

Jens Ehrhardt

**Zur Engagementaufnahme
in den Zeiträumen 1994–1998 und 2003–2007:
Längsschnittdanalysen mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP)**

1	Einleitung: Zur dynamischen Struktur freiwilliger Tätigkeiten	1
2	Methode: Zeitdiskrete Ereignisanalysen	4
3	Ergebnisse	9
4	Schluss	17
5	Literatur	18

Kontakt:

Jens Ehrhardt
European University Institute
Department of Social and Political Sciences
Via dei Roccettini 9
I-50014 San Domenico di Fiesole, Italy
jens.ehrhardt@eui.eu

1 Einleitung: Zur dynamischen Struktur freiwilliger Tätigkeiten

Längsschnittanalysen spalten Querschnittswerte in Zu- und Abgangsquoten auf und betrachten diese getrennt von einander. Untersucht man ehrenamtliche Tätigkeiten mit Hilfe des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) auf diese Weise (in *Abschnitt 2* wird das verwendete Verfahren erläutert; für eine ausführliche Darstellung vgl. Ehrhardt 2008), erkennt man auf der *Abgangsseite*, dass das Gros des Engagements nur von kurzer Dauer ist.¹ Im Beobachtungszeitraum von 1994 bis 1999 – hier wurden ehrenamtliche Tätigkeiten jährlich erhoben, so dass Analysen zur Engagementdauer möglich sind (ansonsten beträgt der Abstand zwischen den Erhebungen zum Ehrenamt im SOEP zwei Jahre) – wurden bei den ‚ehrenamtlichen Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘ in Westdeutschland die längsten ‚Verweildauerwerte‘ gemessen; aber auch hier beenden im Durchschnitt über 45 Prozent das Engagement in den ersten 18 Monaten; nach 42 Monaten waren im Mittel noch rund 25 Prozent einer ‚Zugangskohorte‘ ehrenamtlich aktiv. In den neuen Bundesländern liegen die entsprechenden Werte bei rund 55 und 18 Prozent. In dem anderen Tätigkeitsfeld, das durch das SOEP erfasst wird (‚Beteiligung in Parteien, in der Kommunalpolitik und in Bürgerinitiativen‘), scheiden in den ersten 18 Monaten sogar knapp 70 Prozent aus und verbleiben nach 42 Monaten noch 15 Prozent in der ehrenamtlichen Tätigkeit (Westdeutschland).² Wie die Verlaufsformen der *zeitdiskreten Survivalanalysen* deutlich machen, kommt es in dieser Zeit zu einer *relativen* Stabilisierung, weil die Übergangsraten schrittweise zurückgehen: Neben den kurz- und mittelfristig aktiven Personen gibt es (natürlich) auch eine kleinere Gruppe, die lang andauernd ehrenamtlich aktiv ist; eine intensive Kirchenbindung, ein hoher sozialer Status sowie Kinder im Haushalt (letzteres gilt nur für die alten Bundesländer) verlängern die Engagementdauer deutlich.

Hohe *Abgangsquoten* müssen bei relativ konstanten Querschnittswerten durch hohe *Zugangsquoten* ausgeglichen werden. Es ist sinnvoll, die Engagementaufnahme aus zwei unterschiedlichen Perspektiven zu beobachten: Betrachtet man *kürzere Zeitintervalle* (1-Jahres-Intervalle), dann wird einerseits deutlich, dass der Zugang durch Schwankungen gekenn-

¹ Die Begriffe *ehrenamtliches*, *freiwilliges* und *bürgerschaftliches Engagement* werden im Rahmen dieser Arbeit synonym verwendet. Sie bezeichnen Tätigkeiten, die (1.) freiwillig erbracht werden, (2.) nicht auf Entgelt ausgerichtet sind, (3.) auch zugunsten familienfremder Personen erfolgen, (4.) im Rahmen von Organisationen oder ‚verfestigten‘ Gruppen verrichtet werden sowie (5.) sich nicht auf einige wenige Situationen beschränken, sondern sich über einen gewissen Zeitraum erstrecken.

² Das Verhalten der Wohnbevölkerung ausländischer Nationalität/Staatsbürgerschaft wurde in den Analysen nicht erfasst. Die durchschnittliche Tätigkeitsdauer des politischen Engagements von Ostdeutschen konnte aufgrund geringer Fallzahlen nicht ermittelt werden; zieht man jedoch die Querschnitts- und die Zugangsquoten als Anhaltspunkte heran, dann kann man schlussfolgern, dass die durchschnittliche ‚Verweildauer‘ (in Engagement) dieser Gruppe in etwa auf dem Niveau der alten Bundesländer liegt.

zeichnet ist. Nicht nur die ‚politische Beteiligung‘ bzw. das politische Engagement sondern auch die ‚ehrenamtlichen Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘ werden durch gelegentlich auftretende „Mobilisierungswellen“ charakterisiert (vgl. Tarrow 1991), was auf das Vorhandensein von *Mobilisierungsreserven* bzw. auf eine strukturelle „Schlaffheit“ des Ehrenamtes hinweist (vgl. Hirschman 1974, 12; siehe unten). Andererseits wird aus diesem Blickwinkel erkennbar, wie umfangreich der Anteil der neu begonnenen Episoden am gesamten Engagement zu einem bestimmten Zeitpunkt ist: Je nachdem, welches Tätigkeitsfeld in den beiden Landesteilen untersucht wird, beträgt der Umfang dieser Gruppe zwischen 22 und 55 Prozent; je kürzer die durchschnittliche Engagementdauer, desto größer der Anteil dieser Gruppe (siehe oben; für eine ausführliche Darstellung vgl. Ehrhardt 2008).

Analysiert man den Zugang *über mehrere Jahre*, dann erkennt man, dass die (anteilig gesehen) umfangreichen Zugangskohorten aus einem großen *Engagementreservoir* rekrutiert werden. Bei den ‚ehrenamtlichen Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘ in den alten Bundesländern wurde im Beobachtungszeitraum (1994-1999) eine Gruppe ehrenamtlich aktiv, deren Größe (knapp 25 Prozent) annähernd die jährlichen Querschnittswerte (rund 30 Prozent) erreicht. Wie die Verlaufsform der Überlebenskurve zur Engagementsaufnahme deutlich macht (vgl. *Abbildung 2* im folgenden Abschnitt), würde das Querschnittsniveau bei einem längeren Beobachtungszeitraum wohl sogar knapp übertroffen werden. Je kürzer die Engagementdauer, desto größer das notwendige Reservoir: Bei der ‚politischen Beteiligung‘ übertrifft diese Gruppe den Querschnittsbestand (etwas mehr als 10 Prozent im ‚Westen‘; in den neuen Bundesländern liegt die Quote etwas darunter) um das Doppelte (West: 19,8%; Ost: 17,3%). Analysiert man nicht einen Zeitpunkt, sondern einen Zeitraum, dann wird einerseits deutlich, dass weit mehr Menschen freiwillig aktiv sind als bislang bekannt war, und dass es keinen Sinn macht, von *allgemeinen* Zugangshürden zu sprechen (vgl. z.B. Klages 1998);³ auch der Bau von „Brücken in das Engagement“ (Jakob/Janning 2001, 485) bzw. eine *allgemeine*, nicht weiter spezifizierte Vermittlungsarbeit von Freiwilligenagenturen ist diesen Messergebnissen zur Folge nicht sinnvoll.

Andererseits zeigt sich auf der konzeptionellen Ebene, dass Klages Dreiteilung in *Aktive*, dem *Engagementpotential* und dem *nicht-mobilisierbaren Bevölkerungssegment* zu kurz greift (z.B. Klages 1998): Aus einer dynamischen Sicht ist es stattdessen notwendig, mit vier Kategorien zu arbeiten: (1) Zugang, (2) Verweildauer, (3) Rekrutierungsreservoir und (4) An-

³ Gewisse Felder und Positionen des Vereinswesens sind (natürlich) nicht allgemein zugänglich; sie werden durch soziale *Schließungsmechanismen* abgeschirmt. Das Vereinsrecht, das keinen allgemeinen Rechtsanspruch auf Aufnahme in Vereinen vorsieht (mit wenigen Ausnahmen), sondern die Gewährung oder Ablehnung von Aufnahmeanträgen in die Hände derer legt, die bereits Vereinsmitglieder sind, stellt die Möglichkeit von Schließungen nach ganz unterschiedlichen Gesichtspunkten sicher. Durch die extreme Vielfalt des Vereinswesens bestehen jedoch auf einer allgemeinen Ebene keine Zugangsprobleme.

dere. Zeitpunktbezogene Engagementquoten ergeben sich aus dem Zusammenspiel der beiden erstgenannten Faktoren. Ein hoher Querschnittswert kann beispielsweise sowohl durch sehr stark besetzte Zugangskohorten in Kombination mit einer kurzen durchschnittlichen Engagementdauer oder durch vergleichsweise wenige, aber dafür langfristig aktive Zugänge, die sich nach und nach (im Laufe der Zeit) aufkumulieren, gebildet werden. Von der Relation dieser beiden Faktoren ist die Beschaffenheit des jeweiligen Rekrutierungsreservoirs abhängig: Im ersten Fall ist ein großer und im zweiten ein kleiner Pool notwendig.

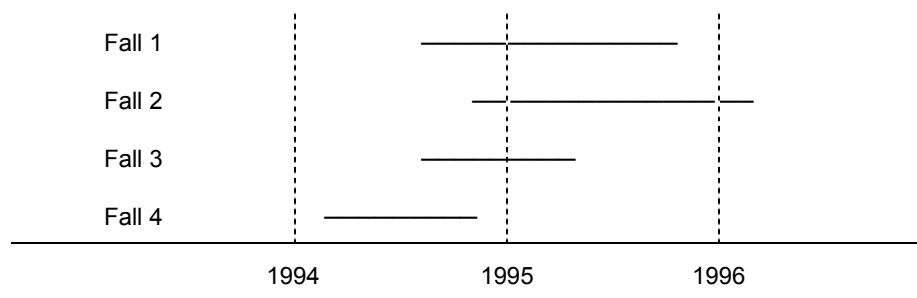
Das Zusammenspiel der vier Faktoren muss man sich als Mobilisierungs-Aktivitäts-Demobilisierungs-Zirkel vorstellen, bei dem die vier Gruppen mit einander verbunden sind. Akteure, die ein Engagement beenden, wandern entweder in das Rekrutierungsreservoir, um bald darauf eine weitere ehrenamtliche Tätigkeit zu beginnen. Ein solches Tätigkeitsprofil möchte ich in Anlehnung an Büchel (1993) „perforiertes“ Engagement nennen. Möglich ist aber auch, dass sie auf mittlere oder längere Sicht nicht mehr aktiv werden. Dieser Abwanderungsverlust (aus dem engeren Kreislauf) muss ausgeglichen werden, weil sich ansonsten das Rekrutierungsreservoir innerhalb kurzer Zeit erschöpfen würde. Folglich muss man auch von Umschichtungen zwischen dem Rekrutierungspool und dem ‚nicht-mobilisierbaren‘ Segment ausgehen.

Dass sich das Verhältnis der vier Gruppen in diesem Kreislauf in den beiden vom SOEP ausgewiesenen Engagementfeldern unterscheidet, wurde eben bereits skizziert. Im Folgenden soll nun dargestellt werden, wie umfangreich der Zugang im Bereich „ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten“ für verschiedene Vergleichsgruppen (getrennt etwa nach dem Alter oder dem Bildungsstatus) über vier 1-Jahres-Intervalle zusammengenommen ausfällt. Die zeitdiskreten Survivalanalysen werden für Männer und Frauen getrennt durchgeführt und umfassen nicht allein den Beobachtungszeitraum zwischen 1994 bis 1998, sondern auch die Jahre von 2003 bis 2007. Da nach 1999 die Erhebungen zum freiwilligen Engagement in Zweijahresabständen durchgeführt wurden, mussten die Zugangsquoten in diesem Zeitraum hochgerechnet werden. Das Verfahren und die damit einhergehenden Probleme und Unsicherheiten werden im folgenden *Abschnitt 2* thematisiert; danach werden die Messergebnisse (*Abschnitt 3*) dargestellt und abschließend erfolgt eine kurze theoretische Deutung der Befunde.

2 Methode: Zeitdiskrete Ereignisanalysen

Da ein Grossteil des Engagements nur kurz ausgeübt wird, ist die Erfassung von Engagementaufnahmen in einem bestimmten Zeitraum von einem engen Messraster abhängig. *Abbildung 1* zeigt vier fiktive Engagementepisoden und ihre Lage im Befragungsraster von 1994 bis 1996. Am ersten Messpunkt 1994 wird Nicht-Aktivität gefordert; dies ist die Voraussetzung, um zur so genannten *Risikopopulation* zu gehören – also zu denjenigen, die aus dem nicht-aktiven in den aktiven Zustand übergehen können. Betrachtet man das erste Intervall (1994, 1995] – die runde Klammer zeigt an, dass der Messpunkt 1994 selbst nicht zum Intervall zählt –, dann wird deutlich, dass Episoden mit einer Länge von über einem Jahr in jedem Fall am zweiten Messpunkt registriert werden. Dies ist unabhängig von der Lage bzw. dem Startzeitpunkt der Engagementphasen im Intervall (Fall 1 und 2).

Abbildung 1: Engagementepisoden im Befragungsraster von 1994 bis 1996



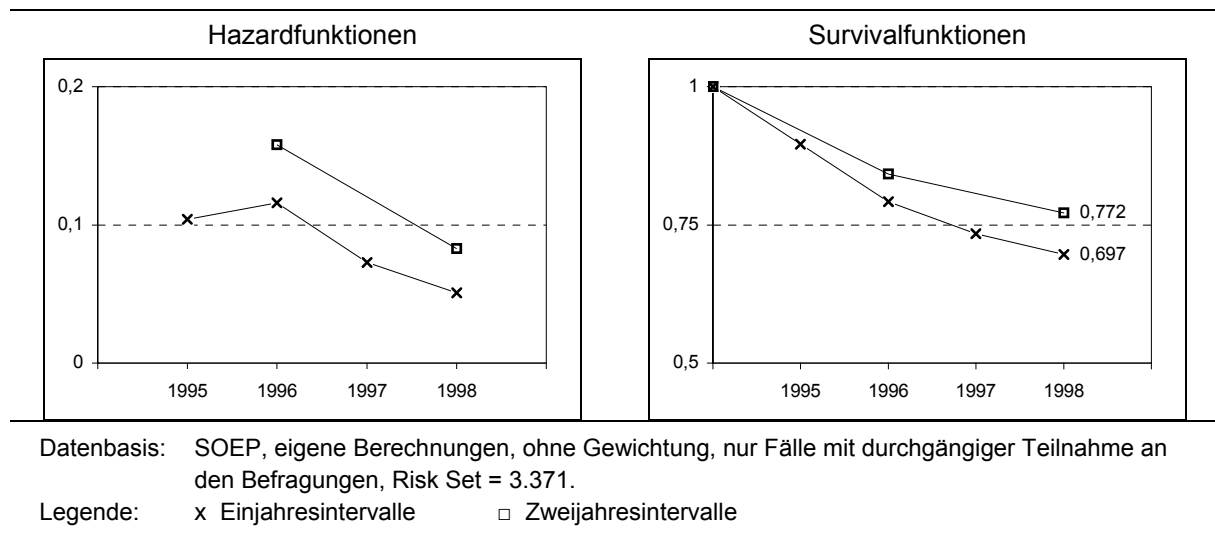
Bei Episoden dagegen, die kürzer als ein Jahr sind, ist die Registrierung vom Beginn des ‚Spells‘ abhängig (Fall 3 und 4). Fall 4 ist ‚linkstrunktiert‘ und beeinträchtigt die Qualität der Messung. Es liegt auf der Hand, dass je größer das Messintervall und je kürzer die Dauer der Episoden, desto mehr falsch zugeordnete Fälle treten auf: Verwendet man das Intervall (1994, 1996] als Erhebungsraster, dann wird *in diesem Beispiel* nicht allein Fall 4 falsch eingeordnet, sondern auch Fall 1 und Fall 3; sie schlüpfen sinnbildlich gesprochen einfach durch das Netz. Das Messergebnis zur Engagementaufnahme wird also – wie bereits gesagt wurde – in einem hohen Maße sowohl vom Zuschnitt des Messrasters als auch von der *Mindestdauer der Episoden* beeinflusst. Nur in einem engmaschigen Raster kommt es nicht zur *Verschränkung von Engagementdauer und Zugangsrate*, weil die längeren Episoden dann im Vergleich zu den kürzeren keine höhere Chance haben, erfasst zu werden.

Bei einem jährlichen Befragungsraster wird m.E. eine hinreichende Messgenauigkeit erreicht, weil sich ehrenamtliches Engagement *per definitionem* nicht auf einige wenige Situationen beschränkt, sondern sich über einen gewissen Zeitraum erstrecken muss (vgl. Fußnote 1). Und weil ein Gutteil der kürzeren Tätigkeiten zudem an einen *jährlichen Zyklus* gebunden ist, da die Entlastung der Vereinsvorstände durch die Mitgliederversammlung im

Zuge einer üblicherweise jährlichen Rechnungslegung erfolgt, kann man von einem weitgehend zuverlässigen Messverfahren ausgehen. Demnach kann die Engagementaufnahme im Rahmen des SOEPs *allein* zwischen 1994 und 1999 auf der Basis der Intervalle (1994, 1995], (1995, 1996], (1996, 1997], (1997, 1998] und (1998, 1999] gemessen und etwa mit Hilfe so genannter *zeitdiskreter bzw. intervallbasierter Ereignisanalysen* (siehe unten) untersucht werden. Es können natürlich auch andere statistische Verfahren im Rahmen dieses Messrasters verwendet werden: Etwa Fixed- oder Random-Effects-Modelle wie bei Strauß (2008), die jedoch ihre Analysen nicht auf den oben genannten Zeitraum beschränkt, sondern das Engagement zwischen 1986 und 2003 zumeist mit Messpunkten im Abstand von zwei Jahren analysiert; oder ‚einfache‘ logistische Regressionen auf der Basis von Mobilitätstabellen wie bei Erlinghagen (2000), der die Engagementaufnahme zwischen 1992 und 1996 vermisst. Soll die Engagementaufnahme über einen längeren Zeitraum erfasst werden, sind jedoch Ereignisanalysen auch wegen der Anschaulichkeit und leichten Verständlichkeit der Messergebnisse das ‚Mittel der Wahl‘.

Abbildung 2 stellt die Engagementaufnahme im Zeitraum von 1994 bis 1998 für den Bereich „ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten“ in Westdeutschland dar. Der mögliche Beobachtungszeitraum (bis 1999) wurde um ein Jahr verkürzt, da der Zugang nicht allein auf der Basis von 1-Jahres-Intervallen sondern auch auf der Grundlage von zwei 2-Jahres-Intervallen gemessen wurde.

Abbildung 2 Zugang zu Engagement: 1994–1998, Westdeutschland, ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten



Wie zu sehen ist, werden die Aussagen zur notwendigen Messdichte deutlich bestätigt, denn mit Hilfe der beiden 2-Jahres-Intervalle können weit weniger Engagementaufnahmen erfasst werden. Nur 22,8 Prozent der *Risikopopulation* beginnen mit diesem Messverfahren eine ehrenamtliche Tätigkeit (Survivalfunktion), während der Vergleichswert auf der Grund-

lage des engeren Messrasters 30,3 Prozent beträgt: Anteilig gesehen macht die Untererfassung (Bias) also rund 25 Prozent aus ($22,8/30,3=0,752$). Dieser Sachverhalt kann natürlich auch mit Hilfe der Hazardfunktionen abgebildet werden.⁴ Hier sind zwar die Übergangsquoten auf der Grundlage der 2-Jahres-Intervalle höher als bei den 1-Jahres-Intervallen, weil auch die länger andauernden Engagementepisoden des ‚ersten Jahres‘ am zweiten Messpunkt (also 1996 oder 1998) erfasst werden; da die kürzeren Episoden (des ersten Jahres) dann aber bereits nicht mehr aktiv sind, erreichen die Hazardwerte nicht das Niveau der (beiden) kumulierten 1-Jahres-Intervalle.

Sowohl die Hazard- als auch die Survivalfunktion zur Engagementsaufnahme zeigen ein so genanntes *Sättigungswachstum*: Beginnen im ersten und zweiten 1-Jahres-Intervall rund 10 Prozent der Risikopopulation ein Engagement, sinken die Werte sukzessive auf schließlich rund fünf Prozent ab (Hazard). Deshalb nähert sich der Kurvenverlauf der Überlebenskurve asymptotisch einem Wert an, der den Umfang des Mobilisierungsreservoirs beziffert.

Trotz der eben dargestellten Untererfassung auf der Grundlage von zwei 2-Jahres-Intervallen wird in dieser Abhandlung versucht, Aussagen zur Engagementsaufnahme im Zeitraum von 2003 bis 2007 zu machen. Dies ist allerdings nur unter Inkaufnahme einer gewissen Unsicherheit möglich, indem man die Messergebnisse mit Hilfe der Vergleichswerte aus dem Beobachtungszeitraum von 1994 bis 1998 gewichtet. Wie in *Abbildung 2* gezeigt wurde, ‚produzieren‘ die beiden unterschiedlichen Verfahren bzw. Messraster verschiedene Werte. Aus dieser Differenz wurden Gewichtungsfaktoren gebildet, mit denen die Messergebnisse zwischen 2003 und 2007 multipliziert wurden. Die Faktoren wurden *nicht pauschal*, sondern bereichsspezifisch für die einzelnen Untergruppen berechnet und schwanken in etwa zwischen den Werten 1,1 und 1,45. Eine solche Vorgehensweise beruht auf zwei Prämissen: Es wird erstens angenommen, dass nichtsynchrone Schwankungen bzw. Mobilisierungswellen im Vergleich der beiden Untersuchungszeiträume (1994–1998, 2003–2007) nicht auftreten; und zweitens wird impliziert, dass sich die durchschnittliche Engagementdauer oder genauer gesagt: die Zusammensetzung der Zugangskohorten aus kurz-, mittel- und langfristig aktiven Personen nicht verändert hat.

Zeitdiskrete Ereignisanalysen

Geht man davon aus, dass in einem Befragungsraster die Aufnahme von ehrenamtlichem Engagement *vollständig* erfasst wird, kann auf der Basis dieser theoretischen Prämisse aus einem Paneldatensatz, bei dem sich das Erhebungsinstrument auf den Zeitpunkt

⁴ Die Begriffe Survival- und Hazardfunktion werden unten definiert. An dieser Stelle reicht auch ein intuitives Verständnis aus: Die Survivalfunktion kumuliert die intervallbezogenen Übergangsraten, die durch die Hazardfunktion abgebildet werden.

der Befragung bezieht, ein Datensatz für Ereignisanalysen gebildet bzw. ein Übergangsprozess (hier: nicht aktiv → aktiv) in einem Zeitraum beobachtet werden. In vielen Fällen ist eine solche Vorgehensweise nicht möglich (vgl. z.B. Blossfeld/Rohwer 1995, 4). Werden lange Zeiträume wie etwa in der Lebenslaufforschung beobachtet, dann ist der Informationsgehalt von ‚echten‘ Ereignisdaten weitaus größer als bei einem Panel. Bei anderen Themen dagegen können sich die beiden Designs an einander annähern. Technisch gesprochen geht es zum einen um das Verhältnis der Intervallbreite zwischen den Befragungen zur Prozessgeschwindigkeit bzw. der Länge der Episoden (ebd., 16f., vgl. *Abbildung 1*) und zum anderen um die Größe des Beobachtungszeitraumes. Verläuft ein Prozess sehr langsam, können zwar in einem Messraster, das auf einem Panel beruht, alle Zustandswechsel im Beobachtungszeitraum erfasst werden; die *Anzahl* der Ereignisse bzw. die Länge der Beobachtungszeit reicht aber nicht aus, um die wesentlichen Merkmale des Übergangsprozesses bestimmen zu können. Ist dagegen die Intervallbreite im Verhältnis zur Prozessgeschwindigkeit sehr groß, kann der Charakter des Übergangsprozesses nicht differenziert ermittelt werden, weil zu viele Ereignisse stattfinden, die zum Teil durch die Messungen nicht erfasst werden. Die Messgenauigkeit und die Genauigkeit des statistischen Verfahrens sinken dann ab (vgl. Galler 1986, Singer/Willett 2003, 348ff.). Passen jedoch die Faktoren zu einander, dann können Ereignisanalysen auch mit gruppierten Daten – eine weitere Bezeichnung für diskrete Messpunkte – durchgeführt werden.

Anzumerken ist zum einen, dass mit den Daten des SOEPs das Verhalten bereits engagierter Personen nicht vollständig analysiert werden kann. Sie zählen nur im jeweils anderen Handlungsfeld zur Risikopopulation, so dass die Aufnahme *weiterer* Tätigkeiten nicht in jedem Fall (je nach Handlungsfeld) registriert wird. Dem Freiwilligen-Survey 1999 zufolge sind rund 13 Prozent der Engagierten gleichzeitig auf verschiedenen ehrenamtlichen Positionen tätig (Rosenblatt 2000, 49), so dass die hier ermittelte Zugangsquote ein Stück weit zu gering ausfallen dürfte.

Sowohl die deskriptiven als auch die multivariaten *zeitdiskreten Verweildaueranalysen* basieren auf der intervallspezifischen Übergangswahrscheinlichkeit h (Anzahl der Ereignisse/Fälle ‚at risk‘). Die Hazardfunktion h ist die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum in einem bestimmten Zeitintervall einen Zustandswechsel vollzieht. Vorausgesetzt wird also, dass dieser Übergang nicht bereits in der Zeit davor erfolgt ist. Die Survivalfunktion s erhält man, indem man die Hazardraten – invers – als intervallspezifische Überlebenswahrscheinlichkeiten miteinander multipliziert: $s(t_i) = [1 - h(t_1)] * [1 - h(t_2)] \dots * [1 - h(t_i)]$

Um multivariate Analysen durchführen zu können, müssen die ‚rohen‘ Wahrscheinlichkeiten zu logits (\log_e odds) transformiert werden, was u.a. eine Glättung und Parallelisierung der gruppenspezifischen Hazardfunktionen zur Folge hat (Singer/Willett 2003, 363). Der vertikale Abstand zwischen den Logit-Hazardfunktionen steht für die Effekte der einbezogenen

Variablen. Das Modell unterscheidet zwischen Parametern, die die Intervalle – z.B. (1994, 1995], (1995, 1996], (1996, 1997] und (1997, 1998] – repräsentieren, und solchen, die für die unterschiedlichen unabhängigen Variablen stehen (z.B. Geschlecht, Bildung, Alter). Im Rahmen einer speziellen Datenorganisation können die Parameterschätzungen der Intervalle als Regressionskonstanten interpretiert und das Modell als eine Variante der logistischen Regression verstanden und ausgedrückt werden (ebd., 376f.). Im Rahmen dieser Datenorganisation wird pro Fall bis zum Eintritt des Ereignisses pro Intervall eine Zeile erzeugt. Nicht mehr die Personen, sondern die einzelnen Intervalle sind bei dieser Anordnung der Daten die eigentlichen Untersuchungseinheiten. Aus der Datenorganisation geht zwar hervor, dass die einzelnen Zeilen bzw. Intervalle im statistischen Sinne nicht von einander unabhängig sind; Efron (1988) zufolge werden trotzdem zuverlässige Parameterschätzungen erzielt (für die technischen Details vgl. Singer/Willett 2003, Efron 1988, Allison 1982).

Unabhängige Variablen

- Geschlecht – neben der Unterscheidung von West- und Ostdeutschen die einzige Variable im Datensatz, die in zeitlicher Hinsicht unveränderlich ist.
- West- und Ostdeutsche – die Wohnbevölkerung nicht-deutscher Staatsbürgerschaft wird aus den Analysen ausgeschlossen. Die Stichprobenzuordnung wird beim Umzug in den anderen Landesteil nicht geändert.
- Alter – 16 bis 29 Jahre (1), 30 bis 39 Jahre (2), 40 bis 49 Jahre (3), 50 bis 59 Jahre (4), 60-69 Jahre (5) und über 70 Jahre (6).
- Schulbildung – Fachabitur/Abitur (1), Realschule/10. Klasse (2), geringer als Realschule/10.Klasse (3). Gruppe 3 ist eine Residualkategorie, die sowohl Personen enthält, die sich qualifizieren, als auch Schulabbrecher sowie Haupt- und Volksschulabsolventen.
- Erwerbsstatus – nicht erwerbstätig (1), arbeitslos (2), auf einer Teilzeitstelle/geringfügig beschäftigt (3) sowie Personen auf einer Vollzeitstelle/oder in betrieblicher Ausbildung (4). Zivil- und Wehrdienstleistende und Beschäftigte in Behindertenwerkstätten werden ausgeschlossen, Frauen in Mutterschaft Gruppe 1 zugeordnet.
- Kirchenbindung/Kirchgang und Besuch religiöser Veranstaltungen – mindestens monatlich (1), seltener (2) und nie (3).
- Interesse für Politik – sehr stark, stark (1), nicht so stark (2), überhaupt nicht (3).
- Anzahl der Kinder im Haushalt bis einschließlich 16 Jahre – kein Kind (1), ein Kind (2), zwei Kinder (3), drei und mehr Kinder (4).

Die in zeitlicher Hinsicht variablen Parameter beziehen sich auf den zweiten Messpunkt der jeweiligen Intervalle. Mit dieser einfachen Kodierung geht eine gewisse Unschärfe einher, da nicht die Dauer eines Zustands in die Analyse mit einfließt. Ebenso wird das Antizi-

pieren von Ereignissen als Anlass für ein geändertes Verhalten nicht erfasst. Wenn Personen ihre Gruppenzuordnung ändern, etwa weil eine Qualifizierung abgeschlossen wird oder weil die Intensität der Kirchenbindung zu- oder abnimmt, dann ‚springen‘ sie gemäß der Logik dieser Kodierung von einer gruppenspezifischen Hazardkurve bzw. Parameterschätzung zur nächsten (vgl. Singer/Willet 2003, 427ff.). In diesem Sinne sind die Kurvenverläufe der Survivalfunktionen *synthetisch*.

3 Ergebnisse

Abbildung 3 zeigt die Engagementsaufnahme von Männern und Frauen in den beiden Vergleichszeiträumen (1994-1998, 2003-2007) im Bereich ‚ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘ in den alten Bundesländern. Die in der Tabelle aufgelisteten Werte beziehen sich also nicht auf alle westdeutschen Staatsbürger, die älter als 16 Jahre sind, sondern nur auf diejenigen, die zu Beginn des jeweiligen Beobachtungszeitraumes (also bei den Erhebungen 1994 oder 2003) *nicht* ehrenamtlich aktiv gewesen sind. Die Werte stellen – bezogen auf diese Ausgangsgruppe – den Anteil der Engagementsaufnahmen *im Beobachtungszeitraum* dar. Bei den Messergebnissen ist also auch zu beachten, dass sie nicht den Schlusspunkt des ‚Übergangsprozesses‘ markieren; wie die (hier nicht dargestellten) Verlaufsformen der *Survivalanalysen* zeigen (vgl. dafür Ehrhardt 2008), reicht eine Zeitspanne von vier Jahren nur aus, um das Gros der Veränderungen zu erfassen.

Betrachten wir zunächst die Gesamtwerte in der ersten Zeile. Wie zu sehen ist, haben sich die Zugangsquoten bei den Männern und bei den Frauen in den vergangenen 10 Jahren erhöht. Lagen die Werte in den 1990er Jahren bei rund 30 Prozent, sind sie zwischen 2003 und 2007 auf rund 35 Prozent angestiegen. Die geringen geschlechtsspezifischen Unterschiede im Niveau, die zunächst noch zu beobachten waren, haben sich mit diesem Zuwachs nivelliert.

Auch bei den Effekten, die von den unabhängigen Variablen ausgehen, ist es zu Verschiebungen gekommen: Zwischen 1994 und 1998 wurden die Zugangsquoten noch sehr stark durch das *Alter* geprägt. Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen zeigt sich eine deutliche Staffelung der Werte. Neben der *Kirchenbindung* („Häufigkeit des Besuchs von religiösen Veranstaltungen“) ist das Alter die erklärungsstärkste unabhängige Variable in diesem Zeitraum. Teilweise liegen die Quoten für die Frauen auf demselben Niveau bzw. ein Stück über den Vergleichswerten der Männer (bei den 30-39-, den 50-59- und den über 70jährigen). Die höchsten Zugangsquoten sind bei den drei jüngeren Altersgruppen zu beobachten; mit zunehmendem Alter sinken die Zugangsraten dann deutlich ab – sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen.

Abbildung 3 Zugang zu Engagement: Alte Bundesländer; ‚ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘; bezogen auf Nicht-Aktive 1994 bzw. 2003; Angaben in Prozent.

	Männer		Frauen	
	2003-2007	1994-1998	2003-2007	1994-1998
Gesamt	35,9	31,6	35,0	29,2
Altersgruppen				
16-29 Jahre	42,5	37,4	39,3	33,2
30-39 Jahre	40,9	34,2	38,7	38,7
40-49 Jahre	36,0	37,6	40,0	32,1
50-59 Jahre	30,0	29,4	36,7	30,9
60-69 Jahre	34,4	26,6	37,3	20,0
70+ Jahre	33,6	13,1	21,1	14,1
Schulabschluss				
Abitur	41,8	30,5	39,6	39,6
10. Klasse	35,7	32,9	38,1	32,7
< 10. Klasse	32,6	31,8	31,4	25,3
Erwerbsstatus				
nicht erwerbstätig	33,8	22,8	31,0	25,4
arbeitslos	26,8	25,3	28,3	27,9
Teilzeitstelle	52,8	28,0	48,5	38,9
Vollzeitstelle	36,9	35,8	30,2	29,3
Besuch religiöser Veranstaltungen				
monatlich	54,5	47,1	49,3	39,4
seltener	45,9	42,4	44,7	36,5
nie	24,9	21,2	21,8	18,6
politisches Interesse				
stark, sehr stark	37,8	33,5	34,4	32,6
nicht so stark	35,4	32,2	37,7	30,1
überhaupt nicht	29,3	20,3	27,7	23,4
Haushaltsstruktur				
ohne Kind	33,8	28,3	32,2	24,6
mit Kind	38,3	39,6	44,9	39,3
1 Kind	36,0	35,9	37,2	35,9
2 Kinder	40,0	40,5	56,8	40,3
3+ Kinder	39,5	49,9	42,7	51,8

Datenbasis: SOEP, eigene Berechnungen, ohne Gewichtung, Risk Set (2003-07, Männer) = 2.403, Risk Set (2003-07, Frauen) = 2.998, Risk Set (1994-98, Männer) = 1.428, Risk Set (1994-98, Frauen) = 1.943. Die Werte für den Zeitraum 2003-07 wurden hochgerechnet.

Die Messergebnisse für die 1990er Jahre bestätigen die so genannte ‚Disengagement-These‘ überaus deutlich und unterstreichen ihre zentrale Bedeutung für das Themenfeld (vgl. z.B. Erlinghagen 2008): Der Zugang zu ehrenamtlichen Tätigkeiten wird in diesem Beobachtungszeitraum in einem hohen Maße durch die Stellung im Lebenslauf geprägt, was u.a. dadurch erklärt werden kann, dass mit zunehmenden Alter der Zugang zu berufs- und kindbezogenen Tätigkeitsfeldern (z.B. in Gewerkschaften, Berufsverbänden sowie Schulen und Sportvereinen) immer weniger möglich und sinnvoll ist. Gesundheitliche Beeinträchtigungen

sind ein weiterer Grund für das sukzessive Absinken der Quote (vgl. Künemund 2005, 300ff.; Erlinghagen 2008, 108f.; Schumacher/Stiehr 1996, 51), was sich auf der Basis von Querschnittswerten auch – ein Stück weit – in der starken Abnahme des Engagements im Bereich ‚Sport und Bewegung‘ widerspiegelt: Dem Freiwilligen-Survey 1999 zufolge sind hier rund 12 Prozent der 50-59jährigen aktiv; der Wert für die ‚über 60jährigen‘ fällt auf sechs Prozent ab (Brendgens/Braun 2000, 251).

Interessanterweise widersprechen die hochgerechneten Werte für die Jahre 2003-2007 der ‚Disengagement-These‘. Bei den Frauen liegen nun die fünf jüngeren Altersgruppen mit einer Quote von rund 38 Prozent in etwa gleichauf. Bei ihnen ist es also zu einem unproportionalen Anstieg gekommen, der die Unterschiede der 1990er Jahre weitgehend verwischt hat. Die ‚über 70jährigen‘ Frauen zeigen im Vergleich dazu eine deutlich geringere Neigung, eine ehrenamtliche Tätigkeit zu übernehmen; aber auch bei ihnen ist es zu einem klaren Zuwachs in den vergangenen 10 Jahren gekommen (von 14,1 auf 21,1 Prozent). Bei den Männern liegen die beiden jüngeren Altersgruppen mit einem Wert von rund 40 Prozent auf demselben Niveau; ihre Zugangsquoten sind nur wenig angestiegen; neu ist, dass der Abstand zu den vier übrigen Vergleichsgruppen zusammen geschrumpft ist; bei ihnen wurde eine Rate von rund 33 Prozent gemessen.

Die größten Veränderungen zeigen sich also bei den 60-69jährigen (beiderlei Geschlechts) und bei den über 70jährigen Männern. Wie können diese Zuwächse erklärt werden? Geht man davon aus, dass das oben skizzierte Hochrechnungsverfahren verwendet werden kann, dann bieten sich m.E. zwei Erklärungsmöglichkeiten an. Zum einen erreichen gegenwärtig Geburtskohorten die Altersgrenze von 60 und 70 Jahren, die an der *Bildungsexpansion* und am großen Politisierungs- und Emanzipationsschub Mitte/Ende der 1960er Jahre partizipiert haben. Da das Bildungsniveau einen starken Effekt auf Engagement hat, steigen nach Künemund (2005, 302) die Engagementquoten der kommenden Ruhestandskohorten an. Schon in den 1990er Jahren ist ein deutlicher Zuwachs bei den Älteren auf der Basis von Querschnittsquoten zu erkennen. Von Mitte der 1980er Jahre bis 1999 verdoppelten sich die Werte der ‚über 70jährigen‘ von 9,3 auf 18,9 Prozent (vgl. Ehrhardt 2008, 128; die Daten beziehen sich auf Westdeutschland und wurden ebenfalls mit dem SOEP berechnet).

Zum anderen liegt es nah, die oben dargestellten *außerordentlich umfangreichen* Zuwächse bei den Zugangsquoten zumindest zum Teil auch als das Ergebnis von *Periodeneffekten* – also von zeithistorischen Ereignissen – zu deuten. Mitte/Ende 2006 fanden zwei außergewöhnliche Ereignisse in Deutschland statt: Einerseits die Fußballweltmeisterschaft und andererseits der Besuch des Papstes. Beide Ereignisse mobilisierten die Bevölkerung in einem hohen Maße. Ich gehe davon aus, dass durch die Messung 2007 der ‚Nachhall‘ davon erfasst wurde; denn bei Mobilisierungswellen ändert sich nach dem bisherigen Wissensstand

nicht das Verhältnis aus kurz-, mittel- und langfristigen Engagement (vgl. ebd., 170, *Abbildung 44*); auch andere Messergebnisse in der Tabelle weisen auf diese Großereignisse hin – etwa die Zuwächse bei der engen und der moderaten Kirchenbindung (Frauen) oder die bei Personen mit dem geringsten Bildungsabschluss oder ohne politischem Interesse. Falls diese Sonderereignisse den Umfang des Engagements beeinflusst haben, wurden diese Zuwächse durch das Hochrechnungsverfahren ein Stück weit überzeichnet.

Auch beim *sozialen Status* – gemessen mit Hilfe der Schulbildung – wurden interessante Unterschiede zwischen Männern und Frauen und wichtige Veränderungen im zeitlichen Verlauf beobachtet. Wie die Werte zeigen, spielt das Bildungsniveau bzw. der soziale Status bei Männern keine größere Rolle; die Engagementsaufnahme ist in dieser Hinsicht relativ unstrukturiert bzw. egalitär. Die großen Differenzen zwischen den Vergleichsgruppen *im Querschnitt* resultieren folglich aus der unterschiedlichen durchschnittlichen *Tätigkeitsdauer*. Personen mit Haupt- bzw. Volksschulabschluss erreichen im Zeitraum 1994-1998 eine Zugangsrate, die sogar knapp über der der Abiturienten liegt. In diesem Zeitraum haben Realschulabsolventen die höchste Zugangsquote, was mit der starken und vielfältigen Tradition der Arbeitervereine in Deutschland erklärt werden muss. Im Zeitraum 2003-2007 konnten zwar die Abiturienten große Zuwächse erzielen (rund 10 Prozentpunkte); die beiden anderen Gruppen ‚behaupten‘ jedoch ihr Niveau. Dieser Befund widerspricht der These von Brömme/Strasser (2001), die von einer zunehmenden Polarisierung der Zivilgesellschaft ausgehen (vgl. auch Deutscher Bundestag 2002, 48f.). Dem von ihnen konstatierten Rückgang von Vereinsmitgliedschaften bei Arbeitern in den vergangenen Jahrzehnten stehen die hohen Zugangsquoten von Personen mit einem niedrigen bzw. mittleren Abschluss entgegen, da das Gros des Engagement im Rahmen von Vereinen erbracht wird (vgl. z.B. von Rosenblatt 2000, 72).

Bei Frauen ist dagegen die Engagementsaufnahme im Zeitraum 1994-1998 stark durch den sozialen Status geprägt. Die Differenz zwischen der höchsten und der niedrigsten Gruppe beträgt etwa 15 Prozentpunkte; Realschulabsolventen nehmen dazwischen eine mittlere Position ein. Im Verlauf der vergangenen 10 Jahre hat sich die deutliche Staffelung der Zugangsquoten gemäß der Wertigkeit des Bildungsabschlusses abgeschwächt. Hinter dieser Entwicklung steht entweder eine Diversifizierung der Positionsstruktur, die für Frauen zugänglich ist, oder aber die *Diffusion* emanzipierter Verhaltensweisen – nämlich das Handeln im öffentlichen Raum – in ‚bildungsferne‘ Gruppen bzw. in Gruppen mit einem mittleren Bildungsniveau. Ein Beispiel, das beide Argumente verbindet, ist die Ausweitung des weiblichen Engagements im Vereinssport.

Beim *Erwerbsstatus* zeigt sich, dass Nichterwerbstätige und Arbeitslose eine unterdurchschnittliche Übergangsrate haben. Dieser Zusammenhang gilt für Männer und Frauen gleichermaßen. Die Effekte, die von der Erwerbstätigkeit auf Vollzeitposition ausgehen,

scheinen ein Stück weit in entgegengesetzte Richtungen zu weisen: Bei Frauen führt dieser Status eher zu unterdurchschnittlichen Quoten, während er bei den Männern die Zugangsrate über den Durchschnitt anhebt. Die Erwerbstätigkeit auf Teilzeitstellen dagegen erhöht die Engagementaufnahme überaus deutlich. Bei den Frauen wurde hier bereits im Zeitraum 1994-1998 eine Quote gemessen, die annähernd 10 Prozentpunkte über dem Durchschnitt liegt. Dieser Abstand hat sich in den Jahren 2003 bis 2007 weiter erhöht. Der Effekt zeigt sich bei den Männern erst bei den aktuellen Messungen – hier jedoch mit aller Deutlichkeit.

Die Intensität der *Kirchenbindung* ist von zentraler Bedeutung für die Zugangsquote – sowohl für Männer als auch für Frauen. In beiden Untersuchungszeiträumen steigt mit der Häufigkeit des Besuchs von religiösen Veranstaltungen die Zugangsquote stark an. Die Übergangswahrscheinlichkeit von Personen, die ‚nie‘ eine religiöse Veranstaltung besuchen, ist weniger als halb so groß wie die von Personen mit einer intensiven Kirchenbindung. Interessanterweise liegt die Übergangsrate von Personen mit einer moderaten Kirchengangshäufigkeit nur wenig unter der Gruppe mit einer engen Kirchenbindung. Wie die Werte zeigen, haben sich hier die Zugangsraten in den vergangenen 10 Jahren erhöht – insbesondere bei den Frauen.

Auch vom Grad des *politischen Interesses* gehen deutliche Effekte aus: Je höher die Politisierung und das Wissen über Politik, desto höher die Aufnahmequote. Ich führe diesen Sachverhalt insbesondere darauf zurück, dass politisch interessierten Menschen mehr Positionen offen stehen, da ein ehrenamtliches Vorstandsamt meist auch einen politischen Charakter hat, weil es um die Ausrichtung der Organisation (Haushalt) und um das Werben für die dafür notwendige Zustimmung bei den ‚einfachen‘ Vereinsmitgliedern geht. Wie die Werte im Zeitraum von 2003-2007 für die Männer jedoch zeigen, gibt es aber auch Bereiche des Vereinswesens (z.B. weite Teile des Vereinssports), die sich ganz explizit als politikferne Einrichtungen verstehen, so dass bei *überproportionalen Teilmobilisierungen* – etwa durch große Sportfeste (z.B. Fußballweltmeisterschaft) – auch bei unpolitischen Menschen hohe Zuwächse ermittelt werden können.

Kommen wir abschließend zu der Variable ‚Anzahl der Kinder unter 16 Jahren im Haushalt‘. Wie zu sehen ist, geht von der Anzahl der Kinder ein deutlicher Effekt auf die Engagementaufnahme aus. Die Zugangsraten für Haushalte ohne Kind liegen unter dem Durchschnittswert (insbesondere bei den Frauen); lebt dagegen ein Kind im Haushalt, steigt die Quote knapp über den Durchschnitt an; bei zwei und drei Kindern können dann ganz erhebliche Zuwächse beobachtet werden. Mit Offe/Fuchs (2001, 474f.) kann man diesen Effekt mit der veränderten Opportunitätsstruktur erklären, denn eigene Kinder erhöhen die „Gelegenheit“ und die „Notwendigkeit“ zum Engagement – etwa im Kindergarten, in der Schule oder im Sportverein. Interessanterweise unterscheiden sich die Quoten für Männer und Frauen in den 1990er Jahren in keinem nennenswerten Maße. Im Beobachtungszeitraum

2003-2007 dagegen treten deutliche Unterschiede zu Tage: Bei den Männern geht die ‚engagementsteigernde‘ Wirkung von Kindern zurück – hier liegen die entsprechenden Zugangsraten nur noch knapp über dem Durchschnitt –, während bei den Frauen, insbesondere in den Zwei-Kind-Haushalten, eine weit überdurchschnittliche Quote gemessen wird.

Bei diesen Messergebnissen muss man sich allerdings darüber im Klaren sein, dass bei multivariaten Berechnungen die Stärke dieses Effektes geringer wird, was u.a. damit erklärt werden kann, dass kinderlose Haushalte zu einem Gutteil von den Älteren und Haushalte mit Kindern von den hoch aktiven jüngeren und mittleren Altersgruppen bewohnt werden; oder dass Haushalte mit drei Kindern eher bei religiös orientierten Eltern anzutreffen sind. Die deutlichen Effekte, die von Kindern auf die *Querschnittsquote* ausgehen, müssen auf die überdurchschnittliche Engagementdauer zurückgeführt werden (vgl. Ehrhardt 2008).

Wie stellen sich im Vergleich dazu die Zugangsraten in den neuen Bundesländern dar? Die Werte in *Abbildung 4* zeigen, dass sich die Unterschiede zwischen den geschlechtsspezifischen Gesamtquoten in den vergangenen 10 Jahren deutlich verringert haben. Während die Rate der Männer nur geringfügig angestiegen ist, können bei den Frauen starke Zuwächse beobachtet werden. In beiden Untersuchungszeiträumen sind die Quoten in den alten Bundesländern etwas höher als in den neuen Ländern – sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen.

Beim *Alter* ist im Zeitraum 1994-1998 zu sehen, dass die Raten der Frauen die charakteristisch gestaffelte Struktur aufweisen, die schon in den alten Bundesländern beobachtet wurde. Bei den Männern dagegen unterscheiden sich die Werte der fünf jüngeren Altersgruppen nur wenig; sie liegen mit rund 29 Prozent auf demselben Niveau. Demgegenüber fällt die Zugangsquote der ‚über 70jährigen‘ mit 12,7 Prozent gering aus. Im Beobachtungszeitraum 2003-2007 ist bei den Frauen ein starker Anstieg bei drei der sechs Altersgruppen zu erkennen: Die beiden Gruppen zwischen 30 und 49 Jahren liegen nun mit annähernd 40 Prozent weit über dem Durchschnitt und vor den anderen Vergleichsgruppen. Auch bei den 60-69jährigen gab es einen außergewöhnlich umfangreichen Zuwachs. Der Abstand zur ältesten Gruppe ist – anteilig betrachtet – etwas größer geworden.

Bei den Männern hat sich nun – mit eher geringen Unterschieden zwischen den Vergleichsgruppen – ein Muster herausgebildet, bei dem die 16-29- und die 50-59jährigen die Spitzenpositionen belegen. Bemerkenswert ist der überaus starke Zuwachs bei der ältesten Gruppe (von 12,7 auf 30,0 Prozent).

Abbildung 4 Zugang zu Engagement: Neue Bundesländer; ‚ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten‘; bezogen auf Nicht-Aktive 1994 bzw. 2003; Angaben in Prozent.

	Männer		Frauen	
	2003-2007	1994-1998	2003-2007	1994-1998
Gesamt	31,3	28,7	29,9	22,5
Altersgruppen				
16-29 Jahre	37,3	29,9	30,5	25,5
30-39 Jahre	30,3	30,7	38,6	27,6
40-49 Jahre	31,2	27,7	39,9	24,0
50-59 Jahre	35,3	30,6	24,1	21,8
60-69 Jahre	26,4	28,2	26,5	16,4
70+ Jahre	30,0	12,7	18,9	11,9
Schulabschluss				
Abitur	42,7	39,3	40,4	28,4
10. Klasse	30,8	29,4	35,0	26,5
< 10. Klasse	25,2	23,1	17,9	15,7
Erwerbsstatus				
nicht erwerbstätig	28,2	25,4	25,4	18,5
Arbeitslos	28,9	20,6	24,7	24,6
Teilzeitstelle	32,0	26,6	36,8	29,6
Vollzeitstelle	34,0	31,4	36,7	23,0
Besuch religiöser Veranstaltungen				
Monatlich	46,2	49,7	40,5	35,8
Seltener	50,8	42,1	40,9	29,8
Nie	26,8	25,3	27,1	19,5
politisches Interesse				
stark, sehr stark	35,6	32,8	36,5	29,5
nicht so stark	31,1	27,8	29,0	22,8
überhaupt nicht	19,5	23,1	25,1	15,8
Haushaltsstruktur				
ohne Kind	30,2	27,8	26,5	19,8
mit Kind	36,1	30,3	40,3	26,8
1 Kind	40,4	28,1	37,7	26,0
2 Kinder	33,3	34,0	43,1	25,6
3+ Kinder	28,0	27,1	40,0	37,6

Datenbasis: SOEP, eigene Berechnungen, ohne Gewichtung, Risk Set (2003-07, Männer) = 1.346, Risk Set (2003-07, Frauen) = 1.692, Risk Set (1994-98, Männer) = 995, Risk Set (1994-98, Frauen) = 1.303. Die Werte für den Zeitraum 2003-07 wurden hochgerechnet.

Der *soziale Status* spielt in den neuen Bundesländern eine größere Rolle als im ‚Westen‘. Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen wird der Zugang durch das Bildungsniveau stark strukturiert – jedoch auf eine etwas unterschiedliche Art und Weise. Bei den ostdeutschen Frauen liegen im Beobachtungszeitraum 1994-1998 die mittlere Gruppe (Schulabschluss: 10. Klasse) und die Abiturienten in etwa auf demselben Niveau (rund 27 Prozent); auch im Zeitraum 2003-2007 sind die Unterschiede zwischen ihnen nicht allzu groß (rund fünf Prozentpunkte). Dagegen fällt die Gruppe mit dem niedrigsten Bildungsabschluss

stark zurück; in den Jahren 2003-2007 beträgt ihre Zugangsrate nur rund die Hälfte der mittleren Statusgruppe. Bei den Männern ragt die Engagementsaufnahme der Abiturienten mit einem Abstand von etwa 10 Prozentpunkten deutlich heraus. Im Vergleich der beiden Beobachtungszeiträume zeigen sich hier keine nennenswerten Veränderungen. Gleichmaßen gilt: Je höher die Wertigkeit des Abschlusses, desto größer die Übergangsnegung.

Der *Erwerbsstatus* spielt bei den Männern in den neuen Bundesländern nur eine untergeordnete Rolle. Im Zeitraum 1994-1998 weicht nur die Gruppe der Arbeitslosen in auffälliger Weise vom Durchschnitt ab (20,6 vs. 28,7 Prozent). In den Jahren 2003-2007 wächst die Zugangsrate dieser Gruppe überproportional an, so dass sich die Unterschiede zwischen den Vergleichsgruppen weitgehend nivellieren. Dagegen stellen sich die Messergebnisse bei den Frauen strukturierter und heterogener dar. Die Erwerbstätigkeit auf Teilzeitpositionen führt hier in beiden Messzeiträumen zu deutlich erhöhten Quoten. Im Zeitraum 2003-2007 haben nicht-erwerbstätige und arbeitslose Frauen eine unterdurchschnittliche Zugangsneigung. Lag die Rate der erwerbstätigen Frauen auf vollen Stellen zunächst auf dem Durchschnittsniveau, übertrifft sie diesen Wert in den Jahren 2003-2007 deutlich.

Ebenso wie in den alten Bundesländern ist die *Kirchenbindung* in den neuen Ländern von zentraler Bedeutung. Die Nähe zur Kirche beeinflusst in einem hohen Maße die Zugangsneigung zum Ehrenamt – sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen. Im Unterschied zum ‚Westen‘ sind jedoch die Messergebnisse nicht durchgängig im Niveau gestaffelt. Im Zeitraum 2003-2007 liegt die Zugangsquote von Personen mit einer moderaten Kirchgangshäufigkeit entweder vor (Männer) oder auf demselben Niveau (Frauen) wie bei der Vergleichsgruppe mit einer intensiven Frömmigkeit.

Die Werte beim *politischen Interesse* entsprechen weitgehend denen in den alten Bundesländern. Hier wie dort zeigen sich deutlich gestaffelte Werte entsprechend dem Maß des politischen Interesses. Gab es in den alten Bundesländern aller Wahrscheinlichkeit nach im Zeitraum 2003-2007 eine überproportionale Teilmobilisierung eines Segments des Vereinswesens, das die Zugangsrate von politisch nichtinteressierten Männern ansteigen ließ, sind es in den neuen Bundesländern Frauen, die eine solche Änderung des Verhaltens im zeitlichen Vergleich zeigen.

Ebenso wie in Westdeutschland gehen von Kindern im Haushalt deutliche Effekte auf die Übergangsnegung aus. Bei den Frauen ist im Zeitraum 1994-1998 eine gestaffelte Struktur zu erkennen: Lebt kein Kind im Haushalt, wird eine leicht unterdurchschnittliche Quote gemessen; bei einem oder zwei Kindern dagegen zeigt sich eine etwas überdurchschnittliche Rate. Bei drei und mehr Kindern wird dann schließlich ein weit überdurchschnittliches Wertniveau ermittelt. Zehn Jahre später macht es keinen Unterschied mehr, wie viele Kinder im Haushalt leben: In jedem Fall wird ein deutlich überdurchschnittliches Messergebnis erzielt (rund 40 vs. 29,9 Prozent). Bei den Männern dagegen spielt diese Variable im

Zeitraum 1994-1998 nur eine untergeordnete Rolle; allein die Gruppe ‚Haushalt mit zwei Kindern‘ zeigt eine etwas überdurchschnittliche Übergangsnäigung. Im Beobachtungszeitraum 2003-2007 ist das gleiche Muster mit einer geringfügigen Variation zu erkennen: Nun sind es 1-Kinder-Haushalte, die eine erhöhte Übergangsnäigung zeigen; dieser Effekt ist hier auch stärker ausgeprägt.

4 Schluss

Wie die dargestellten Messergebnisse und Hochrechnungen zeigen, hat sich die Engagementaufnahme in den vergangenen 10 Jahren in mehrerer Hinsicht geändert. Bemerkenswert sind m.E. insbesondere die Verschiebungen bei den altersspezifischen Zugangsquoten. Wegen des groben Analyserasters im Beobachtungszeitraum 2003-2007 und der deshalb notwendigen Hochrechnung der Messergebnisse, ist jedoch das *genaue* Ausmaß der Veränderungen ungewiss. Ebenso unklar ist, ob es sich um dauerhafte Veränderungen handelt. Deshalb wäre es sinnvoll, wenn ein weiterer Zyklus von fünf oder sechs Erhebungen zum Ehrenamt im Abstand von (je) einem Jahr realisiert werden könnte. Dadurch ließen sich nicht allein die eben genannten Unklarheiten ausräumen; ebenso könnte auch die Dauer von ehrenamtlichen Tätigkeiten erneut vermessen werden, so dass die Frage nach einem ‚*Strukturwandel*‘ des Untersuchungsgegenstandes umfassend empirisch geprüft werden könnte.

Aus einer theoretischen Perspektive stellen sich insbesondere zwei Fragen: Warum ist das Gros des Engagements nur von kurzer Dauer? Und daran anschließend im Hinblick auf die Engagementaufnahme: Wie werden die enormen Fluktuationen organisiert und koordiniert? Ich habe in meiner Dissertation argumentiert, dass Vereinsmitglieder in Zweckvereinen Ressourcen „poolen“, um das jeweilige Vereinsziel erreichen zu können (vgl. z.B. Heinemann/Horch 1991; Vanberg 1979). Auch Arbeitskraft, die in Form von ehrenamtlichen Tätigkeiten erbracht wird, muss in diesen Organisationen ‚sozial organisiert‘ erbracht werden. Durch Ämterrotationen in einem engen zeitlichen Rhythmus bzw. durch einen *Kettentausch* wird erreicht, dass diese Arbeit (relativ) gleich unter den Vereinsmitgliedern verteilt wird, und dass die aktiven Mitglieder nicht von den passiven ausgebeutet werden (vgl. Olson 1998). Eine solche Tauschform kann nur dann funktionieren, wenn die Amtsdauer zeitlich begrenzt wird und wenn die zu einem Zeitpunkt x ‚nicht aktiven Mitglieder‘ normativ eingebunden werden, so dass sie die vakanten Positionen auch tatsächlich übernehmen. Durch die Institution „Ämterrotation“ kann also sowohl die kurze durchschnittliche Dauer von ehrenamtlichen Tätigkeiten als auch die Organisation der Amtsnachfolge erklärt werden (für eine ausführlichere Diskussion vgl. Ehrhardt 2008).

5 Literatur

- Allison, Paul D. (1982): Discrete-time methods for the analysis of event histories. In: *Sociological Methodology*, 13, 61-98.
- Blossfeld, Hans-Peter/Rohwer, Götz (1995): *Techniques of event history modeling: New approaches to causal analysis*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Brendgens, Ulrich/Braun, Joachim (2000): Freiwilliges Engagement älterer Menschen. In: Picot, Sybille (Hg.): *Freiwilliges Engagement in Deutschland – Freiwilligensurvey 1999*, Band 3: Frauen und Männer, Jugend, Senioren, Sport (Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Band 194.3). Stuttgart/Berlin/Köln: Kohlhammer, 209-301.
- Brömme, Norbert/Strasser, Hermann (2001): Gespaltene Bürgergesellschaft? Die ungleichen Folgen des Strukturwandels von Engagement und Partizipation. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B 25-26, 6-14.
- Büchel, Felix (1993): Perforierte Langzeitarbeitslosigkeit als Strukturtyp der Arbeitslosenforschung. In: *Konjunkturpolitik*, 39, 49-75.
- Deutscher Bundestag (2002): Bericht der Enquete-Kommission ‚Zukunft des Bürgerschaftlichen Engagements‘. *Bürgerschaftliches Engagement: Auf dem Weg in eine zukunftsfähige Bürgergesellschaft* (Drucksache 14/8900). Berlin: Deutscher Bundestag.
- Efron, Bradley (1988): Logistic regression, survival analysis, and the Kaplan-Meier curve. In: *Journal of the American Statistical Association*, 83, 414-425.
- Ehrhardt, Jens (2008): *Ehrenamtliches Engagement: Dynamische und austauschtheoretische Analysen*. Berlin: Freie Universität Berlin (unveröffentlichte Dissertation).
- Erlinghagen, Marcel (2000): Arbeitslosigkeit und ehrenamtliche Tätigkeit im Zeitverlauf. Eine Längsschnittanalyse der westdeutschen Stichprobe des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für die Jahre 1992 und 1996. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 52, 291-310.
- Erlinghagen, Marcel (2008): Ehrenamtliche Arbeit und informelle Hilfe nach dem Renteneintritt. In: Ders./Hank, Karsten (Hg.): *Produktives Altern und informelle Arbeit in modernen Gesellschaften: Theoretische Perspektiven und empirische Befunde*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 93-118.
- Galler, Heinz P. (1986): Übergangsratenmodelle bei intervalldatierten Ereignissen. In: *Statistische Hefte*, 27, 1-22.
- Heinemann, Klaus/Horch, Heinz-Dieter (1991): *Elemente einer Finanzsoziologie freiwilliger Vereinigungen*. Stuttgart: Enke.
- Hirschman, Albert O. (1974): *Abwanderung und Widerspruch: Reaktionen auf Leistungsabfall bei Unternehmungen, Organisationen und Staaten*. Tübingen: J.C.B. Mohr.
- Jakob, Gisela/Janning, Heinz (2001): Freiwilligenagenturen als Teil einer lokalen Infrastruktur für Bürgerengagement. In: Heinze, Rolf G./Olk, Thomas (Hg.): *Bürgerengagement in Deutschland: Bestandsaufnahme und Perspektiven*. Opladen: Leske+Budrich, 483-507.
- Klages, Helmut (1998): Engagement und Engagementpotential in Deutschland. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B 38/1998, 29-38.
- Künemund, Harald (2005): ‚Produktive‘ Tätigkeiten. In: Kohli, Martin/Künemund, Harald (Hg.): *Die zweite Lebenshälfte – Gesellschaftliche Lage und Partizipation im Spiegel des Alters-Survey* (2. erweiterte Auflage). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 277-317.
- Offe, Claus/Susanne Fuchs (2001): Schwund des Sozialkapitals? Der Fall Deutschland. In: Putnam, Robert D. (Hg.): *Gesellschaft und Gemeinsinn: Sozialkapital im internationalen Vergleich*, Gütersloh: Bertelsmann Stiftung, 417-514.
- Olson, Mancur (1998) [1968]: *Die Logik des kollektiven Handelns*. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Rosenblatt, Bernhard von (2000): *Freiwilliges Engagement in Deutschland: Freiwilligensurvey 1999, Ergebnisse der Repräsentativerhebung zu Ehrenamt, Freiwilligenarbeit und bürgerschaftlichem Engagement*, Band 1: Gesamtbericht. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Band 194.1. Stuttgart/Berlin/Köln: Kohlhammer.
- Schumacher, Jürgen/Stiehr, Karin (1996): *Ältere Menschen im sozialen Ehrenamt. Exemplarische Bestandsaufnahme und Handlungsempfehlungen*. Stuttgart/Berlin/Köln: Kohlhammer.

- Singer, Judith D./Willett, John B. (2003): Applied longitudinal data analysis. Oxford: University Press.
- Strauß, Susanne (2008): Volunteering and social inclusion: Interrelations between unemployment and civic engagement in Germany and Great Britain. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Vanberg, Viktor (1979): Colemans Konzeption des korporativen Akteurs – Grundlegung einer Theorie sozialer Verbände. In: Coleman, James S.: Macht und Gesellschaftsstruktur. Tübingen: Mohr, 93-120.