerrung von Ergebnissen durch das Auftreten von fehlenden Werten messen, die Schwächen einiger gängiger Verfahren zur Behandlung von Datenlücken nachweisen und einen nach unserer Meinung angemesseneren Lösungsvorschlag vorstellen.

## 2. ERKENNTNISPOTENTIAL UND TYPISCHE DEFEKTE VON ABSTIMMUNGSDATEN

Abstimmungsdaten sind in besonderer Weise für die Demonstration der Wirkung fehlender Werte auf Untersuchungsergebnisse und den Test von Schätzverfahren geeignet. Zum einen sind sie in hohem Maß von dem Problem betroffen, so liegt z.B. bei der von uns herangezogenen Zufallsstichprobe von 98 Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung der Anteil fehlender Werte bei durchschnittlich 49 % pro Fall - ähnliche Zahlen werden von anderen Parlamenten berichtet -, zum anderen liefern Abstimmungsdaten Serien gleichartiger Indikatoren, was es möglich macht, Schätzverfahren einzusetzen, die fehlende Werte aus den vorhandenen Informationen rekonstruieren. Hinzu kommt, daß zentrale biographische Hintergrundmerkmale der Angehörigen parlamentarischer Führungsgruppen auch für die Vergangenheit mit annähernder Vollständigkeit erhoben werden können, es also möglich ist, das Auftreten fehlender Wert bei den Abstimmungsdaten über verschiedene Untergruppen der Grundgesamtheit zu vergleichen. Gegen eine Verwendung dieses Datentyps spricht allenfalls, daß er in Deutschland von der Forschung bislang kaum beachtet wurde, Vertrautheit mit seinen speziellen Eigenschaften und mit den Verfahren der Abstimmungsanalyse also nicht unterstellt werden darf. (5) Wir halten es deshalb für sinnvoll, das Erkenntnispotential und die methodischen Grundlinien der Abstimmungsanalyse im folgenden Abschnitt kurz zu skizzieren.

Die Voraussetzung für eine Anwendung von Abstimmungsanalysen sind ungefestigte bzw. im Zeitverlauf stark variierende Binnenstrukturen der Parlamente. Wird das Verhalten der Abgeordneten in parlamentarischen Entscheidungen nicht durch Fraktionszugehörigkeiten und konstante Koalitionsbindungen festgelegt, dann eröffnet die serielle Analyse von Abstimmungsmustern die Chance, latente Dimensionen legislativen Verhaltens wie Interessenbindungen, ideologische Fixierungen und taktische Kalküle aufzufinden. (6) Die Tatsache, daß das Abstimmungsverhalten deutscher Parlamentarier seit Anfang der 1950er Jahre bei einer geringen Zahl von Ausnahmen durch ihre Fraktionszugehörigkeit determiniert wird, mag dafür verantwortlich sein, daß diese Verfahren bei uns nicht angewendet wurden, ja kaum bekannt sind. Für die Vergangenheit des deutschen Parlamentarismus, bis in die Jahre der Weimarer Republik hinein, gilt dieser Vorbehalt jedoch nicht: dissidentes Stimmverhalten, Fraktions- und Koalitionswechsel waren Teil des parlamentarischen Alltags.

Die Anwendbarkeit für die aktuelle Politikforschung hat sicherlich dazu beigetragen, daß die serielle Analyse namentlicher Abstimmungen vor allem in den USA ein wohletabliertes Instrument der Parlamentssoziologie geworden ist.(7) In einer Vielzahl von Untersuchungen hat sie sich als eine Methode - oder genauer: als ein Methodenkanon - bewährt, der es unter anderem ermöglicht, die grundlegenden politischen Spannungslinien in Parlamenten aufzudecken, Einflüsse externer Akteure auf legislative Entscheidungen zu identifizieren, den Verlauf politischer Kontroversen über Zeit zu verfolgen und Prozesse der Koalitions- und Fraktionsbildung zu rekonstruieren. Die vielen verschiedenen Fragestellungen bei Analysen namentlichen Abstimmungsverhaltens lassen sich zwei hauptsächlichen Untersuchungsrichtungen zuordnen:

1. Einer Vorgehensweise, die darauf zielt, die wichtigsten Politikdimensionen im legislativen Prozeß zu identifizieren, und
2. ein Forschungsinteresse, das darauf gerichtet ist, die Positionen der Abgeordneten auf diesen Politikdimensionen zu bestimmen.(8)

Für den einen Untersuchungsansatz ist die Abstimmung die Aussageeinheit, für den anderen der Abgeordnete. Beide Forschungsansätze sind in unterschiedlichem Ausmaß vom Problem fehlender Werte betroffen: Für Untersuchungen, die auf die Identifizierung von Politikdimensionen zielen, ist eher die Frage der Auswahl von Abstimmungen als die der An- oder Abwesenheit von Abgeordneten bedeutsam, bei Untersuchungen, die mit Hilfe von Abstimmungsanalysen politische Positionen von Abgeordneten bestimmen wollen, haben fehlende Werte dagegen sehr unerfreuliche Folgen.

Kritische Einwände gegen quantitative Analysen von Abstimmungen zielen vor allem auf die Unschärfe der Indikatorenqualität dieses Datentyps. Gerade die Tatsache, daß sie zur Lösung einer Vielzahl verschiedener Forschungsprobleme eingesetzt werden, deutet darauf hin, daß Abstimmungen eine Form politischen Verhaltens sind, in der unterschiedliche Kalküle und Prädisponierungen in variierenden Konstellationen zusammenwirken. Heute dominiert eine Betrachtungsweise, die Abstimmungen zugleich als Resultante

1. der individuellen Einstellungen und ideologischen Prädisponierungen des Abgeordneten und
2. als Reaktion auf die Erwartungen relevanter Akteure in seinem unmittelbaren politischen Umfeld einschätzt.(9)

Welches Faktorenbündel mit welchem Gewicht auf das Stimmverhalten einwirkt, ist abhängig von den jeweiligen Entscheidungsvoraussetzungen und den anstehenden Abstimmungsgegenständen. Analyseverfahren, die die Vieldimensionalität des Phänomens abzubilden vermögen, erlauben es jedoch, die verschiedenen Komponenten, die im Abstimmungsverhalten zusammenwirken, zu isolieren und zu gewichten. Über ihren Einsatz gelangt man nicht nur zu relevanten inhaltlichen Ergebnissen, sie ermöglichen darüber hinaus eine bessere Bewertung der Indikatorenqualität dieses Datentyps.(10)

Die Mehrdeutigkeit des Abstimmungsverhaltens hat einen unmittelbaren Bezug zu unserem Thema: Die weitaus wichtigste Ursache für das Auftreten fehlender Werte bei Abstimmungsanalysen ist die Abwesenheit von Abgeordneten. Ein zentraler Gesichtspunkt für die Bewertung und Behandlung dieser Verhaltensvariante wird es sein, ob sie tatsächlich zufällig auftritt, zumindest ohne politische Kon-

notation gewählt wird, oder aber ob sie als gezielte Vermeidung einer Entscheidungssituation gedeutet werden muß. Hilfreich ist in diesem Zusammenhang, daß sich die Gründe für die Nichtbeteiligung eines Abgeordneten häufig näher bestimmen lassen. Dabei können fünf Typen "fehlender Werte" bei namentlichen Abstimmungen unterschieden werden, die nach unserer Erwartung in unterschiedlicher Weise mit demographischen und politischen Merkmalen der Abgeordneten korreliert sind:

1. Der Abgeordnete war zum Zeitpunkt der Abstimmung kein Mitglied des Parlaments. Bei dieser Variante kann ein politisches Entscheidungskalkül nicht ausgeschlossen werden. Zu denken ist etwa an den vorzeitigen Austritt aus dem Parlament im Vorfeld oder als Konsequenz besonderes umstrittener Entscheidungen bzw. bei Loyalitätskonflikten. Ein intuitiv unmittelbar einsichtiger Zusammenhang kann mit denjenigen Merkmalen des Abgeordneten unterstellt werden, die auf seine "Abkömmlichkeit" Einfluß hatten.(11)

2. Der Abgeordnete fehlt zum Zeitpunkt der Abstimmung entschuldigt. Dies war in der Regel dann der Fall, wenn er krankheitshalber, aus beruflichen oder anderen persönlichen Gründen für längere Zeit nicht an der parlamentarischen Arbeit teilnehmen konnte. Hier gilt mit der Einschränkung einer geringeren Wahrscheinlichkeit politischer Absichten der Kommentar zu 1.

3. Der Abgeordnete fehlt unentschuldigt. In diese Kategorie fallen einmal die Abwesenheiten, die durch konkurrierende Pflichten der parlamentarischen Arbeit (z.B. infolge der Tätigkeit in Ausschüssen), die Koordination des Entscheidungsprozesses durch die Fraktionen und das persönliche "Zeitbudget" der Abgeordneten bedingt waren, zum anderen die gezielte Vermeidung der Teilnahme an Abstimmungen über prekäre Gegenstände. Von der Bedeutung des zuletzt genannten Motivs hängt ab, ob und inwieweit unentschuldigte Abwesenheit tatsächlich als fehlender Wert und nicht als Verhaltensoption in einem abstimmungsstrategischen Entscheidungskalkül zu behandeln ist.

4. Die letztere Einschätzung trifft mit einiger Gewißheit für die Stimmenthaltung zu, die nur mit großen Vorbehalten und bei einer sehr engen Definition des Konzepts unter die Varianten fehlender Werte aufgenommen werden kann. In vielen Untersuchungen zum Thema - wie auch in unserer - wird diese Option des Abstimmungsverhaltens deshalb als gültiger Wert behandelt. Enthaltungen sind wegen ihrer Diskreditierung durch das öffentliche Urteil allerdings sehr selten. Die Geschäftsordnungen mancher Parlamente schlossen sie sogar ausdrücklich aus.(12)

5. Noch seltener sind Datenlücken, die auf die völlige Nichtdokumentation des Abstimmungsverhaltens von Abgeordneten und auch der Gründe für ihre Abwesenheit zurückzuführen sind. Hier handelt es sich also um fehlende Werte im engeren Sinne des Wortes. Diese Variante tritt bei Abstimmungsanalysen in der Regel selten auf.

Im folgenden werden wir am Beispiel der Frankfurter Nationalversammlung prüfen, ob die verschiedenen Typen fehlender Werte tatsächlich in der hier skizzierten Weise mit demographischen Merkmalen und politischen Orientierungen der Abgeordneten korreliert sind und damit bei unangemessener Behandlung zur Quelle von Ver-

zerrungen und Verfälschungen von Untersuchungsergebnissen werden können, oder ob eine andere - im Grenzfall zufällige - Verteilung fehlender Werte über Fälle und Variablen zu beobachten ist.

### 3. VERFAHREN ZUR BEHANDLUNG FEHLENDER WERTE

In der empirischen Sozialforschung werden im allgemeinen drei Strategien zur Behandlung fehlender Werte angewendet, die auch in den gängigen sozialstatistischen Analysepaketen als Standardoptionen vorgegeben sind: (13)

1. Die Beschränkung der Variablen-bezogenen Berechnungen auf solche Merkmale, über die vollständige Informationen je Fall verfügbar sind (= paarweiser Ausschluß fehlender Werte).
2. Die Eliminierung solcher Fälle, bei denen fehlende Werte auftreten (listenweiser Ausschluß fehlender Werte).
3. Die Ersetzung fehlender Werte durch Schätzwerte (zumeist den Mittelwert).

Die bei der Abstimmungsanalyse eingesetzten Verfahren sind im allgemeinen Varianten dieser Optionen, mit denen versucht wird, negative Effekte der Standardmethoden zur Behandlung fehlender Werte zu verringern. Eine systematische Darstellung oder gar eine verbindliche Kodifizierung der Vorgehensweisen findet sich in der Literatur jedoch nicht, obwohl - wie erwähnt - Abstimmungsdaten in besonderem Maß von dem Problem fehlender Werte betroffen sind. Ein Indiz für die Vernachlässigung dieses Themas ist, daß es in den beiden bisher erschienenen Methodenlehrbüchern zur Abstimmungsanalyse nur am Rande und unsystematisch behandelt wird. (14) Wir sind deshalb darauf angewiesen, die tatsächlich in der Forschung eingesetzten Verfahren im folgenden an einigen Beispielen vorzustellen.

#### 3.1 PAARWEISER AUSSCHLUSS

Der paarweise Ausschluß fehlender Werte wird in reiner Form selten angewendet, unter anderem weil die gängigen Methoden der Metrisierung von Abstimmungsdaten - wie Guttman-Scaling und Faktorenanalyse - diese Option nicht vorsehen, Üblich ist dagegen ein verwandtes Verfahren, das von dem amerikanischen Politologen W. Riker vorgeschlagen wurde. Kriterium für die Auswahl von Abstimmungen ist hier ihre "Wichtigkeit", die 1. als Proportion der Abgeordneten, die an einer Abstimmung teilnehmen zur Gesamtzahl der Abgeordneten und 2. als Ausmaß der Umstrittenheit der Entscheidung, ausgedrückt als Proportion von Ja und Nein-Stimmen, gemessen wird. (15) Die Anwendung von Rikers "Coefficient of Significance" verringert also tendenziell den Anteil fehlender Werte - ohne sie allerdings zu eliminieren -, indem er die besonders betroffenen Abstimmungen aus den Analysen ausschließt. Zweifelhaft ist jedoch, ob dieses Vorgehen tatsächlich eine problemgerechte Lösung darstellt. So können Teilnehmeraten bei fortgeschrittener Tageszeit oder um die Mittagsstunde drastisch sinken, selbst wenn ein bedeutender Gegenstand zur Entscheidung ansteht. Besonders problematisch wird ein Ausschluß von Abstimmungen nach dem Kriterium der Beteiligung, wenn bestimmte Kategorien von Abgeordneten aus poli-

tischen Gründen über Serien von Abstimmungen fernbleiben. Dann kann dieses Auswahlprinzip schwerwiegende Verzerrungen des Untersuchungsfeldes bewirken. So verringern sich z.B. im Fall der Frankfurter Nationalversammlung die Teilnahmeraten ab April 1849 erheblich, u.a. weil die österreichischen Abgeordneten von ihrer Regierung zurückgerufen wurden. Dennoch sind die Abstimmungen in dieser Phase sehr bedeutsam, weil sich im Zusammenhang mit der Frage nach der besten Politik zur Druchsetzung der Reichsverfassung eine veränderte Konstellation in der Paulskirche formierte, die von den zuvor dominierenden Politikdimensionen (rechts-links, groß-deutsch-kleindeutsch) abwich. (16)

Anhand der von uns analysierten Daten zur parlamentarischen Partizipation der Frankfurter Nationalversammlung konnten wir näher bestimmen, in welchem Ausmaß die auf Nichtmitgliedschaft zurückzuführenden Datenlücken bei namentlichen Abstimmungen über die Kategorien wichtiger Hintergrundvariablen wie Beruf, regionale Herkunft und politische Richtung variieren. Nichtmitgliedschaft ist im gegebenen Fall als die bei weitem bedeutendste Ursache für zwei Drittel der beobachteten Datenlücken verantwortlich. Die Ergebnisse einer Varianzanalyse mit der abhängigen Variable "Zahl der Abstimmungen, bei denen Abgeordnete nicht Mitglied waren" und den unabhängigen Variablen "regionale Herkunft", "Beruf" und "politische Richtung der Abgeordneten" sind jeweils in den Spalten 1 von Tab. 1 - 3 dargestellt. Es wird deutlich, daß die Kontinuität parlamentarischer Partizipation sich nach Regionen erheblich unterscheidet (zwischen durchschnittlich 24 durch Nichtmitgliedschaft bedingten Abwesenheiten bei den Abgeordneten der süddeutschen Klein- und Mittelstaaten und 45 bei den österreichischen Abgeordneten). Eine ähnliche Schwankungsbreite ist bei der Variablen "Beruf" zu beobachten (durchschnittlich 20 Abstimmungen bei den Angehörigen des Bildungssektors vs. 50 bei den Klerikern). Noch deutlicher klaffen die Werte für die verschiedenen politischen Richtungen auseinander (bei den fraktionslosen Abgeordneten durchschnittlich 59 durch Nichtmitgliedschaft bedingte Abwesenheiten, bei den Mitgliedern des linken Zentrums 12). Eine inhaltliche Interpretation dieser Befunde, bei der auch die übrigen Typen fehlender Werte berücksichtigt werden, folgt im nächsten Abschnitt. Hier soll lediglich festgehalten werden, daß die Kontinuität parlamentarischer Partizipation mit Hintergrundvariablen der Abgeordneten korreliert, die zu den Standardmerkmalen parlamentssoziologischer Untersuchungen gehören. Uns ist bewußt, daß diese Zusammenhänge keine Konstanten sind, sondern über Zeit und abweichende politische Kontexte variieren. Sie sind jedoch ein Hinweis darauf, daß bei Auswahl von Abstimmungen nach dem Kriterium der Vollständigkeit keine Ergebnisneutralität unterstellt werden darf. Dabei ist nicht nur mit Verzerrungen der durch Abstimmungsanalysen zu ermittelnden Politikdimensionen zu rechnen, sondern darüber hinaus auch mit einer systematischen Veränderung der Erhebungsgesamtheit. Das ist insbesondere dann der Fall, wenn Serien von Abstimmungen mit niedrigen Partizipationsraten auftreten und gleichzeitig die Mitgliedschaft im Parlament stark fluktuiert. Die Frankfurter Nationalversammlung ist in ihrer Schlußphase ein gutes Beispiel für eine solche Konstellation (vgl. Abb. 1).

Tabelle 1: Die Verteilung verschiedener Typen fehlender Werte bei 98 namentlichen Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung über die Kategorien der Variablen 'regionaler Herkunft der Abgeordneten'

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		N
	Zahl der Abstimmungen, bei denen Abgeordnete nicht Mitglied waren: Nichtmitgliedschaftsrate		P-Index 1: Anteil entschuldigter Abwesenheit (1)		P-Index 2: Anteil unentschuldigter Abwesenheit (2)		P-Index 3: Anteil unspezifizierter Abwesenheit (3)		Zahl der Abstimmungen, bei denen fehlende Werte auftreten		
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	
Bayern	25,9	32,0	6,1	9,5	5,8	9,7	9,5	13,2	39,9	29,3	92
Südd. Klein- u. Mittelst.	23,7	34,9	8,9	11,7	5,6	6,7	17,2	22,7	46,1	32,4	80
Mitteld. Klein- u. Mittelst.	36,3	37,5	6,5	10,1	7,4	10,2	14,7	21,3	52,6	34,2	72
Nordd. Klein- u. Mittelst.	25,4	33,2	3,9	6,5	6,0	7,0	10,6	13,1	39,3	30,4	103
Rheinpreußen	33,7	35,4	6,9	10,7	5,8	6,3	13,4	15,3	49,4	29,9	78
Brandenburg, Prov. Schlesien	28,9	35,4	4,8	8,4	6,0	8,1	12,3	17,7	42,7	32,3	119
Preuß. Ostseeprovinzen	32,8	34,6	7,8	13,0	5,1	7,5	13,6	19,8	46,5	31,7	83
Böhmen/Mähren	33,5	34,0	6,1	11,0	9,3	15,0	20,8	25,7	53,2	31,3	59
Übriges Österreich	44,8	35,1	7,4	12,3	6,9	9,4	20,3	20,3	61,5	29,9	128
Insgesamt	32,0	35,1	6,4	10,5	6,3	9,0	14,6	19,1	47,9	31,9	814
F	3,9		2,0		1,3		4,1		5,7		
SIG	0,0002		0,0451		0,1933		0,0001		0,0000		
ETA <sup>2</sup>	0,04		0,02		0,01		0,04		0,05		



Tabelle 2: Die Verteilung verschiedener Typen fehlender Werte bei 98 namentlichen Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung über die Kategorien der Variablen 'Beruf der Abgeordneten'

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		N
	Zahl der Abstimmungen, bei denen Abgeordnete nicht Mitglied waren: Nichtmitgliedschaftsrate		P-Index 1: Anteil entschuldigter Abwesenheit (1)		P-Index 2: Anteil unentschuldigter Abwesenheit (2)		P-Index 3: Anteil unspezifizierter Abwesenheit (3)		Zahl der Abstimmungen, bei denen fehlende Werte auftreten		
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	
Justizdienst	25,8	31,2	7,2	12,8	6,3	7,0	11,3	13,3	41,8	30,4	137
Verwaltungsdienst	30,4	33,4	7,5	11,1	5,7	6,9	12,6	15,2	46,3	30,2	163
Bildungssektor	20,1	29,7	3,1	5,9	4,7	4,3	9,1	12,5	32,1	28,2	115
Militärs	39,4	37,3	5,6	8,0	7,1	10,3	21,7	19,1	58,9	29,8	18
Klerus	49,7	40,6	7,3	11,1	5,8	10,1	16,5	20,1	62,3	32,1	40
Unternehmer	30,9	31,9	8,2	11,9	7,5	14,7	12,9	13,8	49,4	29,5	46
Gutsbesitzer	31,2	34,8	6,4	8,2	9,4	13,2	17,8	18,9	53,0	29,1	48
Anwälte	31,4	34,8	7,7	10,6	7,0	10,1	17,3	21,2	51,0	31,4	96
Publizisten	43,6	43,2	3,8	8,4	6,8	9,3	25,8	31,2	56,4	38,2	19
Andere freie Berufe	36,8	34,1	4,6	7,4	5,2	6,2	14,3	19,7	48,8	31,6	33
Insgesamt	30,0	34,9	6,4	10,4	6,3	8,7	13,7	17,1	46,1	31,2	715 <sup>+</sup>
F		3,6		2,2		1,5		3,8		5,5	
SIG		0,0002		0,0205		0,1562		0,0001		0,0000	
ETA <sup>2</sup>		0,04		0,03		0,02		0,05		0,07	

<sup>+</sup> Fehlende Werte bei der Variablen Beruf: 99 (= 12,2 %)

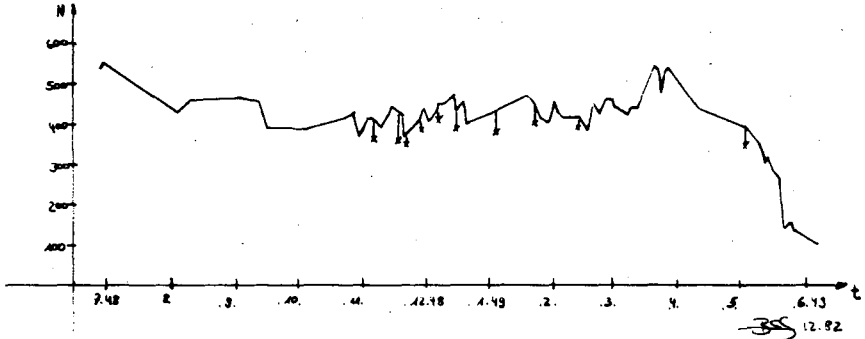
150

Tabelle 3: Die Verteilung verschiedener Typen fehlender Wert bei 98 namentlichen Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung über die Kategorien der Variablen 'Politische Richtung der Abgeordneten'

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		
	Zahl der Abstimmungen, bei denen Abgeordnete nicht Mitglied waren: Nichtmitgliedschaftsrate		P-Index 1: Anteil entschuldigter Abwesenheit (1)		P-Index 2: Anteil unentschuldigter Abwesenheit (2)		P-Index 3: Anteil unspezifizierter Abwesenheit (3)		Zahl der Abstimmungen, bei denen fehlende Werte auftreten		
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	N
Fraktionslos	58,8	36,2	5,6	12,7	8,3	13,8	20,5	28,1	70,9	29,3	182
Linke	14,0	24,7	7,7	9,9	7,4	7,6	12,2	13,5	35,7	26,1	114
Linkes Zentrum	11,7	20,8	6,3	8,7	5,7	5,2	9,9	8,9	29,6	23,4	102
Rechtes Zentrum	17,3	24,4	6,6	9,6	5,1	6,3	12,0	13,9	35,0	27,0	205
Rechte	15,9	22,6	6,8	8,5	6,0	5,8	11,7	11,6	35,1	23,6	54
Unbekannt	51,8	33,5	5,9	11,1	5,5	8,5	17,2	21,2	63,2	29,4	157
Insgesamt	32,0	35,1	6,3	10,5	6,3	9,0	14,6	19,1	47,9	31,9	814
F	95,74		0,61		3,3		6,8		61,2		
SIG	0,0000		0,6914		0,0065		0,0000		0,0000		
ETA <sup>2</sup>	0,33		0,00		0,02		0,04		0,27		

- 1) P-Index 1:  $\frac{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete entschuldigt fehlt}}{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete Mitglied des Parlamentes war}} \times 100$
- 2) P-Index 2:  $\frac{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete unentschuldigt fehlt}}{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete Mitglied des Parlamentes war}} \times 100$
- 3) P-Index 3:  $\frac{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete ohne weitere Spezifikation fehlt}}{\text{Anzahl der Abstimmungen, bei denen der Abgeordnete Mitglied des Parlamentes war}} \times 100$

Abbildung 1  
Anwesenheit der Abgeordneten  
der Frankfurter Nationalversammlung  
1848/49 bei namentlichen Abstimmungen



↓  
x = Schwankungsbreite der  $N_{MdN}$  bei  
mehreren Abstimmungen an einem Tag

Festzuhalten bleibt: Der Ausschluß von Abstimmungen mit besonders hohen Anteilen fehlender Werte kann zu einer Vorauswahl von Untersuchungseinheiten und items führen, die sachlich nicht gerechtfertigt ist, sich in ihren Konsequenzen nur schwer abschätzen läßt und wichtige Analyseperspektiven verkürzt. Vorzuziehen sind formalisierte Auswahlverfahren wie Rikers "Coefficient of Significance" allerdings solchen Vorgehensweisen, die Abstimmungen ohne Angabe eines nachvollziehbaren Auswahlkriteriums eher intuitiv wegen ihres "außerordentlich hohen Anteils fehlender Werte" (17) ausschließen.

### 3.2 LISTENWEISER AUSSCHLUSS

Das Verfahren des listenweisen Ausschlusses fehlender Werte wird in seiner reinen Form bei Abstimmungsanalysen nicht angewendet. Es hätte in der Regel fatale Folgen: Würden z.B. im Fall der Frankfurter Nationalversammlung nur solche Abgeordneten berücksichtigt, die an allen Abstimmungen teilgenommen haben, so würde sich die Zahl der in die Analyse eingehenden Fälle von 814 auf vier verringern, für die französische Nationalversammlung von 1848 würde sich die Fallzahl von 917 ebenfalls auf vier reduzieren, für das britische Unterhaus in der Sitzungsperiode von 1841-1847 von 815 sogar auf null. Eine Strategie zur Vermeidung dieses Effekts, der in letzter Konsequenz für die Mehrzahl von Repräsentativkörperschaften das Instrumentarium der Abstimmungsanalyse unanwendbar werden ließe, ist es, eine gewisse Zahl von fehlenden Werten zuzulassen, und nur diejenigen Abgeordneten in die Untersuchung aufzunehmen, die unterhalb eines frei gewählten Grenzwertes liegen. Hier stellen sich jedoch zwei Probleme: Zum einen dürfte es schwerfallen, eine sachliche Begründung für die Höhe des "erlaubten" Anteils fehlender Werte zu finden, zum anderen ist die Annahme plausibel,

daß Teilnehmeraten über verschiedene Kategorien von Abgeordneten variieren, dieses Auswahlkriterium also systematische Verzerrungen bewirkt; man denke nur an die nach Berufszugehörigkeit oder regionaler Herkunft unterschiedliche "Abkömmlichkeit".

V. Cromwell hat in ihrer Untersuchung über das House of Commons von 1861 versucht, die durch eine Auswahl nach Vollständigkeit bedingten Verzerrungen durch die Bildung von Subgruppen von Abgeordneten mit unterschiedlichen Teilnehmeraten zu vermeiden. (18) Dazu wurden sämtliche Fälle nach ihrem Anteil fehlender Werte hierarchisch geordnet und zehn überlappende Untergruppen von je hundert Abgeordneten mit zunehmender Zahl von Datenlücken beim Abstimmungsverhalten gebildet. Die Analysen der politischen Positionen von Abgeordneten mit Verfahren der multidimensionalen Skalierung wurden anschließend für jede Subgruppe gesondert durchgeführt. Hier stellt sich allerdings die Frage, ob ein Vorgehen sinnvoll ist, das ein Parlament in Teileinheiten zerlegt, die sich nicht aus seiner politischen Gliederung ableiten lassen und in unbekanntem Maße verzerrt sind. Hinzu kommen erhebliche Probleme bei der Interpretation der Befunde, da es schwerfallen dürfte, ohne zusätzliche Informationen zu entscheiden, ob abweichende Ergebnisse zwischen den Untergruppen auf variierende Partizipationsraten oder aber auf die abweichende "demographische" Zusammensetzung der Subpopulationen zurückzuführen sind. Die sich hieraus ergebenden Schwierigkeiten haben die Autorin vermutlich dazu veranlaßt, nur die Ergebnisse für die hundert Abgeordneten mit dem geringsten Anteil fehlender Werte zu veröffentlichen. Bei diesem Vorgehen sind die zuvor erwähnten Verzerrungen durch "Abkömmlichkeit" und verwandte Phänomene jedoch nicht auszuschließen.

Anhand der Daten zur Frankfurter Nationalversammlung haben wir untersucht, inwieweit unterschiedliche Typen fehlender Werte über die Kategorien der Hintergrundvariablen Beruf, regionale Herkunft und politische Richtung variieren. Unsere Absicht ist es, auf diese Weise zu überprüfen, ob sich die von uns zuvor unterstellten Ursachen für das Auftreten von Datenlücken im konkreten Fall tatsächlich nachweisen lassen und folglich als mögliche Quellen von Verzerrungen serieller Abstimmungsanalysen behandelt werden müssen. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 1-3 zusammengefaßt. Die Werte in Spalte 1, die wir bereits bei der Diskussion der Auswahl von Abstimmungen nach dem Kriterium der Minimierung fehlender Werte kurz erörtert haben, informieren über die Kontinuität der Mitgliedschaft im Parlament (Nichtmitgliedschaftsrate). Die Partizipations- (P)-Indizes 1 und 2 (Spalte 2 und 3) messen die Anteile entschuldigter bzw. unentschuldigter Abwesenheiten an der Gesamtzahl der Abstimmungen, bei denen die Abgeordneten Mitglieder des Parlaments waren. Der P-Index 3 ist eine Mischkategorie, in der die Werte für diejenigen Abstimmungen dargestellt werden, bei denen vom Büro der Nationalversammlung die Abwesenheiten nicht nach entschuldigt oder unentschuldigt getrennt erfaßt wurden. Dies war insbesondere für die Abstimmungen bis Juli 1848 und bei Anträgen zur Geschäftsordnung der Fall. Spalte 5 stellt die Gesamtzahl der Abstimmungen mit fehlenden Werten dar. Die Nichtmitgliedschaftsrate sowie die P-Indizes 1 und 2 entsprechen den ersten drei in unserer Typologie fehlender Werte abge-

grenzten Varianten, während es sich in Spalte (4) und (5) um nur schwer zu interpretierende Mischkategorien handelt. Im Interesse einer klaren Deutung werden wir unsere folgende Erörterung auf die drei "reinen Typen" fehlender Werte beschränken.

Die Ergebnisse zeigen für die durch Nichtmitgliedschaft bedingten Abwesenheiten bei den drei Hintergrundvariablen zum Teil erhebliche Unterschiede der Merkmalsverteilung. Die größte Variation weisen die Kategorien der Variablen "politische Richtung" auf. Hier liegt F mit 95,8 und  $ETA^2$  mit 0,33 deutlich über den bei allen anderen Variablen beobachteten Werten. Es wäre jedoch voreilig, hieraus zu schließen, daß verkürzte Mitgliedschaft als eine Variante politischen Verhaltens gedeutet werden müsse - etwa analog der Nichtbeteiligung an einer Wahl. Ein Blick auf die Einzelwerte zeigt zwar, daß die Anteile fehlender Werte für die Abgeordneten ohne Fraktionszugehörigkeit bzw. mit unbekannter Fraktionszugehörigkeit besonders hoch liegen. Dieser Befund darf jedoch nicht in der Weise gedeutet werden, daß Parlamentarier ohne feststellbare Bindung an eine Fraktion etwa infolge mangelnder Motivation oder wegen des Fehlens von disziplinierendem Gruppendruck vorzeitiger als andere aus dem Parlament ausgeschieden seien. Tatsächlich kann die Fraktionszugehörigkeit derjenigen Abgeordneten, die ihr Mandat nur für kurze Zeit ausübten, häufig nicht ermittelt werden; bei den Abgeordneten, die in der Schlußphase in das Parlament eintraten, ist eine Zuordnung allein schon deshalb unmöglich, weil sich ab Anfang 1849 die zuvor bestehenden parlamentarischen Gruppierungen aufzulösen begannen. Die Merkmalsverteilung über die Kategorien der Variablen "politische Richtung" erlaubt also entgegen dem ersten Anschein keine klare Deutung im Sinne einer Abhängigkeit der Kontinuität der Parlamentsmitgliedschaft von der Zugehörigkeit zu einem politischen Lager. Der Zusammenhang ist eher umgekehrt in der Weise zu interpretieren, daß eine verkürzte Verweildauer im Parlament eine klare Bestimmung der Fraktionszugehörigkeit erschwerte bzw. verhinderte. Diese Einschätzung wird auch dadurch unterstützt, daß sich bei denjenigen Abgeordneten, die eindeutig einem politischen Lager zugeordnet werden können, die Nichtmitgliedschaftsraten im Parlament nur wenig voneinander unterscheiden, gleichgültig ob sie dem rechten oder dem linken Flügel angehörten.

Betrachten wir die Verteilung der Nichtmitgliedschaftsrate über die Kategorien der Variablen "regionale Herkunft" fällt zunächst der hohe Wert für die nichtböhmischen Abgeordneten der Habsburger Monarchie auf. Einen Grund für die besondere Betroffenheit dieser Gruppe haben wir bereits genannt: Die österreichischen Abgeordneten wurden als erste - rund zwei Monate vor der endgültigen Auflösung der Nationalversammlung - von ihrer Regierung zurückgerufen. Dieser Hinweis reicht jedoch für eine Erklärung nicht aus, denn die Nichtmitgliedschaftsrate der böhmischen Abgeordneten, die ebenfalls zum Austritt aufgefordert worden waren, liegt nur geringfügig über dem Gesamtdurchschnitt. Eine abschließende Deutung dieser Befunde ist auf der Grundlage der verfügbaren Daten nicht möglich, doch weisen Ergebnisse anderer Untersuchungen daraufhin, daß die Loyalitätsbindungen vieler böhmischer Abgeordneter an die Wiener Regierung geringer waren als die ihrer Kollegen aus dem restlichen Öster-

reich. (19) Die Werte für die anderen Kategorien der Variablen "regionale Herkunft" variieren in einer nicht klar interpretierbaren Weise. Zwar lassen geringere Nichtmitgliedschaftsraten der süddeutschen Abgeordneten einen Einfluß des Faktors "Abkömmlichkeit" vermuten, da es ihnen wegen der größeren Nähe zum Tagungsort leichter fallen konnte, unter Beibehaltung ihres Mandats beruflichen, familiären und politischen Verpflichtungen in den Heimatregionen nachzukommen, doch galt dieser "Platzvorteil" in ähnlicher Weise für die Abgeordneten der Mitteldeutschen Staaten, die eine überdurchschnittliche Nichtmitgliedschaftsraten aufwiesen, während die schlesischen und brandenburgischen Abgeordneten bei größerer räumlicher Entfernung durchschnittlich länger im Parlament verblieben. Ähnlich widersprüchlich sind die Ergebnisse für die Variable "Beruf". Hier hatten mit den Klerikern und den Publizisten zwei Berufsgruppen die höchsten Nichtmitgliedschaftsraten, die eher weniger als andere vom Problem der Abkömmlichkeit betroffen waren. Erst wenn wir die im Staatsdienst stehenden Abgeordneten zusammenfassen und sie den Unternehmern, Gutsbesitzern und Freiberuflern als einer Kategorie gegenüberstellen, zeigt sich eine auf die Wirkung des Faktors Abkömmlichkeit verweisende Tendenz: Abgeordnete im Staatsdienst fehlten wegen Nichtmitgliedschaft bei durchschnittlich 27 Abstimmungen, Freiberufler, Gutsbesitzer und Unternehmer bei durchschnittlich 33 Abstimmungen. Doch dieser Zusammenhang ist weniger ausgeprägt als wir erwartet hatten. Zudem ist es unbefriedigend, daß die Werte für einzelne Berufsgruppen nicht entlang der Kategoriengrenze Staatsdienst vs. Nichtstaatsdienst diskriminieren. Allgemein können wir festhalten, daß die Kontinuität der Mitgliedschaft im Parlament nicht eindeutig durch die Abkömmlichkeit von Abgeordneten erklärt werden kann; jedenfalls soweit sie sich über regionale Herkunft und Berufszugehörigkeit messen läßt. Gleiches gilt für die Vermutung einer Abhängigkeit der Nichtmitgliedschaftsraten von politischen Orientierungen der Abgeordneten. Nach den vorliegenden Befunden müssen wir von einer weitaus komplizierteren und variablenreicheren Konstellation von Einflußfaktoren ausgehen, als wir sie mit dem hier verfolgten Untersuchungsansatz erfassen können. Doch wenn sich auch die zuvor von uns unterstellten Ursachen für Verzerrungen des Untersuchungsfeldes nicht eindeutig nachweisen lassen, bestätigen die Ergebnisse im gegebenen Fall um so nachdrücklicher unsere Warnung vor einer unkontrollierten Auswahl von Fällen nach dem Kriterium der Minimierung fehlender Werte beim Abstimmungsverhalten, denn die Nichtmitgliedschaftsraten variieren zum Teil erheblich über Kategorien der drei hier verwendeten Hintergrundvariablen. Eine Auswahl dieses Typs hätte für die Frankfurter Nationalversammlung z.B. zu einer deutlichen Unterrepräsentation der fraktionslosen, der österreichischen und der dem Klerus zugehörigen Abgeordneten geführt. Da die drei hier berücksichtigten Hintergrundvariablen wiederum mit politischen Orientierungen korrelieren, hätte eine Auswahl von Fällen nach dem Kriterium der Minimierung fehlender Werte beim Abstimmungsverhalten auch zu einer Verzerrung dieser Merkmalsdimension geführt. Die Tatsache, daß wir keine eindeutige Ursache für abweichende Nichtmitgliedschaftsraten ermitteln konnten, ist eher ein zusätzliches Argument gegen als für die Anwendung von Varianten des Verfahrens eines listenweisen Ausschlusses fehlender Werte. Ist kein genereller regelhafter Zusammenhang nachweisbar, muß bei dieser Art der Behandlung von Datenlücken in jeder Untersuchung erneut überprüft werden, in welchem Ausmaß und welcher Richtung Verzerrungen auftreten.

Nach der ausführlichen Erörterung der durch Nichtmitgliedschaft bedingten fehlenden Werte, wollen wir uns im folgenden auf einige ausgewählte Aspekte der P-Indizes 1 und 2 beschränken. Dies ist auch deshalb gerechtfertigt, weil in der Frankfurter Nationalversammlung zwei Drittel der Datenlücken beim Abstimmungsverhalten durch vorzeitigen Austritt oder nachträglichen Eintritt der Abgeordneten verursacht wurden. Die Variation des P-Index 1 über die Kategorien der Variablen "politische Richtung" zeigt nur geringe Abweichungen vom Mittelwert, die Werte für F und ETA<sup>2</sup> sind so niedrig, daß von einer zufälligen Verteilung ausgegangen werden kann. Markanter sind die Abweichungen bei der Berufsvariablen. Hier weisen die Unternehmer beim Anteil entschuldigter Abwesenheit den höchsten, die Publizisten und die Angehörigen des Bildungssektors die niedrigsten Werte auf; ein Befund, der im Rückgriff auf die Abkömmlichkeitsthese gedeutet werden kann. Weniger plausibel ist die Variation des P-Index 1 über die Kategorien der Variablen "regionale Herkunft". Zwar läßt sich der hohe Wert für die Abgeordneten der süddeutschen Klein- und Mittelstaaten auf konkurrierende Engagements in der Landespolitik (gleichzeitige Mitgliedschaft in den badischen und württembergischen Landesparlamenten und Regierungen) zurückführen, doch bleiben andererseits die Gründe für das niedrige Ausmaß entschuldigter Abwesenheit bei den Abgeordneten der norddeutschen Klein- und Mittelstaaten sowie der preußischen Provinzen Brandenburg, Sachsen und Schlesien unklar. Auch hier müssen wir wie bei der Nichtmitgliedschaftsrate ein Zusammenwirken bekannter und bislang unbekannter Einflußgrößen annehmen, das erst noch differenzierter Analysen bedarf.

Im Hinblick auf den P-Index 2 interessiert uns insbesondere die Frage, ob unentschuldigte (und das heißt zumeist: kurzfristige) Abwesenheit als gezielte Vermeidung von Entscheidungssituationen gedeutet werden können oder aber auf eher zufällige Konkurrenzen im Zeitbudget der Abgeordneten u.ä. zurückzuführen sind. Uns ist bewußt, daß der hier verwendete Untersuchungsansatz wenig zur Analyse strategischen Abstimmungsverhaltens beizutragen vermag, doch vermuten wir für den Fall, daß Abwesenheit tendenziell als Option in einem Entscheidungsdilemma gewählt wurde, einen Zusammenhang mit der Variablen "politische Richtung". Dabei gehen wir von der Annahme aus, daß die Entscheidungssituation von Abgeordneten der Mitte eher durch Unsicherheit und konkurrierende Erwartungen relevanter Akteure im Umfeld gekennzeichnet war, als auf den Flügelpositionen. (20) Daß heißt im gegebenen Fall: Höhere Werte für den P-Index 2 bei den Abgeordneten des Zentrums, niedrigere bei den Mitgliedern der Rechten und der Linken. Die Befunde bestätigen diese Annahmen nicht, sie weisen eher in die entgegengesetzte Richtung. Da der Zusammenhang zwischen dem P-Index 2 und der Variablen "politische Richtung" insgesamt schwach ist, bleibt festzuhalten, daß unsere Daten keinen Hinweis auf eine politische Konnotation der Verhaltensvariante "unentschuldigte Abwesenheit" geben.

Auch die Verteilung der P-Indizes 1 und 2 bestätigt unsere Skepsis gegenüber einer unkontrollierten Auswahl von Fällen nach dem Kriterium der Minimierung fehlender Werte beim Abstimmungsverhalten. Zwar sind die Ursachen für das Auftreten von Datenlücken weniger einfach als wir eingangs vermutet hatten, doch konnten wir für den

Fall der Frankfurter Nationalversammlung nachweisen, daß die verschiedenen Typen fehlender Werte nicht zufällig über die Kategorien wichtiger Hintergrundvariablen variieren.

### 3.3 DIE SCHÄTZUNG FEHLENDER WERTE

Um negative Wirkungen des listenweisen und paarweisen Ausschlusses fehlender Werte bzw. von Varianten dieser Optionen zu vermeiden, werden in der Forschung häufig Schätzverfahren eingesetzt. Die Vorteile dieser Vorgehensweise liegen auf der Hand:

1. wird die vorhandene Information in größeren Umfang als bei den auf Ausschluß von Werten oder Variablen beruhenden Verfahren genutzt, die erhobenen Fälle und die ursprünglich ausgewählten Indikatoren gehen vollständig in die Untersuchung ein,
2. können geschätzte Werte bei Skalenbildungen verwendet werden, die Vollständigkeit der Datenmatrix voraussetzen.

In der Literatur und in den gängigen Statistikprogrammsystemen wird eine Vielzahl von Schätzverfahren angeboten, die hier nicht alle vorgestellt werden können. Wir werden uns deshalb auf diejenigen Varianten beschränken, die zu den Standardoptionen der verbreiteten Programmpakete gehören und/oder für den Anwendungsfall von Abstimmungsdaten besonders geeignet sind. Wir werden die Güte der verschiedenen Schätzverfahren anhand eines Index überprüfen, der zur Lokalisierung der Abgeordneten der Frankfurter Nationalversammlung auf der rechts-links Dimension gebildet wurde. Als Verfahren der Variablenreduktion haben wir die Faktorenanalyse eingesetzt (oblique Lösung), mit der das Verhalten in insgesamt 98 nach dem Zufallsprinzip ausgewählten namentlichen Abstimmungen ausgewertet wurde. Die rotierte Faktorenmatrix (Pattern-Matrix) weist 7 Faktoren auf (Grenzwert: 1 % Varianzbeitrag). Der Varianzbeitrag des Hauptfaktors liegt bei 56,3 %, für die beiden nachfolgenden Faktoren bei 10,4 % und 4,1 %. Der Hauptfaktor konnte nach Inspektion der Faktorenladungen eindeutig als rechts-links Dimension des Abstimmungsverhaltens interpretiert werden. Gestützt wurde diese Deutung durch die hohe Korrelation der Faktorwerte mit der Fraktionszugehörigkeit der Abgeordneten, die ebenfalls der rechts-links Dimension folgte:  $ETA = .92$ . Diese gute Übereinstimmung beider Indikatoren für politische Orientierungen wurde allerdings erst erzielt, nachdem wir ein Schätzverfahren für fehlende Werte angewendet hatten, das auf einem regressionsanalytischen Modell beruht. Im folgenden werden wir die Stärke der Korrelation der Faktorwerte (= Rechts-Links-Index) mit der Variablen Fraktionszugehörigkeit als Maß für die Güte der verschiedenen Schätzmethoden verwenden. Abb. 2 stellt die Verteilung der Abgeordneten der Frankfurter Nationalversammlung auf dem "Rechts-Links-Index" dar, nachdem zuvor die fehlenden Werte durch ein regressionsanalytisches Schätzverfahren ersetzt wurden. Die Verteilungsform ist eindeutig bimodal, der Bereich um den Mittelwert nur schwach besetzt. Die Modi liegen jeweils bei -1.3 und +1.0, die Extremwerte bei +1.3 ("extrem rechts") und -1.6 ("extrem links"). Der Median hat den Wert von 0,37 und zeigt damit eine "rechte" Mehrheit in der Nationalversammlung an.



Abbildung 2

```

H
H
H
H
H
H
H
H
HHH
HHH H
HHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHHH
-----U
      EACH "-" ABOVE =          .1000
            L =           -1.6000
            U =            1.3000
CASE NO. OF MIN. VAL. =    806
CASE NO. OF MAX. VAL. =    224

                                MAXIMUM        1.2462000
                                MINIMUM         -1.4589000
                                RANGE             2.7051000
                                VARIANCE         1.0000031
                                ST.DEV.         1.0000016
                                (Q3-Q1)/2       1.0973000
                                MX.ST.SC.       1.25
                                MN.ST.SC.       -1.46

LOCATION ESTIMATES                ST.ERROR
MEAN                            -.0000025      .0361315
MEDIAN                          .3720500      .0691666
MODE                            -1.2924000

```

### 3.3.1 DIE ERSETZUNG FEHLENDER WERTE DURCH DEN MITTELWERT

Die Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert der Variablen ist ein übliches und als "vorsichtig" eingeschätztes Verfahren, das auch in Abstimmungsanalysen häufig Anwendung findet. Als Rechtfertigung für dieses Vorgehen wird - zumeist allerdings unausgesprochen - unterstellt, daß Abwesenheiten mit Enthaltungen gleichgesetzt werden können. Abgesehen von der Problematik dieser Annahme hat die Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert die unerfreuliche Folge, daß die Faktorwerte in direkter Abhängigkeit von der Zahl der Variablen, die fehlende Werte aufweisen, abnehmen. Bezogen auf unser Beispiel bedeutet das: Ein Abgeordneter der Linken, der selten an Abstimmungen teilnahm, wird auf dem Rechts-Links-Index zur Mitte hin tendieren, sein Kollege, der über die gesamte Legislaturperiode sein Mandat wahrnahm und selten bei Abstimmungen fehlte, wird - wie es seine Fraktionszugehörigkeit anzeigt - eine Position in der Nähe des linken Extremwertes einnehmen. Zur Demonstration dieses Effekts haben wir für je 10 Abgeordnete der extremen Linken (Fraktion Donnersberg) und der extremen Rechten (Café Milani) die Veränderung ihrer Positionen auf dem rechts-links-Kontinuum in Abhängigkeit von der Zahl der Abstimmungen mit fehlenden Werten dargestellt.

Tabelle 4: Die Wirkung der Ersetzung fehlender Werte bei Abstimmungsdaten durch den Mittelwert auf die Lokalisierung politischer Positionen von Abgeordneten

Fraktion "Donnersberg" (extreme Linke)

Name	Anzahl der Abwesenheiten	Faktorenwert nach Ersetzung durch den Mittelwert	Faktorenwert nach Ersetzung durch den Schätzwert
A. Thieme	94	.11	-1.29
A. Ruge	91	.14	-1.28
F.J. Richter	80	.33	-1.27
M. Werner	50	-.44	-1.27
E.F.F. Schmidt	40	-.29	-1.20
N. Titus	28	-.72	-1.20
E.W. Zimmermann	18	-.59	-1.35
A. Boczek	10	-.74	-1.27

Fraktion "Café Milani" (extreme Rechte)

Name	Anzahl der Abwesenheiten	Faktorenwert nach Ersetzung durch den Mittelwert	Faktorenwert nach Ersetzung durch den Schätzwert
H.A.E.v. Auerswald	93	-.02	.99
C.L.v. Bruck	91	-.07	1.11
E. Roß	86	-.03	1.07
F. Egger	57	.24	1.01
M.v. Schwerin	50	.65	1.09
E.H.v. Flottwell	42	.66	1.14
J.J.I.v. Döllinger	28	.77	1.13
W.C.F. Grävell	17	.71	1.02
W. Schultze	10	.96	1.10

Abb. 3 zeigt die Verteilung der Abgeordneten auf dem rechts-links-Kontinuum nach einer Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert. Gegenüber Abb. 2 ist die Verteilungsform deutlich verändert: Der Modalwert ist nunmehr mit dem arithmetischen Mittel und dem Median identisch, die Flügelpositionen sind nur noch schwach besetzt; ein "Befund", der das Vorhandensein einer starken politischen Mitte in der Nationalversammlung suggeriert, aber - wie wir nachgewiesen haben - nur ein Artefakt des gewählten Schätzverfahrens ist.

Abbildung 3

	H			
	H			
	H			
	H			
	HH		EACH "H"	
	HH		REPRESENTS	
	HH		16	
	HHH	HH	COUNT(S)	
	HHH	HHHHHHHHH		
	HHHHHHHHHHH	HHHHHHHHHHH		
	HHHHHHHHHHHHHHHHHHHHH	HHHHHHHHHHHHHHHHHHHHH		
	L-----U			
	EACH "-" ABOVE =		.1500	
	L=		-2.4000	
	U=		1.9500	
	CASE NO. OF MIN. VAL. =	770		
	CASE NO. OF MAX. VAL. =	74		
			MAXIMUM	1.2724280
			MINIMUM	-1.8530500
			RANGE	3.1254780
VARIABLE NUMBER . . . . .	1		VARIANCE	.3916139
NUMBER OF DISTINCT VALUES .	759		ST.DEV.	.6257906
NUMBER OF VALUES COUNTED. .	814		(Q3-Q1)/2	.4121415
NUMBER OF VALUES NOT COUNTED	0		MX.ST.SC.	2.03
			MN.ST.SC.	-2.96
LOCATION ESTIMATES			ST.ERROR	
	MEAN	.0000000	.0219339	
	MEDIAN	0.0000000	.0048902	
	MODE	0.0000000		

Unsere Skepsis gegenüber einer Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert wird unterstützt, wenn wir die nach Anwendung dieses Schätzverfahrens errechneten Werte für den "Rechts-Links-Index" mit der Variablen "Fraktionszugehörigkeit" korrelieren. Der Wert von ETA = .77 zeigt eine deutlich verringerte Übereinstimmung beider Indikatoren an.

Nach den vorstehenden Erörterungen sollte deutlich geworden sein, daß die Gleichsetzung von Abwesenheiten mit Enthaltungen bzw. die Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert bei Abstimmungsdaten grob verfälschende Ergebnisse produzieren kann. Die Verzerrungen werden dann besonders groß sein, wenn die Datenmatrix viele Lücken aufweist; die verfälschende Wirkung auf Untersuchungsergebnisse wird dann besonders bemerkbar sein, wenn politischen Positionen einzelner Abgeordneter und nicht die Durchschnittswerte von Aggregaten (z.B. regionale Einheiten) betrachtet werden.

3.3.2 DIE ERSETZUNG FEHLENDER WERTE DURCH GEWICHTETE FAKTORENWERTE

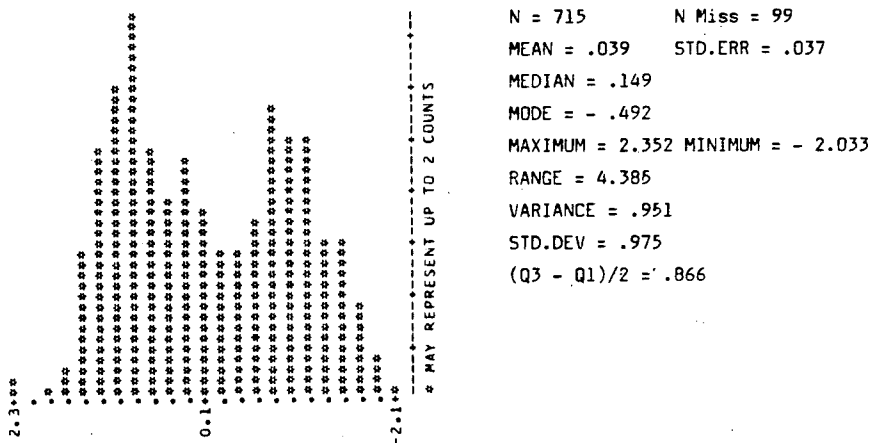
Eine Variante des Verfahrens, fehlende Werte durch den Mittelwert zu ersetzen, ist die Verwendung von gewichteten Faktorwerten. Diese Methode geht von der Annahme aus, daß die Interrelationen zwischen Variablen, die durch eine Faktorenanalyse ermittelt wurden, zur Verbesserung der Schätzung herangezogen werden können. Die Logik des Verfahrens besteht darin, fehlende Werte durch die Summe der vorhandenen Faktorwerte, gewichtet mit einem Korrekturfaktor für die Vollständigkeit der Daten je Fall zu ersetzen: (21)

$$f_i = \frac{\text{Zahl der Variablen in der Variablen-Liste}}{\text{Zahl der nicht-fehlenden Werte des Falles}} \sum_j f_{sc_{ji}} z_j$$

wobei  $f_{sc_{ji}}$  die bekannten Faktorwert-Koeffizienten sind und  $z_j$  die standardisierten Werte für die Variablen mit gültigen Daten. Aber auch dieses Verfahren ersetzt die fehlenden Werte nur auf eine pauschale Weise, indem für alle Datenlücken eines Falles der gleiche Schätzwert verwendet wird. Dies hat bei der Analyse legislativen Verhaltens die unerfreuliche Konsequenz, daß die Varianz der Fälle mit unvollständig dokumentiertem Abstimmungsverhalten tendenziell geringer sein wird, als die der Fälle mit nur wenigen fehlenden Werten. Dieser Effekt mag bei Abstimmungsdaten dann tolerierbar sein, wenn das Abstimmungsverhalten so eindeutig durch eine Hauptdimension determiniert wird, daß die Faktorwerte der Abstimmungen mit gültigen Daten ohne Vorauswahl zur Schätzung der fehlenden Faktorwerte herangezogen werden können. Bei Parlamenten, für die diese Bedingung nicht gilt, führt auch dieses Verfahren zu systematischen Verzerrungen von Indizes.

In unserem Fall nähert sich die Verteilung der Abgeordneten auf dem "Rechts-Links-Index" nach Ersetzung der fehlenden Werte durch gewichtete Faktorwerte zwar der bimodalen Form, die bei Anwendung von regressionsanalytischen Schätzverfahren erreicht wurde, die Flügelpositionen sind jedoch immer noch relativ schwach, der Bereich um das arithmetische Mittel "zu stark" besetzt.\*

Abbildung 4



\* Diese Variante zur Behandlung fehlender Werte ist in der CDC-Version von SPSS, mit der die übrigen Beispiele gerechnet wurden, nicht verfügbar. Wir danken dem Zentralarchiv für empirische Sozialforschung, Köln, für die Erlaubnis, für diese Option den dort installierten IBM-Rechner zu benutzen.

Insgesamt bringt die Verwendung gewichteter Faktorwerte gegenüber einer Ersetzung fehlender Werte durch die Mittelwerte keine Vorteile, wie die Korrelation des "Rechts-Links-Index" mit der Variablen "Fraktionszugehörigkeit" ausweist:  $ETA = 0,76$ .

### 3.3.3 DIE VERWENDUNG VON "CONTRIVED ITEMS"

Einen deutlichen Fortschritt im Hinblick auf die Güte der Schätzung bieten solche Verfahren, die jeden einzelnen fehlenden Wert gesondert aus der vorhandenen Information rekonstruieren. Hier wird also nicht pauschal ein Schätzwert allen fehlenden Werten eines Falles zugeordnet, vielmehr wird aus den Werten von Variablen mit vollständigen Angaben auf den fehlenden Wert einer anderen Variablen geschlossen. Die Schwierigkeit ist hier, äquivalente Indikatoren zu finden, die einen solchen Schluß vom Bekannten auf das Unbekannte mit einer vertretbaren Unschärfe zulassen. William O. Aydelotte hat in seiner Untersuchung des Abstimmungsverhaltens im britischen Unterhaus zur Lösung dieses Problems das Verfahren des "contrived items" angewendet. (22) Sein Ausgangsmaterial kann geradezu als ein Schulbeispiel für das Problem fehlender Werte bei Abstimmungsanalysen gelten: Bei 90 % der insgesamt 1.029 parlamentarischen Entscheidungen im Erhebungszeitraum waren weniger als 300 Abgeordnete des maximal 658 Mitglieder zählenden Unterhauses anwesend.

Als erster Schritt zur Identifizierung äquivalenter Indikatoren wurde von Aydelotte eine Korrelationsmatrix aller 186 von ihm erhobenen Abstimmungen gebildet. Abstimmungspaare wurden zusammengefaßt, wenn sie ein Ähnlichkeitskriterium von Yules'  $Q = 0,65$  erreichten. Aus den Untermengen von Items, die nach diesem Auswahlprinzip abgegrenzt werden konnten, wurden nach inhaltlichen und formalen Gesichtspunkten (z.B. dem Koeffizienten der Skalierbarkeit) Skalen gebildet. Vor allem in solchen Fällen, in denen sich Skalen aus einer relativ geringen Zahl von Abstimmungen zusammensetzten, wurden als Ausnahmen auch solche Items aufgenommen, die mit einigen der übrigen Items eine geringere Korrelation als  $Q = 0,65$  aufwiesen. Zur Bildung von "contrived items" wurden Abstimmungen zunächst nach dem Kriterium des Anteils der Nein-Stimmen (= P-Wert) geordnet. Abstimmungen, die mit der Mehrzahl der übrigen in einer Skala negativ korrelierten, waren zuvor recodiert worden. Das heißt, Ja-Stimmen wurden zu Nein-Stimmen und umgekehrt. Zu "contrived items" hat Aydelotte dann solche Abstimmungen einer Skala zusammengefaßt, die innerhalb eines bestimmten Intervalls des P-Wertes lagen. In einem letzten Schritt wurde geprüft, ob die Abgeordneten bei den Abstimmungen, die einen "contrived item" bilden, überwiegend mit ja oder nein gestimmt hatten. Im ersten Fall ordnete Aydelotte ihnen einen positiven, im zweiten einen negativen Wert für den "contrived item" zu. Fehlende Werte wurden bei dieser Operation vernachlässigt.

Das von Aydelotte angewendete Verfahren hat sicherlich den gewichtigen Vorteil, den Anteil fehlender Werte erheblich zu verringern. Die Wahrscheinlichkeit, daß für keine der zu einem "contrived item" zusammengefaßten Abstimmungen gültige Werte vorhanden sind, sinkt proportional der Anzahl der Abstimmungen, die bei der Bildung dieser summarischen Indikatoren jeweils verwendet wurden. Allerdings treten fehlende Werte auch dann noch auf, wenn Abgeordnete an einer Reihe von parlamentarischen Entscheidungen teilgenommen hatten.

Dies ist dann der Fall, wenn sie bei allen den "contrived item" bildenden Abstimmungen gefehlt hatten oder aber die Zahl ihrer gültigen Ja- und Neinstimmen identisch war. Hinzu kommt, daß ein Wert für einen "contrived item" auch dann zugewiesen wurde, wenn die empirische Evidenz sehr schmal war, im Extremfall wenn der Abgeordnete nur an einer einzigen einbezogenen Abstimmung teilgenommen hatte. Schwer wiegt auch der Einwand des enormen Arbeitsaufwandes des Verfahrens: Zur Identifizierung der zusammengehörigen Abstimmungspaare wurden qua Augenschein über 51.000 Vergleiche durchgeführt. Auch die Bildung der insgesamt 24 Skalen erfolgte manuell. Hinzu kommt, daß die Kriterien für die Aufnahme von Abstimmungen in die Skalen und die "contrived items" nach inhaltlichen und Opportunitätserwägungen variieren. Die Auswahlentscheidungen sind zwar vorzüglich dokumentiert, doch erschweren wechselnde Vorgehensweisen eine klare inhaltliche Interpretation der Ergebnisse.

Diese Vorbehalte haben uns veranlaßt, ein Schätzverfahren einzusetzen, das - wie wir meinen - die Vorteile einer fall- und variablenorientierten Ersetzung von Datenlücken durch bekannte Informationen ohne die Nachteile der von Aydelotte praktizierten "intuitiven Regression" aufweist. Unsere Methode der Schätzung fehlender Werte folgt dem Modell der schrittweisen multiplen Regression.

#### 3.3.4 DIE SCHÄTZUNG FEHLENDER WERTE MIT HILFE DER MULTIPLER REGRESSION

Die Anwendung von anspruchsvolleren Verfahren zur Schätzung fehlender Werte stößt auf das Hindernis, daß SPSS als das in den Sozialwissenschaften weitaus am häufigsten angewendete Programmpaket für diese Zwecke ausgesprochen unkomfortabel ist. Paarweiser und listenweiser Ausschluß sowie die Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert sind zwar als Standardoptionen leicht verfügbar, aufwendigere Schätzverfahren wie die multiple Regression erfordern dagegen die mühsame Rekonstruktion der Algorithmen unter Einsatz einer Vielzahl von SPSS-Statements. Wesentlich benutzerfreundlicher ist in dieser Hinsicht das Programmpaket BMDP, das über zwei spezielle Unterprogramme verfügt, die der Analyse und Schätzung fehlender Werte dienen. (23) Das Unterprogramm 8D berechnet Kovarianz- und Korrelationsmatrizen, die als Eingabe für die Regressions- und Faktorenanalyse verwendet werden können. Es werden vier Verfahrensweisen angeboten, die sich durch den Nutzungsgrad der vorhandenen Information unterscheiden:

- Die Option COMPLETE verwendet nur vollständige Fälle,
- CORPAIR berechnet Korrelationen für komplette Variablenpaare,
- COVPAIR ermittelt die Kovarianzen für komplette Variablenpaare und
- ALLVALUE nutzt alle verfügbaren Werte zur Berechnung der Kovarianzen und Korrelationen

Während COMPLETE ein Minimum an vorhandener Information nutzt, verwertet ALLVALUE ein Maximum.

Das Programm AM kann zur Beschreibung der Struktur fehlender Werte, zur Ermittlung von Kovarianzen und Korrelationen und zur Schätzung

fehlender Werte eingesetzt werden. Für die Deskription werden mehrere Möglichkeiten angeboten:

- Eine Matrix Fall mal Variable, die die Verteilung fehlender Werte darstellt,
- eine Auflistung des prozentualen Anteils fehlender Werte pro Variable,
- univariate Statistiken für jede Variable,
- eine Matrix der validen Fälle pro Variablenpaar und
- eine Matrix des prozentualen Anteils fehlender Werte pro Variablenpaar.

Kovarianz und Korrelation können entweder mittels der COMPLETE oder der ALLVALUE Option berechnet werden. Die Schätzung fehlender Werte wird als Regressionsproblem aufgefaßt, wobei wiederum diverse Optionen, auf die später näher eingegangen werden wird, zur Wahl stehen. Um die Leistungsfähigkeit dieses mathematischen Verfahrens zur Schätzung fehlender Werte zu zeigen, werden wir im folgenden eine Darstellung des von AM verwendeten Algorithmus geben, sowie die Konsequenz daraus für unsere Problematik und unsere Wahl der Parameter innerhalb des Programms AM erläutern.

#### 3.3.4.1 DER ALGORITHMUS FÜR DIE SCHÄTZUNG FEHLENDER WERTE IN AM

Um die besten Prädiktoren für die Regression herauszufinden, wird eine einfache Korrelationsmatrix berechnet. In der 1977-er Version von BMDP werden hierzu zwei Optionen angeboten: COMPLETE und ALLVALUE. (24)

Bei COMPLETE werden nur Fälle in die Berechnung von r einbezogen, die auf allen Variablen valide Werte haben. Diese Vorgehensweise entspricht einem listenweisen Ausschluß fehlender Werte. Innerhalb der Statistikprogrammssysteme ist dies der Standard bei der Berechnung von Korrelationsmatrizen, die den Ausgangspunkt einer multivariaten Analyse (multiple Regression, Faktorenanalyse, Diskriminanzanalyse u.ä.) bilden. In Hinsicht auf die mathematischen Eigenschaften der Korrelationsmatrix ist die Wahl von COMPLETE unproblematisch. Bei einer Häufung von fehlenden Werten kann es jedoch vorkommen, daß die Korrelationsmatrix aufgrund des listenweisen Ausschlusses gar nicht erst berechnet werden kann.

ALLVALUE verwendet alle validen Fälle einer jeden Variablen: in jedem Fall kommt eine Korrelationsmatrix zustande. Die Varianz und die Mittelwerte jeder einzelnen Variablen beruhen auf einem Optimum an verfügbarer Information im Datensatz. Die allgemeine Formel für die Berechnung der Varianz lautet:

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n}$$

mit:  $x_{ij}$  = Wert des Falles i auf der Variablen j

ALLVALUE hingegen berechnet die Varianz nach der Formel: (25)

$$(1) \quad S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^n \delta_j^{ii} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n-1}$$

mit  $\delta_j^{ii} = 1$  ( $\delta$  = Kroneckers Delta), wenn der Wert innerhalb der spezifizierten Grenzen liegt, andernfalls  $\delta_j^{ii} = 0$ , womit der gesamte Term 0 wird. Für die Mittelwertberechnung ergibt sich analog:

$$(2) \quad \bar{x}_i = \frac{\sum \delta_j^{ii} x_{ij}}{n_i} \quad \text{mit } n_i = \sum_{j=1}^n \delta_j^{ii}$$

In Abweichung von der Formel für die Kovarianz:

$$S_{ik}^2 = \frac{\sum (x_{ij} - \bar{x}_j) (x_{jk} - \bar{x}_k)}{n - 1}$$

ergibt sich innerhalb von AM:

$$(3) \quad S_{ik}^2 = \frac{\sum \delta_j^{ik} (x_{ij} - \bar{x}_j) \cdot (x_{jk} - \bar{x}_k)}{n_{ik} - 1} \quad \text{mit } n_{ik} = \sum_{j=1}^n \delta_j^{ik}$$

und für die Berechnung des Korrelationskoeffizienten:

$$(4) \quad r_{ik} = \frac{S_{ik}^2}{\sqrt{S_i \cdot S_k}}$$

wobei  $s_i$  und  $s_k$  durch (1) gewonnen wurden (für die Variable  $k$  gelten die Subskripte analog). (26) Der Koeffizient  $\delta_j^{ii}$  bzw.  $\delta_j^{ik}$  garantiert, daß alle validen Fälle zur Berechnung der Maßzahlen herangezogen werden und damit mehr Informationen in die Berechnung eingehen als bei paarweisem Ausschluß fehlender Werte. Es wird aber auch deutlich, daß der Varianz eine größere Fallzahl zugrunde liegen kann als der Kovarianz. Wenn der Nenner in (1) sehr viel größer ist als der Nenner in (3) wird der Nenner von (4) sehr klein, so daß Korrelationen auftreten, die größer als 1 sind. Damit verliert die Koeffizientenmatrix eine wichtige mathematische Eigenschaft: Sie ist nicht mehr positiv (semi-) definit. Mit Hilfe der Eigenwerte läßt sich feststellen, ob eine Matrix diese Eigenschaft besitzt. Negative Eigenwerte indizieren ihr Fehlen. Aus diesem Grunde berechnet AM wenn ALLVALUE spezifiziert wurde, in jedem Fall die Eigenwerte der Kovarianzmatrix. Im folgenden soll deshalb ein kurzer Aufriß der Schnittstellen von positiver Semidefinitheit und dem Eigenwertkonzept gegeben werden, soweit sie für unser Problem relevant sind. (27)



Positiv (semi-) definite Matrizen haben den gleichen Rang, wie diejenigen Matrizen, aus denen sie gebildet wurden. Allgemein gilt:

$$B = A' \begin{matrix} & A \\ \text{mxn} & \text{nxm} \end{matrix}$$

mit:  $B$ : = symmetrische Koeffizientenmatrix  
 $A$ : = mxn Matrix,  $m \neq n$

wobei  $B$  genau dann spaltenregulär ist, wenn  $A$  auch spaltenregulär ist.  $B$  besitzt also gleichen Rang wie  $A$ . Das gilt unmittelbar auch für die Kovarianzmatrix:

$$C_{\text{mxm}} = \frac{1}{n} A' \begin{matrix} & A \\ \text{mxn} & \text{nxm} \end{matrix}$$

mit:  $C_{\text{mxm}}$ : = Kovarianzmatrix  
 $A_{\text{nxm}}$ : = Matrix, deren Elemente die Abweichungen vom Mittelwert bilden.  
 $n$ : = Anzahl der Fälle  
 $m$ : = Anzahl der Variablen

Wenn standardisierte Variablen vorliegen, kann die Korrelationsmatrix ebenfalls unmittelbar aus der Datenmatrix gewonnen werden. Die durch die Variablen repräsentierten inhaltlichen Dimensionen bleiben also trotz der Reduktion der Datenmatrix auf bivariate Zusammenhänge erhalten, wenn die Koeffizientenmatrix positiv (semi-) definit ist.

An dieser Stelle kommt das Konzept der Eigenwerte zum Tragen. Eigenwerte und Eigenvektoren sind kennzeichnende Eigenschaften einer (quadratischen) Matrix. Sie sind vom Koordinatensystem unabhängig, also invariante Charakteristika dieser Matrix. Notwendige und hinreichende Bedingung für das Vorliegen positiver Semidefinitheit ist, daß alle Hauptabschnittsdeterminanten von  $C$  größer oder gleich Null sind. Diese Voraussetzung ist dann erfüllt, wenn alle Eigenwerte ebenfalls größer oder gleich Null sind. Bei Korrelationen größer oder gleich eins können negative Eigenwerte auftreten, so daß die Koeffizientenmatrix ihre positive (Semi-) Definitheit verliert. Die Bestimmung der Eigenwerte ermöglicht also auf elegante Weise, eine Reihe wichtiger mathematischer Eigenschaften einer Koeffizientenmatrix herauszufinden. Da AM es gestattet, die Kovarianzmatrix als Grundlage einer multivariaten Analyse zu nutzen und auch die Schätzung der fehlenden Werte letztlich auf ihr beruht, seien hier zwei Beispiele angeführt, um zu zeigen, welche Verzerrungen eine nicht positive (semi-) definite Koeffizientenmatrix hervorbringen würde. Bei der Faktorenanalyse werden die Quadratwurzeln der Eigenwerte dazu benötigt, die Eigenvektoren zu "eichen". Die Quadratwurzel aus einer negativen Zahl ist eine imaginäre Zahl. Dadurch wären die Faktorenladungen nicht mehr interpretierbar. Auch können Kommunalitäten auftreten, die größer als 1 wären. Denn überschreiten Korrelationskoeffizienten den Wert 1, nimmt auch der Determinationskoeffizient  $R^2$  einen Wert größer als 1 an (28). Darüber hinaus würde das Gaußsche Verfahren der kleinsten Quadrate verzerrte  $\beta$ -Schätzungen ergeben: Die Koeffizienten verlören ihre Eigenschaft, beste lineare, ausgeglichene Schätzungen (best linear unbiased estimators) zu sein. (29)

Als zentrales Problem innerhalb von AM ergibt sich die Notwendigkeit, die durch ALLVALUE bereitgestellte maximale Information, in eine positiv (semi-) definite Korrelationsmatrix zu überführen. Wenn negative Eigenwerte gefunden werden, erfolgt eine "Glättung" (smoothing) der Kovarianzmatrix unter Verwendung der positiven Eigenwerte und der zugehörigen Eigenvektoren. Durch eine Ähnlichkeitstransformation der Form:

$$B = T^{-1} A T$$

erhält man eine symmetrische quadratische Matrix. Da die Matrix der Eigenvektoren orthogonal ist, gilt:

$$T^{-1} = T'$$

In unserem Fall ergibt sich eine Matrix C, die die Form einer Kovarianzmatrix hat:

$$C = V' E V$$

mit: E = Matrix der positiven Eigenwerte  
V = Matrix der den positiven Eigenwerten zugehörigen Eigenvektoren.

Die Korrelationsmatrix wird nun berechnet: (30)

$$R = F^{-1} V' E V F^{-1} \quad (2)$$

mit:  $F^{-1}$  = diagonale Matrix der Quadratwurzeln der diagonalen Elemente von C

Die "geglättete" Kovarianzmatrix wird aus dieser Korrelationsmatrix gewonnen.

$$C = SRS \quad (3)$$

mit: S = diagonale Matrix der Standardabweichungen.

Offensichtlich besitzen die so erhaltenen Koeffizientenmatrizen nicht den gleichen Rang wie vor der Operation, sind aber nun positiv semidefinit. Die Kovarianz- bzw. Korrelationsmatrix aus (3) kann nun ohne weiteres als Ausgangspunkt multivariater Analysen genommen werden, also auch für die Schätzung der fehlenden Werte.

Es stehen fünf verschiedene Verfahren zur Auswahl, um fehlende Werte zu ersetzen, davon ist die Option MEAN die einfachste. Ein fehlender Wert wird durch den Mittelwert der betreffenden Variable ersetzt. Wenn Gruppierungsvariablen angegeben werden, so findet die Ersetzung durch den jeweiligen Gruppenmittelwert statt. Auf die Problematik dieses Vorgehens haben wir bereits hingewiesen. Die Optionen SINGLE, TWOSTEP, STEP und REGR dagegen beruhen sämtlich auf Regressionsanalysen.

Für diese Verfahren besteht die Möglichkeit, Grenzwerte zu setzen. Ein zu spezifizierender "F-to-Enter" Wert begrenzt die Anzahl der Variablen, die zur einer Schätzung herangezogen werden und das TOLERANCE Kriterium dient der Verhinderung von Multikollinearitätseffekten. Der F-Wert wird wie folgt berechnet:

$$F = \frac{\hat{\beta}_i^2}{s_{i \cdot j}} \quad DF = 1$$

mit:  $\hat{\beta}_i$  = Regressionskoeffizient der Variablen  $x_i$   
 $s_{i \cdot j}$  = Standardfehler des Koeffizienten  $\beta_i$

Dieser Wert folgt dann annähernd der F-Verteilung, wobei der Freiheitsgrad für  $\hat{\beta}_i = 1$  ist. Die Multikollinearität einer Variablen wird durch den multiplen Determinationskoeffizienten ( $R^2$ ) einer unabhängigen Variablen mit allen unabhängigen Variablen geschätzt. Wenn der  $R^2$  Wert einer Variablen die Differenz  $1 - \text{TOLERANCE}$  überschreitet oder wenn dadurch andere schon in der Gleichung befindliche Variablen dazu veranlaßt werden, wird diese Variable nicht in die Gleichung aufgenommen bzw. aus der Gleichung entfernt.

Während bei SINGLE, TWOSTEP und STEP eine Variablenauswahl aufgrund der höchsten Korrelationen erfolgt, gehen bei REGR alle verfügbaren Variablen in die Regressionsgleichung ein. SINGLE wählt nun diejenige Variable zur Schätzung eines fehlenden Wertes aus, die die höchste Korrelation mit einer Variablen aufweist, bei der ein Fall mit fehlendem Wert auftritt. Sollte die Schätzvariable dem spezifizierten F-Wert nicht genügen, so wird anstelle des Schätzwertes der Variablen - bzw. Gruppenmittelwert eingesetzt. Die Angabe eines TOLERANCE Kriteriums ist bei SINGLE selbstverständlich nicht notwendig. TWOSTEP, STEP und REGR führen schrittweise Regressionen durch. Diese Verfahren unterscheiden sich nur hinsichtlich der Anzahl der Variablen, die zur Schätzung genutzt werden. TWOSTEP gebraucht zwei unabhängige Variablen. Bei STEP werden alle jene Variablen in die Gleichung aufgenommen, die dem F- und TOLERANCE-Wert genügen. REGR schließlich benötigt nur noch das TOLERANCE Kriterium zum Ausschluß von Variablen, um Multikollinearität zu vermeiden, ansonsten werden alle Variablen zur Schätzung herangezogen. Die Wahl des ersten Prädiktors erfolgt wie bei SINGLE, alle anderen unabhängigen Variablen werden auf der Basis der partiellen Korrelation mit der abhängigen Variable, kontrolliert für die übrigen in der Gleichung befindlichen Prädiktoren, ausgewählt.

Das jeweilige lineare Gleichungssystem wird durch "pivoting" gelöst. Das ist ein Verfahren innerhalb des Gauss'schen Algorithmus zur Lösung solcher Gleichungssysteme, bei dem nötigenfalls durch Zeilenvertauschung das betragsgrößte Element zum Spitzenelement, dem Pivotelement, gemacht wird. Dadurch werden Genauigkeitsfehler durch die Akkumulation von Rundungsfehlern vermieden. Vorteilhaft ist weiterhin, daß gleichzeitig die Determinante und die Inverse der Matrix sowie eine Lösung für die Gleichungen gefunden wird.

Um auch bei der Schätzung ein Maximum an Information zu gewährleisten, wird bei jedem Schritt der multiplen Regression überprüft, ob Variablen, die wegen der TOLERANCE-Grenze noch nicht in der Gleichung enthalten sind, nun eingefügt werden können.

Die Parameter VLIM und CLIM ermöglichen eine variablenbezogene bzw. fallbezogene Auswahl von Variablen, die bei der Schätzung verwandt werden sollen. VLIM legt fest, wie viele Variablen einen fehlenden Wert haben dürfen, damit eine Schätzung für diesen Fall stattfindet. CLIM begrenzt den prozentualen Anteil der Fälle, die einen fehlenden Wert bei irgendeiner Variablen besitzen, um eine Schätzung durchzuführen.

Nach dieser kurzen Beschreibung der Möglichkeiten von AM und der zentralen Probleme, die bei der Verwendung eines mathematischen Schätzverfahrens auftreten, kommen wir nun zur Darstellung unseres konkreten Falles.

### 3.3.4.2 DIE SCHÄTZUNG FEHLENDER WERTE BEI ABSTIMMUNGSDATEN DER FRANKFURTER NATIONALVERSAMMLUNG 1848

Die Abstimmungsdaten für die Frankfurter Nationalversammlung umfassen 98 Variablen und 814 Fälle. Das Abstimmungsverhalten war wie folgt codiert:

0. Nicht Mitglied
1. Ja
2. Nein
3. Enthaltung
4. Abwesend mit Entschuldigung
5. Abwesend ohne Entschuldigung
6. Abwesend ohne Spezifikation
9. fehlender Wert

Zum Zweck der Schätzung trichotomisierten wir die Abstimmungsdaten. Die Codes 0, 4, 5, 6 und 9 wurden zu einer Kategorie fehlender Werte zusammengefaßt. Die Zustimmung zum jeweiligen Abstimmungsgegenstand erhielt den Code +1 und die Ablehnung den Code -1. Den Enthaltungen wiesen wir den Code 0 zu. Da die für die fehlenden Wert erhaltenen Schätzwerte später in jedem Fall recodiert werden müssen, um die klare Klassierung von Ablehnung, Enthaltung und Zustimmung zurückzugewinnen, diente die Schätzung selbst nur der Feststellung der Tendenz. Die endgültige Klassifikation fand erst durch die Recodierung statt. Bei dieser durch die inhaltlichen Erfordernisse diktierten Vorgehensweise birgt die Findung numerischer Grenzen für die Recodierung die gleichen Schwierigkeiten, wie bei dichotomen Merkmalen. Die Trichotomisierung erschien uns inhaltlich angemessener als eine Dichotomisierung, die eine Verkürzung des Sachverhaltes gewesen wäre. Die Bildung einer Dummy-Variablen hätte dagegen bedeutet, die vorgefundenen Enthaltungen ebenfalls als fehlende Wert aufzufassen.

Tatsächlich ist die Zahl der Enthaltungen im ganzen außerordentlich gering: Wir ermittelten nur 27 Gelegenheiten, bei denen Abgeordnete diese Verhaltensoption wählten. Es handelte sich also bei unserer Datenmodifikation, cum grano salis, um eine Dichotomisierung. Diese Datenstruktur verringert mögliche Vorbehalte (Heteroskedastizität) gegenüber der Anwendung von Faktorenanalysen auf trichotome Daten. Der Korrelationskoeffizient zwischen dichotomen Variablen ist identisch mit dem phi-Koeffizienten der Vierfeldertafel. Die Faktorenanalyse dichotomer Daten ist somit eine Faktorisierung der entsprechenden phi-Koeffizienten. (31)

Das Muster der fehlenden Werte läßt sich in einer Tabelle Fall mal Variable veranschaulichen:

Tabelle 5:

CASE LABEL	CASE NO.	NO OF MISS.	GROUP	DATA
	1	33		.....
	2	50		.....
	3	87		.....
	4	23		.....
	5	19		.....
	6	55		.....
	7	76		.....
	8	91		.....
	9	27		.....
	10	48		.....
	11	30		.....
	12	40		.....
	13	85		.....
	14	21		.....
	15	44		.....
	16	10		.....
	17	20		.....
	18	34		.....
	19	98		.....
	20	93		.....
	21	94		.....
	22	93		.....
	23	81		.....
	24	91		.....
	25	4		.....
	26	34		.....
	27	98		.....
	28	25		.....
	29	91		.....
	30	97		.....
	31	16		.....
	32	29		.....
	33	20		.....
	34	83		.....
	35	68		.....
	36	67		.....
	37	65		.....
	38	14		.....
	39	13		.....
	40	30		.....

Wie aus diesem Auszug leicht ersichtlich ist, kann der Versuch, eine Korrelationsmatrix durch die Option COMPLETE erzeugen zu lassen, zu keinem Ergebnis führen. Die Berechnung der Korrelationsmatrix erfolgt deshalb durch ALLVALUE.

Die Anwendung eines mathematischen Schätzverfahrens setzt voraus, daß die Datenmatrix auf wenige Komponenten reduzierbar ist. Das Gewicht dieser Komponenten ergibt sich aus der Höhe der relativ größten positiven Eigenwerte. In unserem Fall beträgt der Anteil der ersten drei von insgesamt 98 Eigenwerten 65%. Die übrigen Eigenwerte liegen nahe bei 0, 14 sind negativ, ohne den Wert -1 zu unterschreiten. Der kumulierte absolute Betrag der negativen Eigenwerte ist relevant, weil er bei Glättung (smoothing) der Korrelationsmatrix proportional nach deren Gewicht den positiven Eigenwerten hinzuaddiert wird. Wenn der absolute Betrag der negativen Eigenwerte groß wird, bewirkt dies eine Verzerrung der Eigenwerte der geglätteten Korrelationsmatrix und damit letztlich auch eine Verzerrung der Schätzwerte. In diesem Fall ist das von uns vorgeschlagene Schätzverfahren nicht anwendbar.

Grundsätzlich sind nun fünf Typen von Regressionsgleichungen zur Schätzung fehlender Werte denkbar:

1. alle Variablen, die zur Schätzung herangezogen werden, haben den Wert +1:  $\hat{Y} = b_1 + b_2 (+1) + b_3 (+1) + \dots + b_n (+1)$

2. alle Variablen haben den Wert

$$-1: \hat{Y} = b_1 + b_2 (-1) + b_3 (-1) + \dots + b_n (-1)$$

3. alle Variablen haben den Wert

$$0: \hat{Y} = b_1 + b_2 (0) + b_3 (0) + \dots + b_n (0)$$

4. alle Variablen haben entweder den Wert +1 und -1 oder 0 und -1

$$\text{oder } 0 \text{ und } +1: \hat{Y} = b_1 + b_2 (+1) + b_3 (-1) + b_4 (+1) + b_5 (-1) + \dots + b_n (-1)$$

5. bei allen Variablen können die Werte -1, 0 und +1 in beliebiger Reihenfolge auftreten.

Davon sind die beiden ersten Typen unproblematisch. Wenn alle Prädiktoren den Wert 0 haben (Typ 3), der Abgeordnete sich also in den entsprechenden Abstimmungen der Stimme enthalten hatte, dann bleibt nur der Schnittpunkt mit der Y-Achse als Schätzwert übrig.

Obwohl AM auch die Möglichkeit anbietet, die Regressionslinien durch den Ursprung zu legen (Option ZERO) haben wir davon abgesehen. Die Spezifikation von ZERO setzt voraus, daß der Mittelwert aller Variablen gleich Null ist. In unserem Fall variierten die Variablenmittelwerte jedoch zwischen  $-0.83$  und  $+0.97$ . Daneben unterschieden sich ca. 55 % der Variablenmittelwerte erheblich von Null. Dieses Problem hätte nur durch eine Standardisierung der Variablen umgangen werden können, was jedoch weitaus problematischer gewesen wäre als unsere Vorgehensweise. Da AM nach der Höhe der (partiellen) Korrelation eine Variablenauswahl vornimmt, bleibt ihr Vorzeichen unberücksichtigt; die Prädiktoren können also die Werte  $-1$  und  $+1$  annehmen. Das Vorzeichen des Schätzwertes hängt in diesem Fall davon ab, welches Vorzeichen die jeweiligen Regressionskoeffizienten haben oder ob eine gerade oder ungerade Anzahl von negativen Vorzeichen bei den unabhängigen Variablen auftritt. Außerdem spielt noch die Höhe des Schnittpunktes mit der Y-Achse eine Rolle. Unproblematisch hingegen ist das Auftreten der Wertekombinationen 0 und  $-1$  oder 0 und  $+1$ . Weil der zugehörige Regressionskoeffizient mit 0 multipliziert wird, fällt er dann weg. Die fünfte Möglichkeit existiert nur theoretisch, denn es ist schwerlich einzusehen, daß Variablen hoch miteinander korrelieren oder dem spezifizierten F-Wert genügen, wenn alle drei Merkmalsausprägungen für einen Fall vorkommen. Da dem Abstimmungsverhalten eine gewisse, inhaltlich fundierte Konsistenz zugrunde liegen wird, beruhend etwa auf der ideologischen Position des einzelnen Abgeordneten, werden alle denkbaren Typen von Regressionsgleichungen nur in einem beschränkten und tolerierbaren Ausmaß auftreten.

Dies ist ein wichtiges Argument für die Wahl von STEP als regressionsanalytisches Verfahren zur Schätzung der fehlenden Werte. Denn bei Abstimmungsdaten kann davon ausgegangen werden, daß Einzelabstimmungen Serien bilden, die sich entlang einzelner Politik-Dimensionen gruppieren. Dabei darf nicht vorausgesetzt werden, daß diese Abstimmungsgruppen aus nur einer oder zwei Einzelabstimmungen bestehen. In der Regel wird ihre Anzahl die Zahl zwei überschreiten. Aus diesem Grund fanden die Optionen SINGLE und TWOSTEP bei unserer Schätzung keine Verwendung. Die Option REGR greift dagegen auf "zuviel" Informationen zur Schätzung fehlender Werte zurück, weil unterschiedslos alle Variablen als Prädiktoren verwandt werden, konsistente Abstimmungsmuster also nicht zur Geltung kommen. REGR birgt bei unserem Datentyp zusätzlich noch die Gefahr des "overfitting". Nur die Option STEP genügt einerseits den inhaltlichen Gegebenheiten und berücksichtigte andererseits die methodischen Probleme, die durch die Trichotomisierung der Variablen entstanden.

Um möglichst viele Fälle in die Schätzung einzubeziehen, wählten wir "weiche" Kriterien für VLIM, CLIM und F-to-Enter. Bei VLIM und CLIM geschah dies, um in späteren multivariaten Analysen (z.B. Varianzanalysen) mit ausreichenden Fallzahlen operieren zu können. Der Wert von VLIM (VLIM = 95) wurde so festgelegt, daß ein Abgeordneter an mindestens vier Abstimmungen teilgenommen haben mußte, um in die Schätzung aufgenommen zu werden. Der CLIM Wert wurde so spezifiziert, daß nur VLIM wirksam wurde (CLIM = 99.9). Trotzdem waren immer noch 48 Fälle "beyond limits". Der F-to-Enter Wert entsprach dem niedrigsten F-Wert in der Tabelle der maximalen Interkorrelationen von Abstimmungen. Dies geschah, um das gesamte Potential

der Schätzvariablen zu nutzen und so zu verhindern, daß statt vorhandener Informationen über das Abstimmungsverhalten der Abgeordneten der Variablenmittelwert zur Schätzung herangezogen wurde.

Um die Gültigkeit des Schätzverfahrens zu überprüfen, haben wir den aus "rekonstruierten" Abstimmungsdaten gewonnenen "Rechts-Links-Index" mit dem äquivalenten Indikator "Fraktionszugehörigkeit" korreliert. Der beruhigend hohe Koeffizient von ETA ".92 liegt deutlich über den Werten, die bei der Anwendung anderer Verfahren zur Ausfüllung von Datenlücken erreicht wurden. Eine ähnlich gute Übereinstimmung wurde auch bei einer mit einem entsprechenden Ansatz durchgeführten Analyse des Abstimmungsverhaltens in der Pariser Assemblée Nationale Constituante der Jahre 1848/49 beobachtet. (32)

Dem von Aydelotte vorgeschlagenen Verfahren der "contrived items" ist die schrittweise multiple Regression zumindest ebenbürtig: seine aus den Abstimmungsdaten des britischen Unterhauses 1841-1847 konstruierte "Big Scale" korreliert hoch mit einem von uns analog zum Vorgehen bei den Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung gebildeten "Rechts-Links-Index" ( $r = .95$ ). Gegenüber dem Ansatz von Aydelotte hat die regressionsanalytische Methode jedoch die Vorteile der besseren intersubjektiven Überprüfbarkeit und des geringeren Arbeitsaufwandes. Ein Nachteil, der für alle diejenigen problematisch werden dürfte, denen Computerkapazitäten nicht als freies Gut zur Verfügung steht, soll hier allerdings nicht verschwiegen werden: Der Bedarf an Rechenzeit ist enorm. So hat die Berechnung der Schätzwerte für die Abstimmungen in der Frankfurter Nationalversammlung den Kernspeicher einer Cyber 76 immerhin für 23 Minuten in Anspruch genommen.

#### 4. SCHLUSS

Die Diskussion der verschiedenen Verfahren zur Behandlung fehlender Werte sollte deutlich gemacht haben, daß der paarweise und listenweise Ausschluß sowie die bei der seriellen Analyse namentlicher Abstimmungen üblichen Varianten dieser Methoden mit hoher Wahrscheinlichkeit Verzerrungen der Erhebungsgesamtheit bewirken. Fehlende Werte verteilen sich nicht zufällig über Abstimmungen und Subgruppen von Abgeordneten, ohne daß wir unterstellen dürfen, daß das Auftreten von Datenlücken regelmäßig auf soziale Verhaltensdispositionen wie "Abkömmlichkeit" und politische Entscheidungskalküle zurückgeführt werden kann. Die nach Sozialkategorien und politischen Orientierungen variierenden Verteilungen unterschiedlicher Typen fehlender Werte folgen komplizierteren Regelmäßigkeiten, die wir in unserer Untersuchung nur teilweise aufdecken konnten. Fest steht jedoch, daß Abwesenheiten nicht mit Enthaltungen gleichgesetzt werden dürfen. Schätzverfahren für fehlende Werte, die dieser Prämisse folgen, produzieren absurde Ergebnisse, wenn aus den Abstimmungen fallbezogene Indizes konstruiert werden. Politische Orientierungen von Abgeordneten und ihre Partizipationsraten sind offenbar sorgfältig zu trennende Dimensionen legislativen Verhaltens. Dies bedeutet, daß auch die Ersetzung fehlender Werte durch den Mittelwert oder einen (beliebigen) anderen Wert nicht ratsam ist.



Als angemessenste Schätzverfahren haben sich solche Methoden bewährt, die jeden einzelnen fehlenden Wert gesondert aus den vorhandenen Informationen rekonstruieren. Diese Vorgehensweisen machen sich die üblicherweise hohe Multikollinearität von Abstimmungsdaten zunutze. Was die Güte der Schätzung betrifft, so sind das von Aydelotte vorgeschlagene Verfahren der "contrived items" und die von uns bevorzugte schrittweise multiple Regression gleichrangig. Im Hinblick auf den Arbeitsaufwand und das Kriterium der intersubjektiven Überprüfbarkeit dürfte der regressionsanalytische Ansatz überlegen sein. Nicht verkannt werden sollte jedoch, daß auch die Rekonstruktion fehlender Werte aus vorhandenen Informationen eine - wenn auch in den Folgen weniger prekäre - Verzerrung des Untersuchungsfeldes bewirkt: sie simuliert ein "vollständiges" Parlament, das es in der historischen Realität nie gegeben hat. Insofern ist die Wahl eines angemessenen Verfahrens zur Behandlung fehlender Wert bei Abstimmungsdaten immer eine Wahl zwischen verschiedenen Übeln, glücklicherweise jedoch eine zwischen Cholera und Schnupfen.

#### ANMERKUNGEN

- 1 Vgl. u.a. Wayne W. Daniel. Nonresponse in Sociological Surveys. A Review of Some Methods for Handling the Problem, in: Sociological Methods and Research, Vol. 3, No. 3 (1975), S. 291-305; Darnell F. Hawkins, Estimation of Nonresponse Bias, in: Sociological Methods and Research, Vol. 3, No. 4 (1975), S. 461-485 (hier auch weitere Literaturangaben); R. Andersen, J. Kasper u. M.R. Frankel, Total Survey Error, San Francisco 1979.
- 2 Am intensivsten wurde das Problem bisher im Fall von Zensusdaten und anderen Daten amtlicher Erhebungsinstanzen erforscht. Den besten Literaturüberblick gibt Paul J. Müller, Improving Source Criticism to Cope with New Types of Sources and Old Ones Better, in: HSR, 24 (1982), S. 25-33.
- 3 Wolfgang Bick und Paul J. Müller, The Nature of Process-Produced Data - Towards a Social Scientific Source Criticism, in: Jerome M. Clubb und Erwin K. Scheuch (Hrsg.), Historical Social Research. The Use of Historical and Process-Produced Data, (Historisch-Sozialwissenschaftliche Forschungen, Bd. 6), Stuttgart 1980, S. 369-413.
- 4 Vgl. Herbert Reinke, Datenbeschreibung und Datendokumentation in der historischen Sozialforschung und Harald Rohlinger, Quellen als Auswahl - Auswahl als Quellen, in: HSR, 24 (1982), S. 4-24 und 34-62.
- 5 Vgl. Heinrich Best, Recruitment, Careers and Legislative Behavior of German Parliamentarians, 1848-1953, in: Historical Social Research, 23 (1982), S. 23.
- 6 Aage R. Clausen, Some Basic Approaches to the Measurement of Roll-Call Voting, in: Donald M. Freeman (Hrsg.), Foundation of Political Science Research, Methods and Scope, New York und London 1977, S. 313-345; Duncan MacRae, Issues and Parties in Legislative Voting. Methods of Statistical Analysis, New York u.a. 1970, S. 1-10 (hier auch weitere Literaturangaben).

- 7 Heinrich Best, Recruitment, a.a.O., S. 22.
- 8 Duncan MacRae, Issues, a.a.O., S. 6 f.
- 9 John W. Kingdon, Models of Legislative Voting, in: The Journal for Politics, Vol. 39, No. 3 (1977), S. 563-595.
- 10 Heinrich Best, Recruitment, a.a.O., S. 40-43.
- 11 Max Weber, Politik als Beruf, in: Gesammelte politische Schriften, Tübingen 1971<sup>3</sup>, S. 514.
- 12 Vgl. u.a. F. Pouteil, Les Institution de la France de 1814 à 1879, Paris 1966.
- 13 Jae-On Kim und James Curry, The Treatment of Missing Values in Multivariate Analyses, in: Sociological Methods and Research, Vol. 6, No. 2 (1977), S. 215-240.
- 14 Vgl. die Register von MacRae, Issues und Lee F. Anderson, Meredith W. Watts jr. und Allen Wilcox, Legislative Roll-Call Analysis, Evanston 1966.
- 15 William H. Riker, A. Method for Determinating the Significance of Roll Calls in Voting Bodies, in: John C. Wahlke und Heinz Eulau (Hrsg.), Legislative Behavior, New York 1959, S. 379 ff.
- 16 Vgl. Heinrich Best, Biographie und politisches Verhalten: Determinanten parlamentarischen Entscheidungshandelns im 19. und frühen 20. Jahrhundert, Vortrag vor dem 34. Deutschen Historikertag, Münster 1982 (mimeo).
- 17 So z.B. Geoffrey Hosking und Anthony King, Radicals and Whigs in the British Liberal Party, 1906-1914, in: William O. Aydelotte The History of Parliamentary Behavior, Princeton/N.J. 1977, S. 148.
- 18 Valerie Cromwell, Mapping the Political World of 1861: A Multi-dimensional Analysis of House of Commons' Division Lists, in: Legislative Studies Quarterly, Vol. 7, No. 2 (1982), S. 285-287.
- 19 Frank Eyck, Deutschlands große Hoffnung. Die Frankfurter Nationalversammlung 1848-49, München 1973, S. 381 f.
- 20 Vgl. u.a. Anthony Downs, An Economic Theory of Democracy, New York 1957, S. 132-141.
- 21 Norman H. Nie et al., SPSS, Statistical Package for the Social Sciences, New York u.a. 1975<sup>2</sup>, S. 489 f.
- 22 Vgl. William O. Aydelotte, British House of Commons, The Regional Social Science Archive of Iowa, Codebook No. 19, Iowa City 1970, S. 6-16.
- 23 M.B. Brown (Hrsg.), BMDP - 77. Biomedical Computer Programs. P-Series, Berkeley/Cal. u.a. 1977, S. 333-374.
- 24 In der neuesten Version von BMDP (1981) kommt noch das Maximum Likelihood (ML) Verfahren hinzu, auf das hier nicht eingegangen werden soll.
- 25 BMDP 77, a.a.O., S. 337.
- 26 Bei Fallgewichtungen müssen die Formeln entsprechend modifiziert werden, vgl. BMDP 77, Manual S. 345.

- 27 Zurmühl, Matrizen und ihre technischen Anwendungen, Berlin 1964<sup>4</sup>.
- 28 R.J. Rummel, Applied Factor Analysis, Evanston 1970, S. 258 ff., S. 317 f., S. 440 f.
- 29 F. Johnston, Econometric Methods, New York 1972<sup>2</sup>, S. 127.
- 30 James W. Frane, Missing Data and BMDP: Some Pragmatic Approaches, BMDP Technical Report No. 45; American Statistic Association, Berkeley/Cal. 1979, S. 27-33.
- 31 Gerhard Arminger, Faktorenanalyse, Stuttgart 1979, S. 144-175; K.I. MacDonald, Causal Modelling in Politics and Sociology, in: Quality and Quantity, Vol. 10, 1976, S. 203 ff.
- 32 Heinrich Best, Elitentransformation und Elitenkonflikt in Frankreich 1848/49, in: Historical Social Research 25 (1983), S. 51-55.