

Projektgruppe "Das Sozio-Ökonomisches Panel" (DIW Berlin)

**Article — Digitized Version**

## Zehn Jahre Sozio-Oekonomisches Panel (SOEP)

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Projektgruppe "Das Sozio-Ökonomisches Panel" (DIW Berlin) (1993) : Zehn Jahre Sozio-Oekonomisches Panel (SOEP), Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 0340-1707, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 62, Iss. 1/2, pp. 27-42

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/141032>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Zehn Jahre Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)

von der Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel

Im Jahre 1983 begannen im Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) die Arbeiten am „Sozio-oekonomischen Panel“. Von einer Projektgruppe, die zugleich ein Teilprojekt des Sonderforschungsbereichs 3 an den Universitäten Frankfurt und Mannheim war, wurde eine Wiederholungsbefragung von etwa 6 000 privaten Haushalten konzipiert, die Mikro-Längsschnittdaten liefern sollte, wie sie für die moderne Sozial- und Wirtschaftsforschung notwendig sind.

Zehn Jahre später werden die anonymisierten Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) weltweit ausgewertet. Das SOEP wurde seither jährlich durchgeführt, seit 1990 sind auch die neuen Bundesländer einbezogen. Es ist nicht mehr Teilprojekt eines Sonderforschungsbereichs, vielmehr hat das DIW das Projekt ganz übernommen, das weiterhin von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) gefördert wird<sup>1</sup>. Nachdem die Entwicklung der Stichprobe in dieser Zeitschrift schon mehrfach dargestellt worden war (vgl. z.B. Projektgruppe „Das Sozio-oekonomische Panel“ 1990, 1991a), soll nun, nach einem Jahrzehnt, eine Zwischenbilanz gezogen werden, die die angewandten Methoden im Blickpunkt hat.

## 1. Konzeption des SOEP

Das SOEP ist als Wiederholungsbefragung in Privathaushalten konzipiert, wobei alle erwachsenen Personen im Alter von 16 und mehr Jahren interviewt werden. Das SOEP ist aus erhebungstechnischen Gründen in drei Teilstichproben aufgeteilt:

- Stichprobe A enthält ca. 4 500 Privathaushalte in den alten Bundesländern mit deutschem Haushaltsvorstand (oder ausländischem Haushaltsvorstand, der nicht zur Stichprobe B gehört) (Basisjahr 1984);
- Stichprobe B enthält ca. 1 500 Privathaushalte mit Haushaltsvorständen italienischer, griechischer, jugoslawischer, spanischer oder türkischer Nationalität (Basisjahr 1984);
- Stichprobe C (Ost-Stichprobe) enthält ca. 2 000 Privathaushalte mit deutschem Haushaltsvorstand in den neuen Bundesländern (Basisjahr 1990).

Für die erste Erhebungswelle der Stichproben A und B liegen Informationen von mehr als 12 000 Befragungspersonen vor. Insgesamt lebten im Jahre 1984 in den knapp 6 000 Haushalten rund 16 000 Personen; Angaben zu den 4 000 Kindern, die das Befragungsalter noch nicht erreicht haben, werden bei einem erwachsenen Haushaltsmitglied erhoben. Die Stichprobe C erfaßte in der ersten Welle für das Jahr 1990 über 2 000 Privathaushalte mit etwa 6 000 Haushaltsmitgliedern, von denen 4 500 Personen im Alter von mindestens 16 Jahren selbst befragt wurden.

Für das SOEP werden zwei Erhebungsinstrumente eingesetzt. Der Haushaltsfragebogen enthält insbesondere Fragen zur Wohnung, zum Haushaltseinkommen und Vermögen sowie zu den haushaltsbezogenen Transferzahlungen. Er soll vom Haushaltsvorstand beantwortet werden. Im Haushaltsfragebogen werden auch Informationen über die nicht direkt befragten Kinder erhoben (Betreuung, Schulbesuch). Der Personenfragebogen, den alle Befragungspersonen erhalten, umfaßt dagegen neben den individuellen sozio-ökonomischen Merkmalen auch subjektive Einschätzungen. Das Schwergewicht liegt im Bereich der Erwerbstätigkeit. Daneben gibt es ein „Adreßprotokoll“ zur Protokollierung der Feldarbeit; dieses ist für die folgenden methodischen Analysen wichtig.

In den Befragungshaushalten werden jährlich alle Personen interviewt, die mindestens 16 Jahre alt sind; die nachwachsende Generation wird so mit Erreichen der Altersgrenze berücksichtigt. Darüber hinaus werden aber auch Personen in die Untersuchung dauerhaft einbezogen und befragt, die im Verlauf der Untersuchung in die ‚Panelhaushalte‘ zuziehen.

Personen, die einen Stichprobenhaushalt verlassen, werden durch ein spezielles Weiterverfolgungskonzept auch an ihrer neuen Adresse mit sämtlichen in diesem neuen Haushalt lebenden Personen in die Untersuchung einbezogen.

Umzüge ganzer Haushalte innerhalb der Grenzen der Bundesrepublik werden ebenfalls mit diesem Konzept weiterverfolgt.

<sup>1</sup> Die DFG erhält für das SOEP Sondermittel des Bundes und der Länder.

## 2. Die Entwicklung der Stichproben

Bei allen Wiederholungsbefragungen mit freiwilliger Teilnahme besteht das Problem, daß im Laufe der Zeit Befragungspersonen die Auskunft bzw. ihre weitere Teilnahme verweigern. Das Problem kann durch solide Feldarbeit und strikte Datenschutzmaßnahmen begrenzt werden. Die Feldarbeit wird sowohl für die West- wie auch für die Oststichprobe von Infratest Sozialforschung, München, durchgeführt.

Gemessen an der Zahl der realisierten Interviews pro Welle haben die SOEP-Stichproben mittlerweile einen nahezu stabilen Zustand erreicht. Dies gilt sowohl auf Personen- wie auch auf Haushaltsebene (Abbildung 1).

Vergleicht man die Entwicklung der Stichprobe C (Ost) über die ersten drei Wellen mit der entsprechenden Entwicklung der Stichproben A und B, so zeigt sich hier eine vergleichsweise günstigere Entwicklung der Stabilität dieser Teilstichprobe (Abbildung 2).

Die nahezu stabilen Fallzahlen auf Querschnittsebene resultieren aus dem Saldo von Stichprobenverlusten und Stichprobengewinnen. Abbildung 3 gibt Auskunft über die Verluste auf Personenebene. Es muß zwischen Verläufen mit erhebungsbedingtem Ende (d.h. Kontaktverlust und Antwortverweigerung) und den übrigen Verläufen unterschieden werden. Die Zahlen in der Mitte von Abbildung 3 geben den Anteil der Personen an, deren Beobachtungsverläufe nicht von feldbedingten Ausfällen beendet werden. Diese können als Maßzahl für die Panelstabilität im Längsschnitt interpretiert werden. Es zeigt sich, daß sich

diese Maßzahlen im Laufe der letzten drei Panelwellen nochmals deutlich stabilisiert haben.

Seit Welle 7 haben die Stichproben A und B weitgehend dieselben Stabilitätskennzahlen. Für die Stichprobe C ist nicht nur die Entwicklung im Querschnitt günstiger als bei den Stichproben A und B. Auch im Längsschnitt über die ersten 3 Jahre zeigt die Stichprobe C ein deutlich stabileres Verhalten als die beiden West-Stichproben während der ersten 3 Wellen des SOEP (vgl. Abbildung 4).

Das Gegengewicht zu den Verlusten durch Panelmortalität bilden die Stichprobengewinne durch Zuzüge und Geburten. Diese Entwicklung ist in Abbildung 5 für die Stichproben A und B wiedergegeben<sup>2</sup>, die entsprechende Relation beträgt in Welle 9 schon knapp ein Viertel des ursprünglichen Bestands an Stammpersonen. 73 vH dieser Verläufe endeten bislang nicht erhebungsbedingt. Die 27 vH Ausfälle setzen sich wie folgt zusammen: Für 11 vH-Punkte der Verläufe von neuen Befragungspersonen konnte überhaupt kein Interview realisiert werden, für 13 vH-Punkte wurde im Laufe der Zeit die Teilnahme verweigert. In 3 vH der Verläufe wurden Personen aufgrund der Beschränkung der Weiterverfolgung auf Stammpersonen nicht mehr in der Stichprobe belassen. Diese Regelung wurde mit Welle 4 aufgegeben.

Als Resultat der Zu- und Abgänge verliert die Panelstichprobe mehr und mehr den Charakter einer rechteckigen

<sup>2</sup> Für drei Wellen der Stichprobe C sind diese Kennziffern noch nicht aussagekräftig.

Abbildung 1

Anzahl der realisierten Interviews im Sozio-ökonomischen Panel

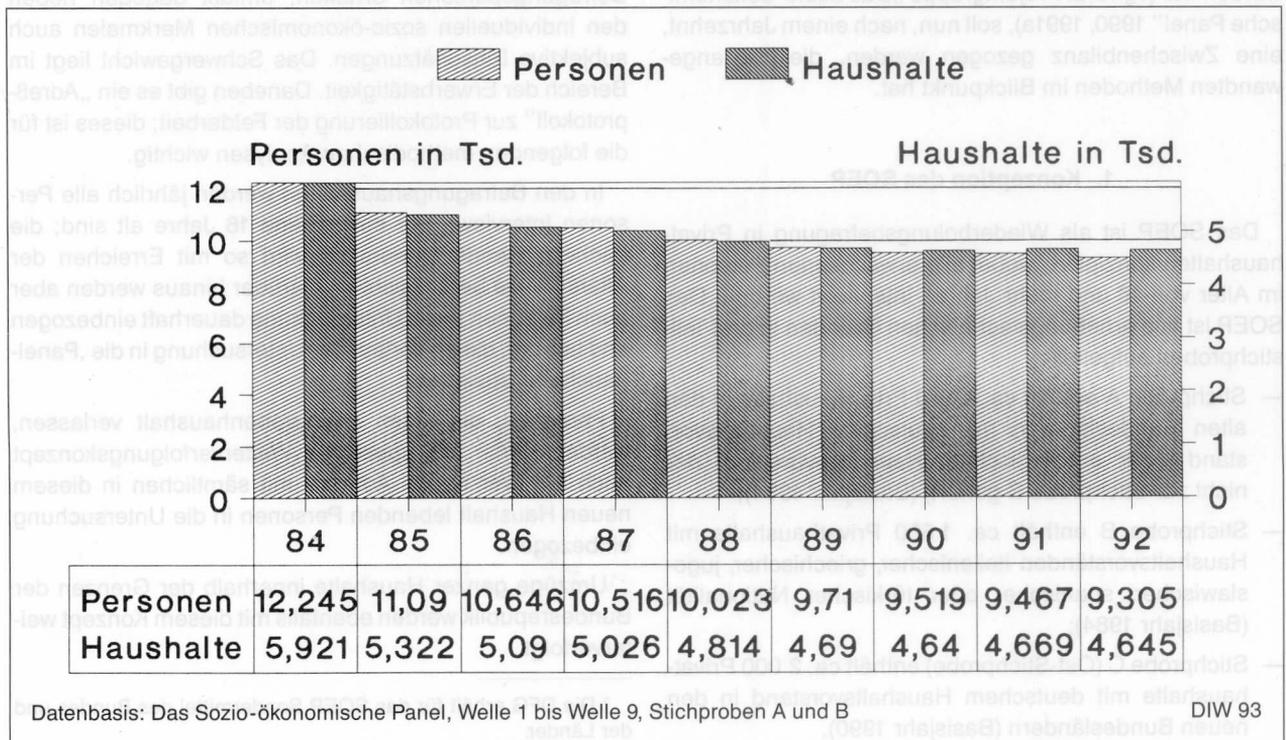


Abbildung 2

Vergleich der realisierten Interviews nach Stichproben

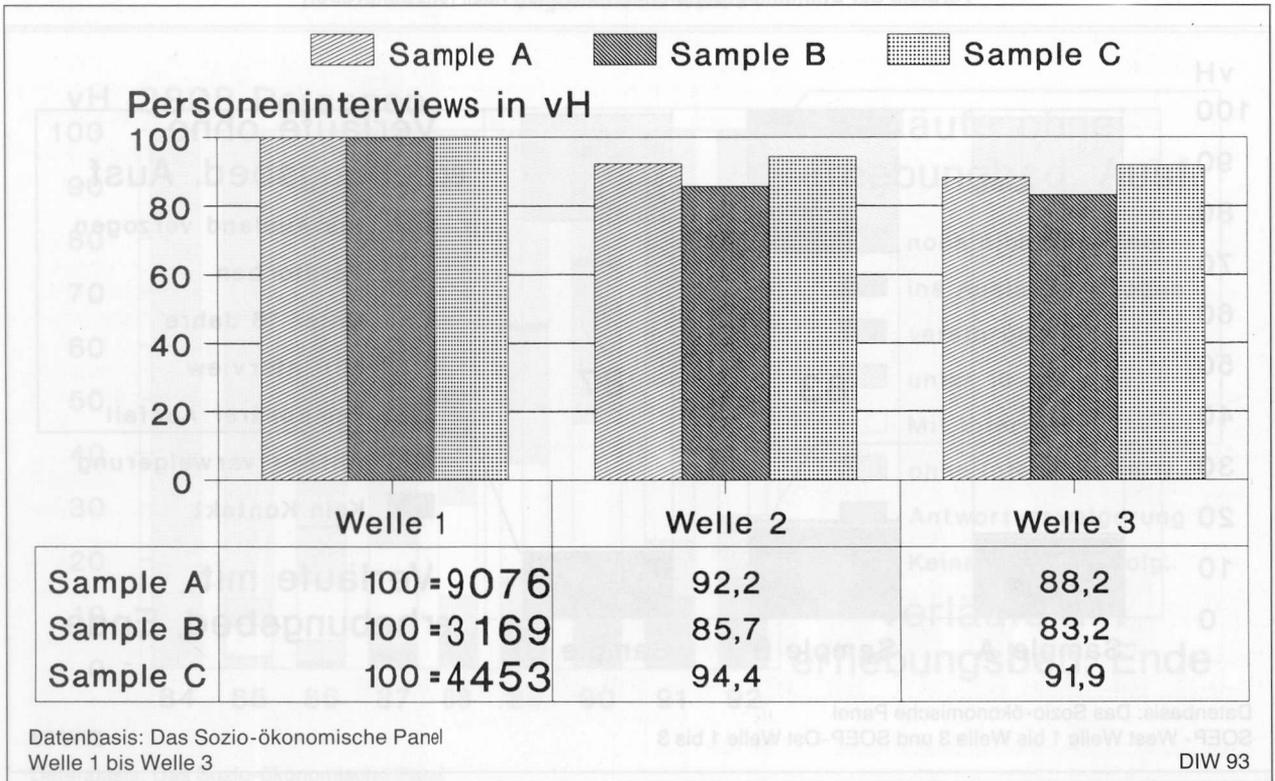
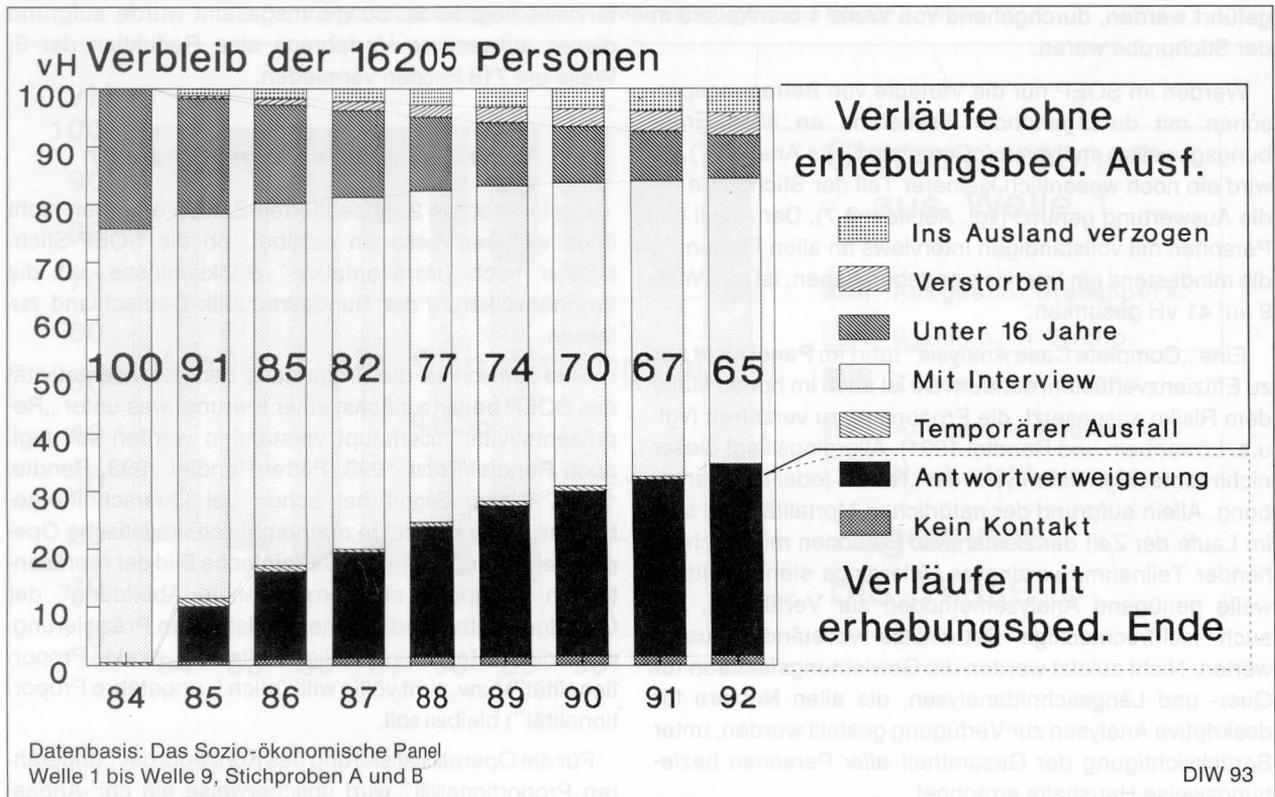
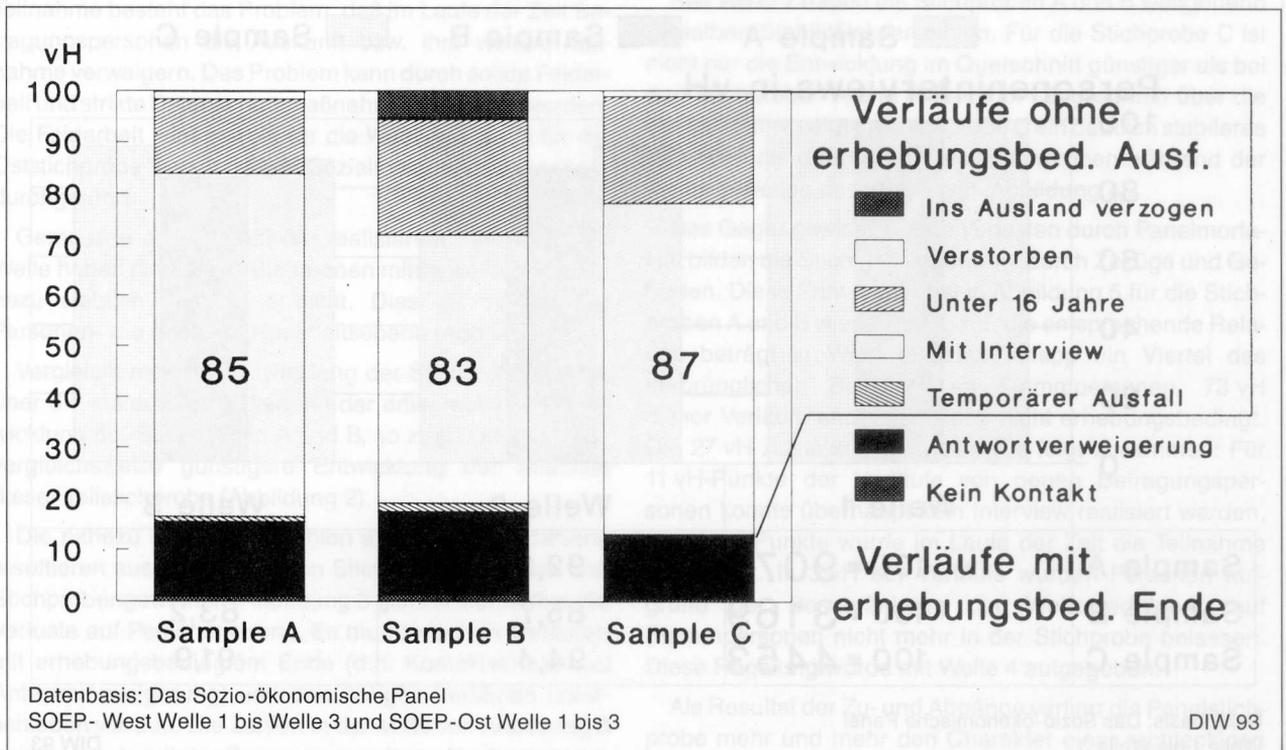


Abbildung 3

Entwicklung Stichprobenbestand des SOEP  
Basis: Alle Stammpersonen der 1. Welle



Entwicklung Stichproben bestand des SOEP  
Verbleib der Stammkpersonen nach 3 Wellen nach Teilstichproben



Datenmatrix, welche man von Querschnittsanalysen gewohnt ist. Abbildung 6 zeigt, daß nur noch 46 vH der mittlerweile 20 000 Personen, die in den Stichproben A und B geführt werden, durchgehend von Welle 1 bis Welle 9 in der Stichprobe waren.

Werden im SOEP nur die Verläufe von Befragungspersonen mit durchgehender Teilnahme an allen Erhebungswellen analysiert („Complete Case Analysis“), so wird ein noch wesentlich kleinerer Teil der Stichprobe für die Auswertung genutzt (vgl. Abbildung 7). Der Anteil der Personen mit vollständigen Interviews an allen Personen, die mindestens ein Interview gegeben haben, ist bis Welle 9 auf 41 vH gesunken.

Eine „Complete Case Analysis“ führt im Panel nicht nur zu Effizienzverlusten, sondern sie ist auch im hohen Maße dem Risiko ausgesetzt, die Ergebnisse zu verzerren (vgl. u.a. Löwenbein und Rendtel 1991). Allerdings liegt dieser nichtrechteckige Datentyp in der „Natur“ jeder Panelerhebung. Allein aufgrund der natürlichen Mortalität wird sich im Laufe der Zeit der Bestand an Personen mit durchgehender Teilnahme verringern. Allerdings stehen mittlerweile genügend Analysemethoden zur Verfügung, um auch nichtrechteckige Datensätze vollständig auszuwerten. Nicht zuletzt werden die Gewichtungsfaktoren für Quer- und Längsschnittanalysen, die allen Nutzern für deskriptive Analysen zur Verfügung gestellt wurden, unter Berücksichtigung der Gesamtheit aller Personen beziehungsweise Haushalte errechnet.

Pro Welle werden ca. 160 Haushalte als vorläufige (temporäre) Ausfälle eingestuft, die in der nachfolgenden Welle wieder befragt werden. Die Realisierungschance eines Interviews liegt bei ca. 50 vH. Insgesamt wurde aufgrund dieses aufwendigen Verfahrens eine Reduktion der 9. Welle um 718 Personen vermieden.

### 3. Die Repräsentativität der Stichproben

Die in Abschnitt 2 präsentierten Zahlen erlauben nicht ohne weiteres Aussagen darüber, ob die SOEP-Stichproben noch „repräsentative“ Rückschlüsse auf die Wohnbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland zulassen.

Eine Antwort auf die Frage nach der Repräsentativität des SOEP bedarf zunächst einer Klärung, was unter „Repräsentativität“ überhaupt verstanden werden soll (vgl. auch Rendtel/Pötter 1993, Pötter/Rendtel 1993, Rendtel 1993). Dieser Begriff hat schon bei Querschnitterhebungen keine eindeutige mathematisch statistische Operationalisierung gefunden. Das einfache Bild der repräsentativen Stichprobe als „proportionale Abbildung“ der Grundgesamtheit bedarf einer statistischen Präzisierung, wenn dieser Begriff nicht völlig inhaltsleer („exakte Proportionalität“) bzw. nicht völlig willkürlich („ungefähre Proportionalität“) bleiben soll.

Für die Operationalisierung des Konzepts der „ungefähren Proportionalität“ wird üblicherweise ein  $\chi^2$ -Anpas-

Abbildung 5

Entwicklung Stichprobenbestand des SOEP  
Zugewinne bis Welle 9

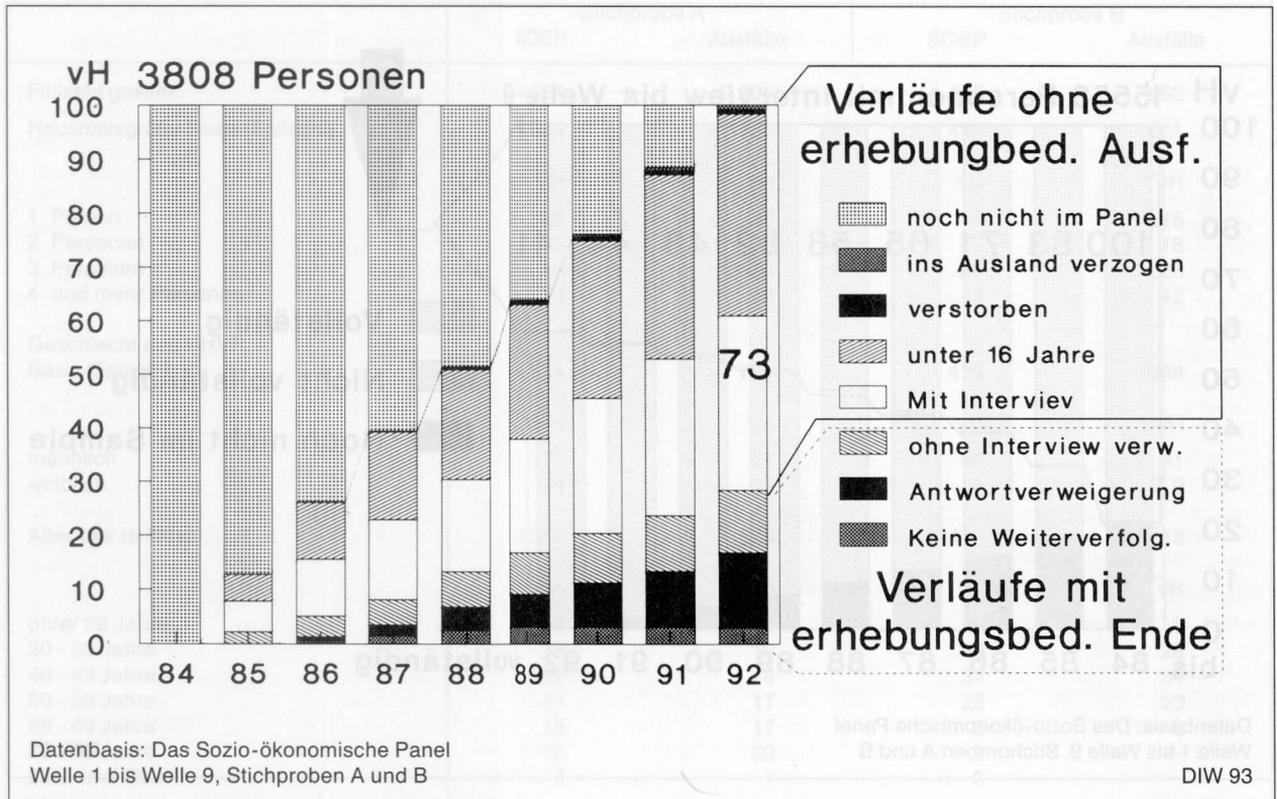
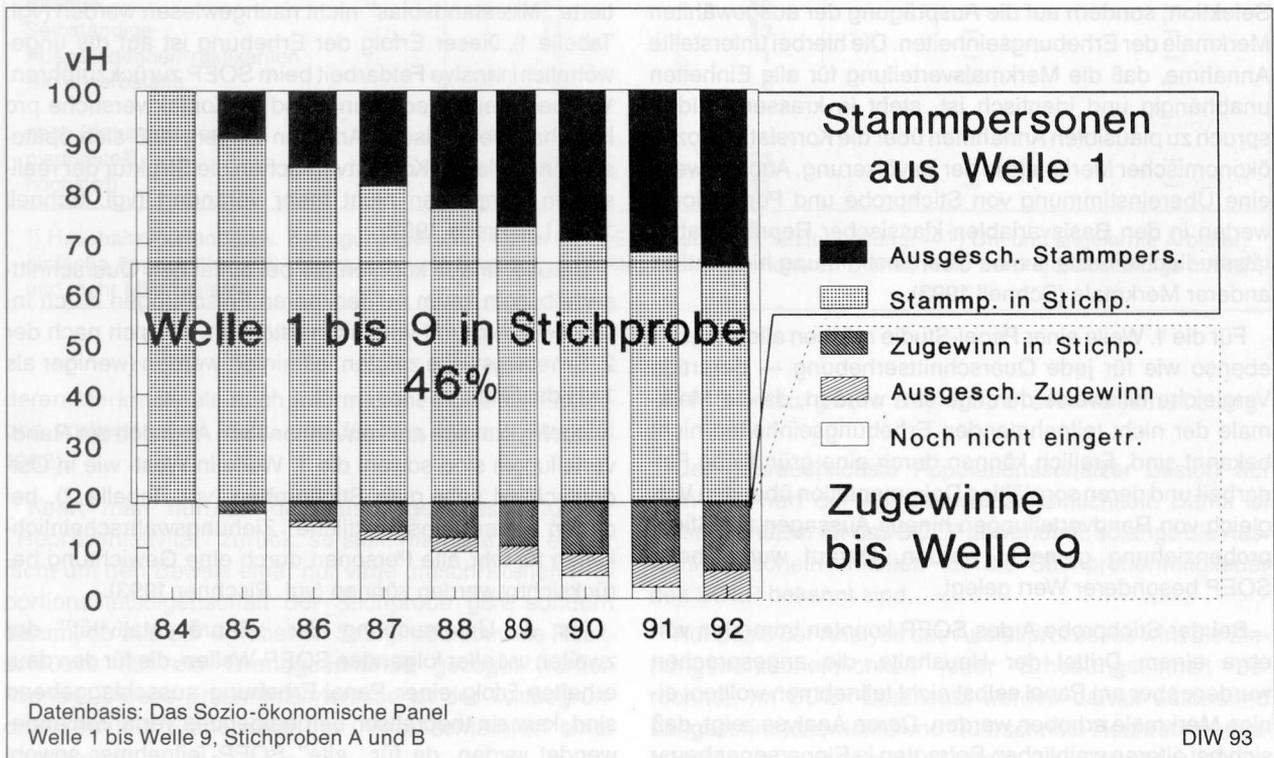
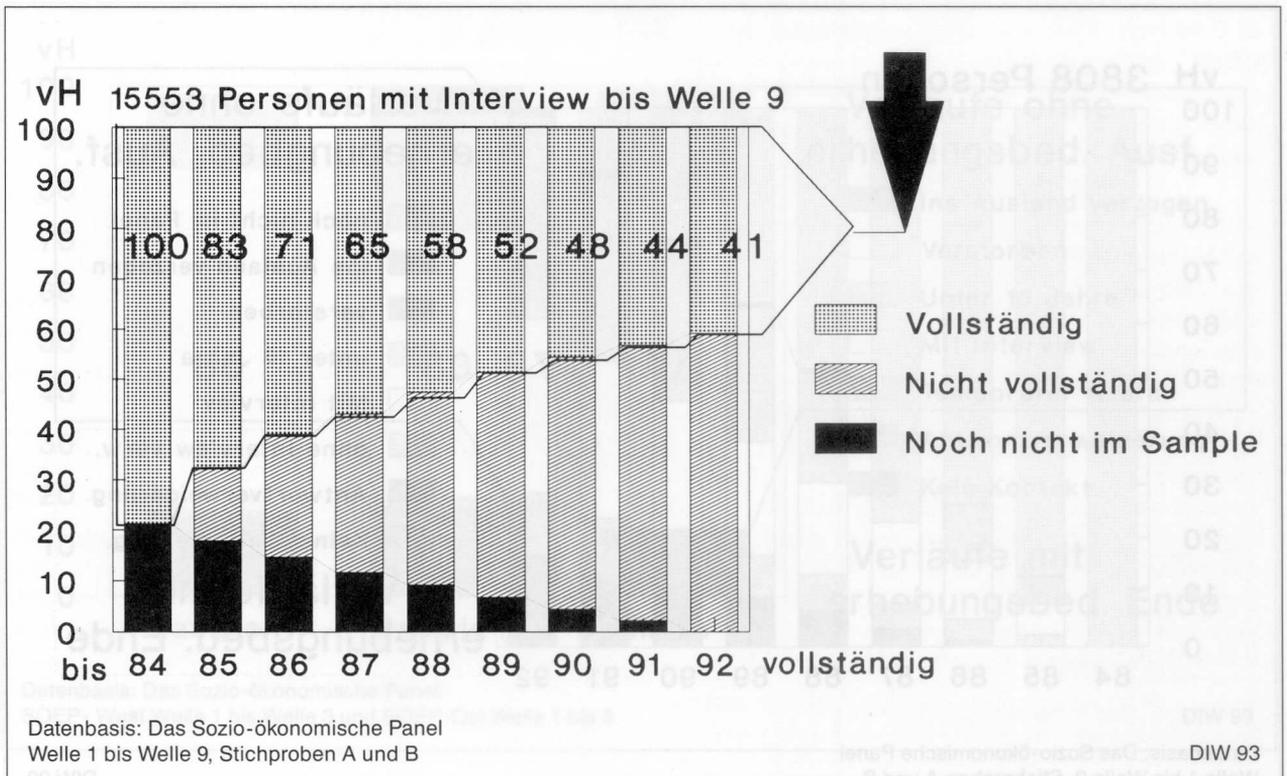


Abbildung 6

Entwicklung des Stichprobenbestands  
Vergleich: Stammpersonen 1. Welle und Zugewinne bis zur 9. Welle



Entwicklung Stichprobenbestand des SOEP  
Anteil der Personen mit Interviews an allen Wellen (= Vollständig)



sungstest benutzt, der die beobachteten Häufigkeiten in der Stichprobe mit den „wahren“ Häufigkeiten in der Population vergleicht. Dieser Test bezieht sich aber nicht auf die Selektion, sondern auf die Ausprägung der ausgewählten Merkmale der Erhebungseinheiten. Die hierbei unterstellte Annahme, daß die Merkmalsverteilung für alle Einheiten unabhängig und identisch ist, steht in krassem Widerspruch zu plausiblen Annahmen über die Korrelation sozio-ökonomischer Merkmale in der Bevölkerung. Auch beweist eine Übereinstimmung von Stichprobe und Populationswerten in den Basisvariablen klassischer Repräsentativitätsstudien keinesfalls eine Übereinstimmung hinsichtlich anderer Merkmale (Schnell 1993).

Für die 1. Welle einer Panel-Studie müssen allerdings — ebenso wie für jede Querschnittserhebung — derartige Vergleiche hilfsweise durchgeführt werden, da die Merkmale der nicht teilnehmenden Erhebungseinheiten nicht bekannt sind. Freilich können durch eine gründliche Feldarbeit und deren sorgfältige Dokumentation über den Vergleich von Randverteilungen hinaus Aussagen zur Stichprobenziehung gemacht werden. Darauf wurde beim SOEP besonderer Wert gelegt.

Bei der Stichprobe A des SOEP konnten immerhin von etwa einem Drittel der Haushalte, die angesprochen wurden, aber am Panel selbst nicht teilnehmen wollten, einige Merkmale erhoben werden. Deren Analyse zeigt, daß sich bei älteren weiblichen Befragten in Einpersonenhaus-

halten eine überdurchschnittliche Ausfallrate ergab, die durch eine entsprechende Gewichtung berücksichtigt werden. Allerdings konnte der in der Literatur heftig diskutierte „Mittelstandsbias“ nicht nachgewiesen werden (vgl. Tabelle 1). Dieser Erfolg der Erhebung ist auf die ungewöhnlich intensive Feldarbeit beim SOEP zurückzuführen. Von besonderer Bedeutung sind 10 Kontaktversuche pro Haushalt. Methodische Arbeiten zeigen, daß sich spätestens nach sieben Kontaktversuchen die Struktur der realisierten Stichproben nicht mehr verändert (vgl. Schnell 1993, Landgrebe 1992).

Darüber hinaus konnten die bei einfachen Querschnittserhebungen kaum aufdeckbaren Fälschungen durch Interviewer aufgrund von Inkonsistenzen, die sich nach der 2. Erhebungswelle zeigten, eliminiert werden (weniger als 1 vH der Fälle).

Auch gemessen am konventionellen Abgleich der Randverteilungen sind sowohl die 1. Welle in West- wie in Ostdeutschland sehr gute Stichproben (vgl. Tabelle 2), bei denen unterdurchschnittliche Ziehungswahrscheinlichkeiten für sehr alte Personen durch eine Gewichtung berücksichtigt werden können (vgl. Pischner 1993).

Für die Untersuchung der „Repräsentativität“ der zweiten und aller folgenden SOEP-Wellen, die für den dauerhaften Erfolg einer Panel-Erhebung ausschlaggebend sind, kann ein theoretisch befriedigendes Verfahren angewendet werden, da für „alte“ SOEP-Teilnehmer sowohl

Tabelle 1

## Interne Validierung der SOEP-Stichproben A und B

	Stichprobe A		Stichprobe B	
	SOEP	Ausfälle	SOEP	Ausfälle
Fallzahl gesamt	4 554	2 906	1 415	652
Haushaltsgröße Basis (Fallzahl)	4 554	1 728	1 415	261
	vH	vH	vH	vH
1 Person	26	30	15	15
2 Personen	32	36	17	18
3 Personen	19	16	20	26
4 und mehr Personen	24	18	48	42
Geschlecht des HHV <sup>1)</sup> Basis (Fallzahl)	4 554	1 799	1 415	269
	vH	vH	vH	vH
männlich	76	67	92	91
weiblich	24	33	8	9
Alter des HHV <sup>1)</sup>	4 554	1 523	1 415	213
	vH	vH	vH	vH
unter 29 Jahre	14	9	12	9
30 - 39 Jahre	18	12	29	28
40 - 49 Jahre	22	18	34	34
50 - 59 Jahre	17	17	22	23
60 - 69 Jahre	13	17	3	6
70 - 79 Jahre	12	20	0	—
80 J. und älter	4	7	0	—
Stellung des HHV <sup>1)</sup> im Beruf <sup>2)</sup> Basis (Fallzahl)	4 494	894	—	—
Arbeiter	39	33	—	—
Angestellte	36	38	—	—
Beamte	11	10	—	—
Selbständige	11	13	—	—
Auszubildende/Praktikanten	1	1	—	—
Nie erwerbstätig	4	6	—	—
nach Statusgruppen				
niedrigste <sup>3)</sup>	25	23	—	—
höchste <sup>4)</sup>	15	11	—	—

1) Haushaltsvorstand bzw. Befragungsperson. — 2) Bei Nicht-Erwerbstätigen: letzte Stellung. — 3) Un- und angeleitete Arbeiter, einfache Angestellte. — 4) Hochqualifizierte leitende Angestellte, Beamte im höheren Dienst, Freie Berufe, Selbständige mit 10 und mehr Mitarbeitern.

deren Merkmale als auch Informationen über die Feldarbeit vorliegen (vgl. dazu und für das folgende Rendtel 1993).

Kehrt man nun zu der Ausgangsfragestellung der „Repräsentativität“ zurück, so stellt man fest, daß es gar nicht um den Beweis einer nur vage umschriebenen Proportionalitätseigenschaft der Stichprobe geht, sondern darum, ob aus der erhobenen Stichprobe sinnvolle Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit gezogen werden können. Dieses Erkenntnisinteresse ist der wohl begründete Kern der Frage nach der „Repräsentativität“ einer Stichprobe.

### 3.1 Genauigkeit der Populationsschätzung

Der gebräuchlichste Populationsschätzer basiert auf dem Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit. Damit ist dieser Schätzer für das SOEP anwendbar, solange die Auswahlwahrscheinlichkeiten für die Stichprobenmitglieder des SOEP bekannt sind.

Auf Basis der Analyse des Ausfallprozesses wird dieziehungswahrscheinlichkeit jeder Erhebungseinheit berechnet. Im SOEP-Datensatz werden darauf aufbauend Längsschnitt-Gewichte und Querschnitts-Hochrechnungsfaktoren zur Verfügung gestellt (vgl. Pischner 1993).

Tabelle 2

## Externe Validierung der SOEP-Stichproben A und B sowie C

	A		B		C	
	Stich- probe	Abwei- chung <sup>1)</sup>	Stich- probe	Abwei- chung <sup>1)</sup>	Stich- probe	Abwei- chung <sup>1)</sup>
<b>Bundesland</b>						
Berlin (West)	3,9	-0,6	3,2	-0,6	—	—
Hamburg	2,8	-0,6	2,8	-0,3	—	—
Bremen	1,3	-0,1	1,1	0,0	—	—
Schleswig-Holstein	4,0	-0,2	1,2	-0,7	—	—
Niedersachsen	11,2	0,0	5,7	-0,6	—	—
Nordrhein-Westfalen	26,8	-0,5	28,5	-2,7	—	—
Hessen	8,8	-0,3	13,6	-2,6	—	—
Rheinland-Pfalz/Saar	7,5	+0,3	4,2	+0,1	—	—
Baden-Württemberg	15,5	+0,9	26,9	+4,2	—	—
Bayern	18,3	+1,2	12,8	-1,9	—	—
Mecklenburg-Vorpommern	—	—	—	—	11,7	+0,1
Brandenburg	—	—	—	—	16,2	+0,3
Sachsen-Anhalt	—	—	—	—	18,5	+0,3
Thüringen	—	—	—	—	16,7	+0,4
Sachsen	—	—	—	—	30,3	+0,1
Berlin (Ost)	—	—	—	—	6,7	-1,1
<b>Gemeindegrößenklasse</b>						
unter 5 000 Einwohner	12,0	+1,5	2,8	-0,2	—	—
5 000 b.u. 20 000	14,0	+0,2	13,7	-0,3	—	—
20 000 b.u. 100 000	10,1	-0,2	7,7	+0,4	—	—
100 000 b.u. 500 000	16,1	+0,3	17,5	+2,4	—	—
500 000 und mehr	—	—	—	—	—	—
— Kernzonen	32,4	-1,6	38,1	-3,0	—	—
— Randzonen	15,4	-0,2	20,1	+0,6	—	—
<b>unter 2 000</b>						
2 000 b.u. 10 000	—	—	—	—	26,6	+2,2
10 000 b.u. 50 000	—	—	—	—	17,2	-2,3
50 000 b.u. 100 000	—	—	—	—	23,9	+0,4
100 000 und mehr	63,9	-1,5	75,7	0,0	5,8	-1,2
<b>Geschlecht</b>						
Männer	47,8	-1,5	—	—	47,5	+0,5
Frauen	52,2	+1,5	—	—	52,5	-0,5
<b>Altersgruppen</b>						
16-19 Jahre	9,0	+0,5	—	—	7,2	+1,0
20-29 Jahre	19,6	+1,3	—	—	20,8	+0,7
30-39 Jahre	16,6	+1,6	—	—	23,8	+4,7
40-49 Jahre	19,6	+1,6	—	—	17,4	+2,2
50-59 Jahre	14,9	+0,2	—	—	16,0	-0,4
60-69 Jahre	10,4	1,1	—	—	9,0	-2,8
70 Jahre und älter	10,0	-4,1	—	—	5,7	-5,5

<sup>1)</sup> Abweichung der ungewichteten Stichprobe von den amtlichen Bevölkerungszahlen in Prozentpunkten.

Im folgenden werden die Ergebnisse der Ausfall-Analysen zusammengefaßt (für eine ausführliche Darstellung vgl. Rendtel 1993).

Bezüglich der „klassischen Prüfvariablen“ (Alter, Geschlecht, Familienstand, Schulbildung und Stellung im Beruf, Angaben über den Haushaltsvorstand) kann man für die Ausfälle in den Wellen 2 bis 8 des SOEP auf Basis einer multiplen Logitanalyse<sup>3</sup> feststellen (vgl. Tabelle 3):

In keiner Welle zeigt sich eine Monotonie der Ausfallraten nach dem Bildungsniveau. Auch für die Variablen „Familienstand“ und „Stellung im Beruf“ ergeben sich keine Hin-

weise auf einen stabilen, deutlichen Einfluß auf die Ausfallrate. Hinsichtlich des Alters ergibt sich eine erhöhte Ausfallrate nur bei den über 75 jährigen.

Die hier durchgeführte Analyse schließt die Benutzung von Veränderungsvariablen aus, da diese für die Nonrespondenten nicht bekannt sind. Einige Veränderungen (z.B. die Scheidung von Ehepaaren oder der Wechsel des Arbeitsplatzes) ziehen aber eine Veränderung der Haus-

<sup>3</sup>Für die Schätzung wurde das SAS-Programm-Modul CATMOD verwendet. Positive Koeffizienten zeigen eine Vergrößerung, negative eine Verringerung des Ausfallrisikos an.

Tabelle 3

**Geschätzte Koeffizienten eines Logitmodells für den Einfluß  
sozio-demographischer Variablen auf die Ausfallrate von SOEP-Haushalten**

	Koeffizienten in Welle						
	2	3	4	5	6	7	8
<b>Alter</b>							
75 u. älter	0.5	0.4	0.3	0.2	0.4	0.3	-0.2
65-74	-0.1	0.1	-0.6	-0.1	0.2	-0.2	-0.1
55-64	0.0	-0.1	-0.1	-0.2	0.0	0.5	0.3
35-54	-0.1	-0.2	0.0	0.0	0.0	0.2	0.5
25-34	-0.3	-0.2	0.1	0.2	-0.1	0.2	0.1
16-24	0.0	0.0	0.3	-0.1	-0.5	-0.1	-0.6
P-Wert	(0.01)	(0.1)	(0.1)	(0.2)	(0.4)	(0.01)	(0.05)
<b>Familienstand</b>							
verheiratet, zusammen	0.2	-0.1	0.0	-0.1	0.1	-0.2	-0.4
verheiratet, getrennt	-0.2	0.3	0.0	0.6	0.1	0.1	0.8
ledig	0.2	-0.3	0.3	0.1	-0.2	0.2	0.4
geschieden	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	-0.2
verwitwet	0.0	0.6	-0.3	-0.2	-0.6	-0.3	0.1
Ehepartner im Ausland	-0.3	-0.4	0.0	-0.4	0.5	0.0	-0.6
P-Wert	(0.7)	(0.3)	(0.4)	(0.4)	(0.2)	(0.4)	(0.001)
<b>Schulbildung</b>							
Kein Abschluß	0.1	0.1	0.4	0.3	0.0	-0.3	0.2
Hauptschule	0.3	0.3	-0.3	-0.2	0.2	0.3	0.1
Realschule	-0.3	0.2	-0.2	0.1	0.4	0.3	0.0
Fachhochschule	0.1	0.0	-0.2	0.0	0.1	0.1	0.3
Abitur	-0.3	-0.1	-0.3	-0.2	-0.5	0.2	-0.1
sonstiger Abschluß	0.1	-0.3	0.6	0.0	-0.2	-0.6	-0.5
P-Wert	(0.001)	(0.1)	(0.3)	(0.3)	(0.03)	(0.2)	(0.4)
<b>Stellung im Beruf</b>							
nicht erwerbstätig	0.1	-0.2	0.3	-0.1	-0.2	0.1	0.1
arbeitslos	-0.3	0.2	0.1	0.0	-0.4	-1.2	-0.2
hoher Status	0.1	-0.1	-0.1	0.1	0.5	0.7	0.2
mittlerer Status	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.1	0.0
niedriger Status	0.1	0.1	-0.3	0.1	0.0	0.3	-0.1
P-Wert	(0.5)	(0.4)	(0.3)	(0.6)	(0.08)	(0.004)	(0.8)

*Quelle:* Rendtel 1993, Über die Repräsentativität von Panel-Studien — Eine Analyse der felddingten Ausfälle im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), DIW-Diskussionspapier Nr. 70, Berlin.

haltszusammensetzung, einen Wechsel des Wohnorts oder eine Haushaltsaufspaltung nach sich. Die Folgen derartiger Lebensereignisse tauchen dann in den Kontaktprotokollen als umgezogene bzw. abgespaltene Haushalte auf. Diese Veränderungsmerkmale sind auch für die Nonrespondenten bekannt. In der Tat erweisen sich diese feldorientierten Variablen in allen Wellen als hochsignifikant und stabil (vgl. Tabelle 4)<sup>4</sup>.

Die größten und stabilsten Unterschiede in der Antwortbereitschaft bestehen hinsichtlich der Haushaltsmobilität und des Wechsels des Interviewers. Bei abgespaltenen Haushalten (etwas geringer bei vollständig umgezogenen Haushalten) nimmt die Ausfallneigung gegenüber den nicht umgezogenen Haushalten deutlich zu. Ebenso führt der Wechsel eines Interviewers zu einem deutlichen Anstieg des Ausfallrisikos. Rund 8 vH der Interviewerwechsel treten bei alten, nicht umgezogenen Haushalten

auf<sup>5</sup>. Die bisherige Teilnahmedauer am Panel hat in diesen Fällen einen teilnahmestabilisierenden Effekt.

<sup>4</sup> In allen Wellen gibt es eine jeweils höhere Ausfallneigung von abgespaltenen gegenüber umgezogenen und gegenüber nicht umgezogenen Haushalten. Der geringere Abstand der Ausfallraten einschließlich des Vorzeichenwechsels in Welle 4 ist auf die massive Werbung für die Volkszählung während der Feldarbeit zurückzuführen.

<sup>5</sup> Gemessen an anderen Umfrageinstituten ist die Stabilität des Interviewerstamms bei Infratest Sozialforschung hoch. Um eine möglichst weitgehende Kontinuität der SOEP-Befragung zu gewährleisten, arbeiten an diesem Projekt auch noch Interviewer mit, die sonst nicht mehr für Infratest arbeiten. D.h., diese sind nur noch für das SOEP im Einsatz. Dieser teilnahmestabilisierende Einfluß der Interviewer ist erfreulich. Gleichwohl trägt der Austausch an Interviewern dazu bei, daß auf den Ausfall einzelner Interviewer zurückzuführende Ausfallrisiken bei der Panelpopulation nicht geklumpt auftreten.

Tabelle 4

**Geschätzte Koeffizienten eines Logitmodells  
für den Einfluß von felddingten Variablen auf die Ausfallrate von SOEP-Haushalten**

	Koeffizienten in Welle						
	2	3	4	5	6	7	8
Typ des Haushalts							
Nicht umgezogen	-1.1	-0.6	-0.5	-0.9	-0.8	-0.7	-0.1
Umgezogen	-0.7	-0.1	0.2	-0.1	-0.3	-0.4	0.0
Abgespalten	1.8	0.7	0.3	1.0	1.1	1.1	1.0
P-Wert	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
Wechsel Interviewer							
ja	0.3	0.5	0.6	0.7	0.5	0.6	0.4
nein	-0.3	-0.5	-0.6	-0.7	-0.5	-0.6	-0.4
P-Wert	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)
Neue Befragungsperson im Haushalt							
ja	-0.5	-0.2	-0.5	-1.0	-0.6	-0.5	-0.6
nein	0.5	0.2	0.5	1.0	0.6	0.5	0.6
P-Wert	(<0.001)	(<0.1)	(<0.003)	(<0.001)	(<0.003)	(<0.001)	(<0.001)
Teilnahmedauer							
pro Welle	-	-0.5	-0.6	-1.0	-0.6	-0.5	-0.2
P-Wert	(-)	(<0.13)	(<0.002)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.003)

*Quelle: Rendtel (1993).*

Die Populationsschätzungen (Hochrechnungsfaktoren) des SOEP basieren auf den oben beschriebenen multiplen Ausfallanalysen. Doch wurden nicht alle Variablen für die Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeiten benutzt, sondern nur die, deren Einfluß über alle Perioden gleichgerichtet, von der Größe bedeutend und statistisch signifikant ist. Hinter dieser Überlegung steht eine Bias-Varianz-Abwägung. Berücksichtigt man nämlich alle Variablen bei der abschließenden Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeiten, so werden zwar die Wahrscheinlichkeiten sehr genau geschätzt (dies impliziert Erwartungstreue der Schätzer), die Streuung der geschätzten Wahrscheinlichkeiten ist aber größer. Diese Vergrößerung der Streuung überträgt sich auf die Varianz der Schätzergebnisse.

Die Güte der Ausfallanalysen und der direkt darauf aufbauenden Hochrechnung läßt sich theoretisch angemessen durch einen Vergleich der im SOEP auftretenden sensitiven Ereignisse mit externen Schätzungen für diese Ereignisse prüfen. Allerdings bietet die amtliche Statistik nur wenige sozio-ökonomische Veränderungsgrößen für einen Vergleich. Einzig die Register der Standesämter bieten mit ihren Angaben über Geburten, Todesfälle und Scheidungen extrem zuverlässige Angaben über Lebensereignisse, die zudem fast immer mit einer Veränderung der Haushaltszusammensetzung und häufig mit Haushaltsmobilität verbunden sind. Da in diesem Bereich die Schätzungen über die Teilnahmebereitschaft nur auf der

relativ unspezifischen Einteilung in immobile, mobile und abgespaltene Haushalte basieren, ist ein Vergleich der hochgerechneten SOEP-Ereignisse mit den Registerangaben für Geburten, Todesfälle und Scheidungen von großer Aussagekraft<sup>6</sup>.

Tabelle 5 weist die entsprechenden Werte für die Jahre 1984 bis 1990 aus. Da die erste Welle des SOEP erst im Frühjahr 1984 begann, müssen die entsprechenden Werte für Geburten und Todesfälle, die den Kontaktprotokollen entnommen sind, die Registerzahlen unterschätzen. Um diese Ungenauigkeiten der Datierung auszugleichen, wurde das Aggregat von  $\hat{P}$  bzw.  $P$  über die Jahre 1985 bis 1990 gebildet. Diese Vorgehensweise wird zusätzlich dadurch motiviert, daß bei den Ehescheidungen in allen Jahren der Registerwert um 30 Tausend<sup>7</sup> unterschätzt wird. Diese kleinen Abweichungen werden nun kumuliert, so daß eher die Chance besteht, Aussagen über die Zufälligkeit dieser Abweichungen zu machen. Als letzte Zeile

<sup>6</sup> Da im SOEP bestimmte Zuwanderergruppen nicht enthalten sind (vgl. Schulz et. al. 1993), beziehen sich die amtlichen Register und das SOEP auf verschiedene Grundgesamtheiten. Bei der SOEP-Hochrechnung wird eine Anpassung an die gesamte Wohnbevölkerung der Bundesrepublik vorgenommen, so daß Registerwerte und SOEP-Werte danach miteinander vergleichbar sind.

<sup>7</sup> Bei einem durchschnittlichen Hochrechnungsfaktor von 5 000 entspricht diese Zahl sechs Ehescheidungen in der Stichprobe.

Tabelle 5

**Vergleich der Schätzung demographischer Ereignisse auf Basis des SOEP mit entsprechenden Registerangaben**  
Angaben in Tausend

Jahr	Geburten		Todesfälle		Ehescheidungen	
	SOEP	Register	SOEP	Register	SOEP	Register
1984	480	584	423	696	96	130
1985	657	586	654	704	79	128
1986	693	626	534	702	100	122
1987	712	642	778	687	95	130
1988	666	677	694	688	99	129
1989	736	682	674	698	95	127
1990	902	727	732	713	110	123
85-90	4367	3940	4066	4202	577	760
$\hat{P}-P$	427		-136		-183	
$\hat{\sigma}(\hat{P})$	251		134		55	

Quelle: Rendtel (1993).

weist Tabelle 5 Sigma ( $\hat{P}$ ) als geschätzte Standardabweichung von P aus.

Legt man die üblichen Konfidenzintervalle mit zwei Sigma zugrunde, so liegt der Registerwert bei den Geburten und Todesfällen innerhalb, bei den Scheidungen außerhalb des Konfidenzintervalls. Es zeigt sich also, daß die erhöhte Ausfallrate bei den über 75jährigen nicht zu einer Unterschätzung der Todesfälle führt, weil diese erhöhte Ausfallrate in die Hochrechnung eingegangen ist. Bei den Scheidungen kann man schließen, daß ihr Ausfallrisiko höher ist, als es bislang durch die Berücksichtigung des Merkmals „abgespaltener Haushalt“ modelliert wird. Allerdings verweist das Beispiel der Ehescheidungen auf eine panel-spezifische Schwierigkeit bei der Schätzung von Populationsmerkmalen: Da aufgrund der gesetzlich vorgeschriebenen Trennung vor einer Scheidung die meisten geschiedenen Ehepartner bereits in unterschiedlichen Haushalten wohnen, hängt die Anzahl der geschätzten Scheidungen ganz wesentlich von der Wahrscheinlichkeit ab, daß mindestens einer der beiden Haushalte der früheren Eheleute beobachtet wird. Hier zeigen bereits einfache Überschlagsrechnungen (vgl. Rendtel 1993, S. 39f), daß Interaktionseffekte im Teilnehmerverhalten von geschiedenen Ehepaaren zu einer solchen Vergrößerung der Schätzung der Scheidungen führen, daß eine Übereinstimmung mit den Registerwerten erreicht wird. Die bisherige Schätzung basierte jedoch noch auf der Annahme der Unabhängigkeit der Teilnahmeentscheidungen der geschiedenen Ehepartner.

Eine Unterschätzung der Anzahl der Ehescheidungen bedeutet auf keinen Fall, daß Analysen mit der SOEP-Stichprobe in diesem Bereich eingestellt werden müssen. Dennoch soll künftig durch Verfeinerung der Hochrechnung der Unterschätzung von Ehescheidungen begegnet werden. Dafür bieten sich zwei Möglichkeiten an: Der klassische Weg über eine indirekte Schätzung der Ausfallwah-

scheinlichkeiten durch einen Vergleich von Soll(=Register) zu Ist(=Schätzung)-Werten oder eine Modellierung der Abhängigkeit im Antwortverhalten.

Die Alternative dazu ist methodisch vorzuziehen, sie ist zugleich von prinzipieller Bedeutung für die Schätzung aller Ereignisse, die mehrere Haushalte betreffen. Allerdings ist sie auch erheblich aufwendiger.

Welche Schlußfolgerungen könnte man darüber hinaus ziehen, wenn man die *Bestandsgrößen* des SOEP und der amtlichen Statistik miteinander vergleichen würde? In der Tat muß sich, wenn die Unterschätzungen der Zustandsveränderungen einen gewissen Umfang erreichen, eine Unterschätzung im Bestand der geschiedenen Personen ergeben. Eine daraus abgeleitete querschnittbezogene Anpassung führt aber mit Sicherheit zu einer Verfälschung der Ausfallraten, da nun für alle Geschiedenen — also auch für diejenigen, die vor Eintritt in das Panel geschieden wurden — eine erhöhte Ausfallrate geschätzt würde. Offensichtlich ist der für das SOEP gewählte Analyse- und Gewichtungsansatz der konventionellen Methode vorzuziehen.

Gleichwohl sind Vergleiche der Randverteilungen des SOEP und der amtlichen Statistik trotz aller theoretischen Einwände nicht gänzlich ohne Berechtigung. Bei den oben dargestellten Ausfallanalysen, die keine systematischen Verzerrungen zeigten, könnten marginale Effekte übersehen werden, die sich über mehrere Wellen des SOEP hinweg zu signifikanten Ausfällen kumulieren können. Der Vergleich zentraler Randverteilungen des SOEP mit entsprechenden Randverteilungen der amtlichen Statistik stößt allerdings auf Probleme, da die Population des SOEP mit amtlichen Daten nicht unmittelbar vergleichbar ist: Im SOEP sind bestimmte Zuwanderergruppen nicht enthalten; in der amtlichen Statistik fehlen die entsprechend differenzierten Nachweise.

Die einzige jährliche Stichprobenerhebung, die mit dem SOEP vergleichbar wäre — der Mikrozensus — ist hinsichtlich der Erfassung von Haushalten und des Ausbildungsniiveaus der Befragten aus methodischer Sicht problematisch (vgl. Rendtel und Pötter 1992, Prester 1992)<sup>9</sup>. Beide Merkmale werden üblicherweise für „Repräsentativitätstests“ herangezogen.

So kann beim Merkmal Bildung im Mikrozensus nicht zwischen den Ausprägungen „Ohne Abschluß“ und „Keine Angabe“ unterschieden werden. Trotz der Auskunftspflicht im Mikrozensus ist nicht immer klar, inwieweit dieser Pflicht bei der Beantwortung einzelner Fragen nachgekommen wird; es ist nicht unwahrscheinlich, daß die Beantwortung einzelner Fragen, insbesondere bei schriftlicher Beantwortung, schlicht übersehen wird. Da das Statistische Bundesamt seine Verfahrensweise im Umgang mit dieser Variable nicht dokumentiert hat, ist es möglich, daß eine unbekannte Zahl von „Personen ohne Schulabschluß“ diese Frage in Wirklichkeit gar nicht beantwortet hat. Leider veröffentlicht das Statistische Bundesamt in seinen Tabellen keine Zahlen über Unit- und Item-Nonresponse. In Esser et. al. (1989, S. 80 u. S. 281) wird für den Mikrozensus ein Unit-Nonresponse von 3 vH belegt und für Einkommensangaben ein Item-Nonresponse von 7,5 vH angegeben. Aufgrund dieser Probleme wird auf einen Vergleich der Angaben von SOEP und Mikrozensus hinsichtlich der Schulbildung verzichtet.

Vergleicht man — trotz aller Probleme der Erfassung von Haushalten — die Struktur der Haushalte im MZ und im SOEP, stellt man eine sehr weitgehende Übereinstimmung fest (vgl. Tabelle 6). Dies ist ein befriedigendes Ergebnis, da die Haushaltsgröße ab Welle 2 nicht mehr explizit in die Gewichtung der Daten eingeht<sup>9</sup>. Insbesondere werden die schwer erreichbaren Einpersonenhaushalte nicht mehr systematisch unterschätzt.

Am wenigsten mit Problemen behaftet dürfte ein Vergleich der Altersstruktur der SOEP- und Mikrozensusstichproben sein. Gleichzeitig ist das Alter eine stichprobentechnisch sensitive Variable, da junge und alte Menschen erhöhte Ausfallraten aufweisen.

Für das Jahr 1991, in welchem erstmals ein gesamtdeutscher Mikrozensus durchgeführt wurde, zeigt sich sowohl für die West-Stichprobe (8. Welle) als auch für die Ost-Stichprobe (2. Welle) ein befriedigendes Bild (vgl. Tabelle 7). Die überdurchschnittlichen Abweichungen der Altersstruktur im mittleren Lebensalter sind für die West-Stichprobe aufgrund nicht erfaßter Zuwanderer plausibel interpretierbar. Zudem sollte beachtet werden, daß lediglich drei altersspezifische Abweichungen über das Konfidenzintervall der SOEP-Schätzung hinausgehen (zwei-Sigma-Bereich)<sup>10</sup>. Selbst beim strengeren Ein-Sigma-Kriterium würde nur die oberste Altersgruppe deutlich überschätzt. Dies ist jedoch aufgrund der fehlenden Zuwanderer im SOEP nicht anders zu erwarten.

### 3.2 Befragungseffekte

Für das SOEP sind zwei potentielle Befragungseffekte von besonderer Relevanz. Zum einen der klassische, in der Literatur diskutierte „Panneffekt“ und zum zweiten die Genauigkeit der mit Hilfe von Aktivitätskalendarien erhobenen Episoden (Spells). Für beide Problemfelder kann neue empirische Evidenz vorgelegt werden.

#### 3.2.1 Panel-Effekte

Als Paneleffekte werden Verhaltensänderungen bezeichnet, die kausal auf die Befragung im Rahmen eines Panels zurückzuführen sind. Ein klassisches Beispiel für

<sup>8</sup> Die für einen Vergleich der Einkommensangaben auf den ersten Blick am besten geeignete Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) ist eine Quotenstichprobe, deren Statistische Eigenschaften unklar sind.

<sup>9</sup> Von Welle 2 an wurde zur Messung der Ausfallwahrscheinlichkeiten lediglich noch bei der Kontaktaufnahme zwischen verzogenen Ein- und Mehrpersonenhaushalten unterschieden.

<sup>10</sup> Es sollte allerdings berücksichtigt werden, daß in Tabelle 7 insgesamt 28 Vergleiche durchgeführt werden und allein aufgrund der Wiederholung der Tests zufällige Überschreitungen der Signifikanzgrenzen auftreten können.

Tabelle 6

**Vergleich der hochgerechneten Haushaltsstruktur des SOEP mit Ergebnissen der Volkszählung (VZ) 1987 und des Mikrozensus (MZ) 1987 und 1990**

Haushaltsgröße in Personen	Westdeutschland									
	1987						1990			
	VZ <sup>1)</sup>	MZ <sup>1)</sup>	SOEP <sup>1)</sup>	Sigma <sup>2)</sup>	SOEP-VZ <sup>3)</sup>	SOEP-MZ <sup>3)</sup>	MZ <sup>1)</sup>	SOEP <sup>1)</sup>	Sigma <sup>2)</sup>	SOEP-MZ <sup>3)</sup>
1	33,4	34,6	33,6	2,2	0,2	-1,0	34,9	35,2	2,2	0,3
2	28,4	29,7	30,2	2,0	1,8	0,5	30,2	30,7	2,0	0,5
3	17,7	17,1	16,8	1,2	-0,9	-0,3	16,7	15,9	1,6	-0,8
4	13,7	12,8	13,5	0,8	-0,2	0,7	12,8	11,9	0,8	-0,9
5 und mehr	6,8	5,8	5,9	0,8	-0,9	0,1	5,3	6,3	0,8	1,0

<sup>1)</sup> Spaltenprozent. — <sup>2)</sup> Schwankungsbereich (2 Sigma) für SOEP-Angaben in Prozent-Punkten. — <sup>3)</sup> Differenz der Prozent-Punkte.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 7

## Vergleich der hochgerechneten Altersstruktur des SOEP mit Ergebnissen des Mikrozensus (MZ) 1991

Region Alters- klassen	Westdeutschland				Ostdeutschland			
	MZ <sup>1)</sup>	SOEP <sup>1)</sup>	Sigma <sup>2)</sup>	SOEP-MZ <sup>3)</sup>	MZ <sup>1)</sup>	SOEP <sup>1)</sup>	Sigma <sup>2)</sup>	SOEP-MZ <sup>3)</sup>
0- 4 Jahre	5,4	5,6	0,6	0,2	6,0	6,2	0,3	0,2
5- 9 Jahre	5,1	5,5	0,8	0,4	6,9	6,7	0,5	-0,2
10-14 Jahre	5,0	5,1	0,7	0,1	6,9	6,5	0,5	-0,5
15-19 Jahre	5,4	4,4	0,4	-1,0	5,6	5,4	0,6	-0,2
20-24 Jahre	7,7	6,8	1,0	-0,9	6,5	7,6	1,0	1,1
25-29 Jahre	8,5	8,5	1,1	0,0	7,6	7,8	0,5	0,2
30-34 Jahre	7,6	7,3	0,9	-0,3	7,7	8,2	1,1	0,5
35-39 Jahre	6,8	6,7	0,6	-0,1	7,7	7,4	1,1	-0,3
40-44 Jahre	6,8	7,4	0,6	0,6	5,9	5,8	0,5	-0,1
45-49 Jahre	6,4	5,8	0,8	-0,6	6,2	6,1	0,5	-0,1
50-54 Jahre	7,9	7,8	0,7	-0,1	7,9	7,6	0,8	-0,3
55-59 Jahre	6,1	5,5	0,7	-0,6	6,3	6,2	0,4	-0,1
60-64 Jahre	5,7	6,2	1,2	0,5	5,5	5,3	0,5	-0,2
65 und älter	15,6	17,4	2,1	1,8	13,3	13,4	2,1	0,1
Insgesamt	100,0	100,0		0,0	100,0	100,0		0,0

<sup>1)</sup> Spaltenprozent. — <sup>2)</sup> Schwankungsbereich (2 Sigma) für SOEP-Angaben in Prozent-Punkten. — <sup>3)</sup> Differenz der Prozent-Punkte.  
*Quelle:* Eigene Berechnungen.

einen Paneffekt ist die Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme an Wahlen: Respondenten, die unmittelbar vor der Wahl zu ihren Wahlabsichten befragt worden waren, zeigten ein anderes Wahlverhalten als vergleichbare Bevölkerungsgruppen ohne vorherige Befragung.

Derartige Verhaltensänderungen sind ein unerwünschtes Artefakt, da die Aussagen, die aus den Antworten der Befragten abgeleitet werden, keine (unmittelbare) Erklärungskraft für den Rest der Population besitzen. Im Rahmen der Befragungsinhalte des SOEP ist mit realen Panel-Effekten dieser Art nicht zu rechnen. So ist z.B. die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit oder der Besuch einer Fortbildungsveranstaltung aufgrund des Anreizes der SOEP-Befragung sehr unwahrscheinlich.

Wichtiger ist die Prüfung, ob durch das SOEP ein geändertes Antwortverhalten induziert wird. Getestet wurde dies anhand einer Fragenbatterie, die sensitiv sein dürfte: die subjektiven Indikatoren, die mit Hilfe von Zufriedenheitsskalen mit 11 Ausprägungen erhoben werden<sup>11</sup>.

Nach den erfreulichen Ergebnissen, die Mohr (1987) nach 3 Wellen des SOEP für die Zufriedenheitsfragen vorlegte, wurde jüngst eine Analyse von Landua (1993) durchgeführt. Er kommt zu dem Ergebnis, daß bei *allen* Zufriedenheitsskalen die Nennung der Kategorien (9) und (10) im Verlaufe des Panels deutlich zurückgeht, wobei der Rückgang bei den ersten 4 Wellen am stärksten ist. Ein derart massiver Rückgang der Zufriedenheit in so vielen Lebensbereichen ist aber sehr unplausibel und wird durch andere Erhebungen (Wohlfahrtssurvey 84 und 88) nicht bestätigt. Wesentlich plausibler ist die Hypothese, daß die Skala von

den Befragten im Laufe des Panels differenzierter genutzt wird: Die Antworten von neuen Panelteilnehmern sind für die ersten drei Wellen mit Querschnittbefragungen vergleichbar; in späteren Panelwellen treten jedoch Lerneffekte im Umgang mit den Zufriedenheitsskalen auf, die zu einer reduzierten Nennung von Extrempositionen führen. Veränderungen der Zufriedenheitsangaben spiegeln so von der vierten Erhebungswelle an die tatsächlichen Veränderungen der Zufriedenheiten genauer wider als zuvor.

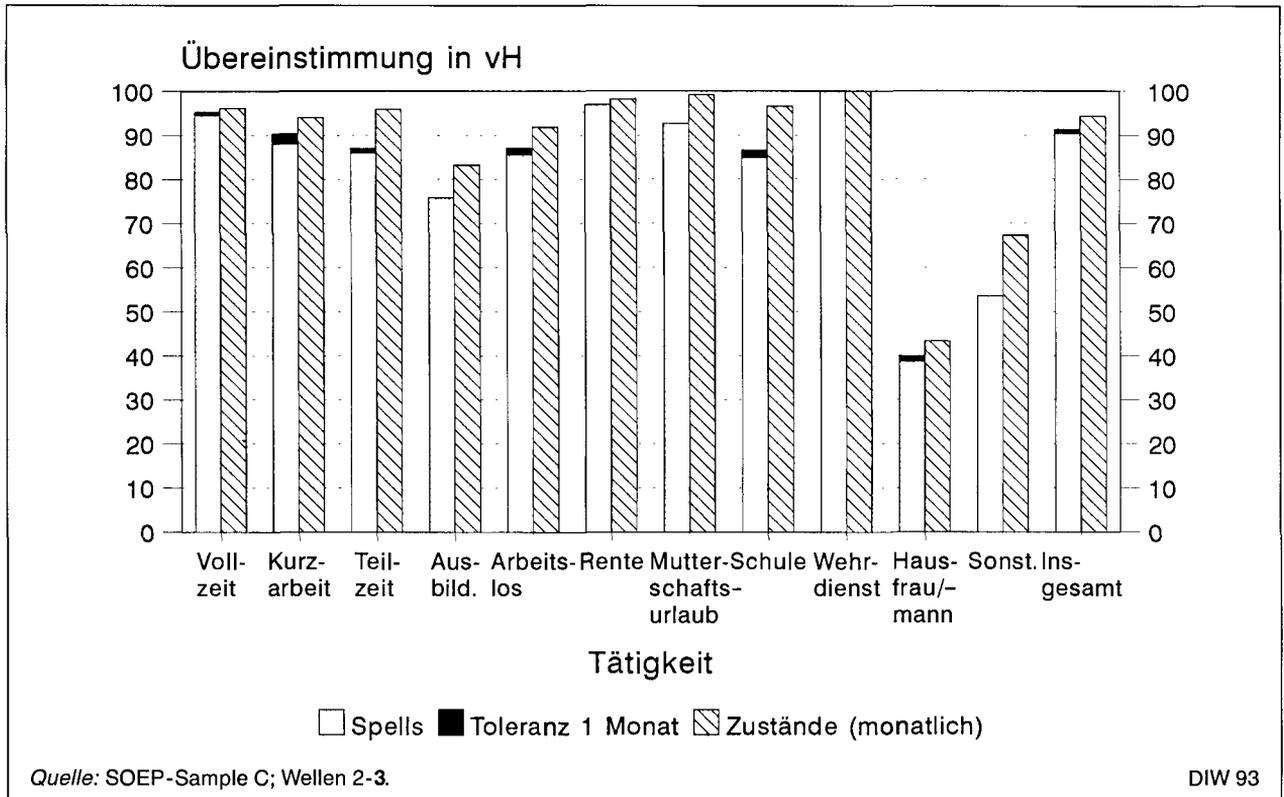
### 3.2.2 Recall Probleme

Der Befragungsmodus des Aktivitätskalenders des SOEP ist an das jeweils zurückliegende Jahr gekoppelt. Hier erscheint es plausibel, daß viele Episoden trotz der gewünschten monatlichen Genauigkeit auf Jahreslänge ‚gerundet‘ werden. In der Tat weist eine Auszählung der Länge der Episoden starke Häufungen an den durch 12 teilbaren Monatszahlen auf.

Als Konsequenz dieses Antwortverhaltens treten Wechsel der Aktivität verstärkt zum Jahreswechsel auf. So finden Galler (1987) und Schneider (1990) beispielsweise starke Jahreswechseleffekte bei ihrer Analyse der Dauer von Arbeitslosigkeit. Hierbei ist es schwer abzuschätzen, welcher Anteil dieser Effekte auf eine plausible Kalenderabhängigkeit von Ereignissen (Kündigungen zum Jahreswechsel) und auf die „Rundung“ der Intervalle zurückzuführen ist.

<sup>11</sup> Zufriedenheiten werden gemessen auf einer Skala von (0), ganz und gar unzufrieden, bis (10), ganz und gar zufrieden.

**Übereinstimmung der Tätigkeitskalendarien (Ost)**  
**Vergleich der Angaben aus den Wellen 2 und 3 — Spells und Zustände für Januar bis März 1991**



Da die Ost-Stichprobe mit einem Kalendarium begann, das gegenüber der West-Stichprobe um ein halbes Jahr verschoben war, ergab die Synchronisierung der Erhebung, daß sich in der 2. und 3. Welle des SOEP (Ost) Tätigkeitskalendarien um drei Monate überlappen; d.h. die Aktivitäten der Befragten wurden für Januar bis März 1991 doppelt erhoben. Dies bot die Gelegenheit, die Konsistenz der Doppelangaben zu prüfen.

Der Vergleich wurde auf zwei Ebenen vorgenommen. Einmal wurden die Zustände für jede Aktivität direkt verglichen. D.h., wenn es im Kalendarium in der zweiten oder dritten Welle einen Eintrag für einen bestimmten Monat gab, wurde geprüft, ob dieser auch in der korrespondierenden Welle vorhanden war<sup>12</sup>. Zweitens wurden die aus den Zuständen abgeleiteten Spells (Gesamtdauer des Zustandes) einander gegenübergestellt. Dabei wurde für Anfang und Ende der Spells eine Toleranz von einem Monat zugelassen, sofern die Spellstruktur durch diese Toleranz nicht beeinträchtigt wurde. Gleichwohl gilt, daß die Übereinstimmung der einzelnen Monatsangaben größer sein sollte als für Spells, die bereits als inkonsistent gezählt wurden, wenn nur 1 Monat nicht exakt übereinstimmte.

Die Ergebnisse sind in Abbildung 8 zusammengestellt. Insgesamt ergab sich eine Übereinstimmung von fast 95 vH der Zustände und bei 91 vH der Spells eine exakte Übereinstimmung. Der Zuverlässigkeitsgrad liegt bei voller

Erwerbstätigkeit, Rente, Mutterschutz und Wehrdienst über den Durchschnittswerten, bei den naturgemäß „weichen“ Kategorien wie „Hausfrau/Hausmann“ und „Sonstiges“ ist dieser Wert deutlich niedriger. Geht man davon aus, daß 5 vH der Aktivitätsangaben fehlerbehaftet sind, dann ist dies eine Größenordnung, die im Bereich der üblichen missing-value-Probleme liegt. Gegenüber den Rundungsphänomenen, die bei der Einkommenserhebung auftreten<sup>13</sup>, ist die Rundung der monatlichen Tätigkeitsangaben sogar minimal.

#### 4. Das SOEP als Instrument der internationalen Sozial- und Wirtschaftsforschung

Seit zehn Jahren ist das SOEP fester Bestandteil der empirischen Wirtschafts- und Sozialforschung. In diesem Rahmen hat es sich auch in der Politikberatung bewährt. Der Beobachtungszeitraum für so unterschiedliche Zustände wie Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit, Mutterschaft oder Armut ist inzwischen ausreichend lang, so daß die bis-

<sup>12</sup> D.h. Felder, die in beiden Wellen leer waren, blieben in der Zählung selbstverständlich unberücksichtigt.

<sup>13</sup> In allen Umfragen, so auch im SOEP, werden mehr als 50 vH der Einkommensangaben auf 50 DM bzw. 100 DM gerundet (vgl. Rohwer 1991).

lang übliche Analyse von Sozialstrukturen um eine weiterführende Untersuchung nach differierenden Verlaufsmustern ergänzt werden kann. Selbst die Zahl von Ereignissen wie Geburt, Scheidung, Wechsel der Erwerbstätigkeit oder Tod hat inzwischen kumulativ eine Größenordnung erreicht, die auch differenzierte Auswertungen ermöglicht.

Die mit jeder Panelwelle wachsenden Analysemöglichkeiten sind allerdings potentiell mit Selektionsproblemen verbunden. Diese Probleme wurden in diesem Aufsatz ausführlich diskutiert, und es wurden Lösungsmöglichkeiten gezeigt. Für das SOEP konnten bisher auch nach fast zehn Jahren keine systematischen Verzerrungen der Stichprobe im Sinne eines Mittelstandsbiases nachgewiesen werden. Andere Selektionseffekte wie höhere Ausfallraten bei mobilen Haushalten lassen sich insbesondere aufgrund der feldbedingten Kenntnis der Ausfallwahrscheinlichkeiten durch geeignete Gewichtungsverfahren ausgleichen.

Aufgrund des Erhebungskonzeptes, das nicht nur die laufende Beobachtung der bestehenden Panelpopulation, sondern auch deren Weiterverfolgung bei der Gründung neuer Haushalte, das Einbeziehen neuer Haushaltsmitglieder und selbst das systematische Beobachten von Ausfällen vorsieht, ergeben sich Jahr für Jahr wechselnde Analysepopulationen. Diese können deskriptiv entweder durch geeignete Gewichtungsfaktoren oder durch Analyseverfahren, die auch nichtrechteckige Datenstrukturen berücksichtigen, angemessen analysiert werden. Paneldaten sind inzwischen für die Grundlagenforschung im Bereich

der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften unverzichtbar. Die „Panel Study of Income Dynamics“ (PSID), die für das SOEP und andere europäische Panelstudien Vorbildfunktion hatte, läuft seit 1968. In Frankreich, den Niederlanden und in Luxemburg bestehen mit dem SOEP vergleichbare Studien. 1992 wurden in Belgien, Großbritannien, Ungarn und Südkorea Panelstudien begonnen, denen das SOEP als Vorbildstudie diente. In Griechenland, Irland und Polen wurden Vorstudien für eine Panelerhebung durchgeführt (vgl. auch Wagner 1993). Die SOEP-Daten werden darüber hinaus im Rahmen des Projektes PACO (Panel COMparability) zusammen mit dem luxemburgischen Institut CEPS in den Jahren 1993/94 für europaweit vergleichende Studien aufbereitet (vgl. Schaber et al. 1992).

Auf Basis einer soliden Feldarbeit und Datenaufbereitung hat sich das SOEP zu einem bedeutenden Analyseinstrument der empirischen Grundlagenforschung im Bereich der Mikroökonomie und den Sozialwissenschaften entwickelt. Die frühe Durchführung der ersten Erhebungswelle in Ostdeutschland hat zusätzlich dazu beigetragen, daß das SOEP auch im Blickpunkt internationaler Forschungstätigkeit steht. Hiervon zeugen sowohl die wachsende Zahl in- und ausländischer Publikationen auf der Grundlage des SOEP als auch die steigende Nachfrage nach SOEP-Daten bei Primärforschern im In- und Ausland. Insbesondere die international gesehen zügige Distribution der anonymisierten Daten (auf der Grundlage strenger vertraglicher Vereinbarungen zur Einhaltung des Datenschutzes) haben die Internationalisierung des Projektes gefördert.

## Literaturverzeichnis

- Buttler, Friedrich, Johannes Schwarze und Gert Wagner (Hg.), 1993, Labor Market Dynamics in Present Day Germany, Frankfurt/New York und Boulder/Colorado (im Druck).
- Esser, Hartmut et al., 1989: Mikrozensus im Wandel, Stuttgart.
- Galler, Heinz P. und Pötter, Ulrich, (1987), Unobserved Heterogeneity in Models of Unemployment Duration. In: Materialien aus der Bildungsforschung des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung, Berlin, S. 628-650.
- Hanefeld, Ute, 1984, Das Sozio-ökonomische Panel — Eine Längsschnittstudie für die Bundesrepublik Deutschland. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 4, S. 391-406.
- Hauser, Richard, Notburga Ott und Gert Wagner (Hg.), 1993, Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik — Erhebungsverfahren, Analysemethoden und Mikrosimulation, Berlin.
- Hujer, Reinhard, Hilmar Schneider und Wolfgang Zapf (Hg.), 1992, Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel, Frankfurt, New York.
- Krause, Peter und Gert Wagner, 1991, Datenhaltung bei sozialwissenschaftlichen Panel-Studien. In: B. Engel et al., Datenbankorganisatorische Probleme und Grundlagen des NIFA-Panels, Arbeitspapier des Sfb 187, Bochum.
- Krause, Peter, Rainer Pischner und Gert Wagner, 1993, Optimale Verarbeitung von Längsschnittdaten — Das Beispiel des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), DIW-Diskussionspapier Nr. 75, Berlin.
- Kruskal, William und Frederick Mosteller, 1979, Representative Sampling, I-III. In: International Statistical Review, 47, S. 13-24, S. 111-127 und S. 245-265.
- Landgrebe, Klaus Peter, 1992, Ausschöpfungen. In: planung und analyse, Heft 2, S. 19-22.
- Landua, Detlef, 1993, Die Auswirkungen von Panelstudien auf die Antwortmuster von Zufriedenheitsfragen, DIW-Diskussionspapier Nr. 67, Berlin.
- Löwenbein, Oded und Ulrich Rendtel, 1991, Selektivität und Panelanalyse. In: U. Rendtel und G. Wagner, S. 156-187.
- Mohr, Hans-Michael, 1987, Analysen zur Vergleichbarkeit von Zufriedenheitsmessungen. In: Zeitschrift für Sozialpsychologie, 18, S. 160-168.
- Pischner, Rainer, 1993, Quer- und Längsschnittgewichtung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). In: S. Gabler et al. (Hg.), Hochrechnung in Theorie und Praxis, Opladen (im Druck) (vorab erschienen als DIW-Diskussionspapier Nr. 69).
- Pötter, Ulrich und Ulrich Rendtel, 1993, Über Sinn und Unsinn von Repräsentativitätsstudien, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 77, Bd. 3, S. 260-280.
- Prester, Hans-Georg, 1992, Die Zahl der Haushalte — ein Problem der Marktforschungspraxis. In: planung und analyse, Heft 2, S. 50-54.
- Projektgruppe Das sozio-ökonomische Panel, 1990, Das Sozio-ökonomische Panel für die Bundesrepublik Deutschland nach fünf Wellen. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2/3, S. 141-151.
- Projektgruppe Das sozio-ökonomische Panel, 1991a, Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) im Jahre 1990/91. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschafts- und Sozialforschung, Heft 3/4, S. 146-155.
- Projektgruppe Das sozio-ökonomische Panel (Hg.) 1991b, Lebenslagen im Wandel — Basisdaten und -Analysen zur Entwicklung in den Neuen Bundesländern. In: Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt/M. — New York.
- Rendtel, Ulrich, 1990, Teilnahmebereitschaft in Panel-Studien. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 42(2), S. 280-299.
- Rendtel, Ulrich, 1993, Über die Repräsentativität von Panelstichproben — Eine Analyse der feldbedingten Ausfälle im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), DIW-Diskussionspapier Nr. 70, Berlin.
- Rendtel, Ulrich und Ulrich Pötter, 1993, „Empirie“ ohne Daten. Kritische Anmerkungen zu einer Repräsentativitätsstudie über den Allbus, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie.
- Rendtel, Ulrich und Gert Wagner (Hg.) 1991, Lebenslagen im Wandel — Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Frankfurt/M.-New York.
- Ridder, Gert, 1990, Attrition in Multi-Wave Panel Data. In: J. Hartog, G. Ridder and J. Theeuwes, (Hg.), Panel Data and Labor Market Studies, Elsevier, North-Holland.
- Rohrer, Götz, 1991, Einkommensmobilität privater Haushalte 1984-1989. In: U. Rendtel und G. Wagner, S. 379-408.
- Schaber, Gaston, Günther Schmauss und Gert Wagner, 1992, „Building Up an International Comparative Panel Database“ — The PACO Project, Working Paper No. 29 of the European Scientific Network on Household Panel Studies, Colchester.
- Schneider, Hilmar, (1990), Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer. Eine mikroökonomische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt/M. — New York.
- Schnell, Reiner, 1991, Wer ist das Volk? Zur faktischen Grundgesamtheit bei „Allgemeinen Bevölkerungsumfragen“ Undercoverage, Schwererreichbare und Nichtbefragbare. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 43 (1), S. 106-137.
- Schnell, Reiner, 1993, Die Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für „Repräsentativität“ und Gewichtungsvorfahren. In: Zeitschrift für Soziologie, 22(1), S. 16-32.
- Schulz, Erika et al., 1993, Das Zuwanderer-Problem in Wiederholungsbefragungen am Beispiel des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), DIW-Diskussionspapier Nr. 71, Berlin.
- Schupp, Jürgen und Gert Wagner, 1990, Die DDR-Stichprobe des Sozio-ökonomischen Panels. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2/3, S. 152-159.
- Wagner, Gert, 1993, Erhebungs- und Organisationsformen von Haushaltspanels in Europa. In: H. Meulemann (Hg.), Tagungsband II des Soziologentags 92 'Lebensverhältnisse und soziale Konflikte im neuen Europa', Opladen, S. 253-255.
- Wagner, Gert, Richard Burkhauser und Friederike Behringer, 1993, The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel. In: The Journal of Human Resources, 28 (2), S. 429-433.
- Wagner, Gert, Jürgen Schupp und Ulrich Rendtel, 1993, Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) — Methoden der Datenproduktion und -aufbereitung im Längsschnitt. In: R. Hauser et al., S. 70-111.