

5. ZUM ZUSAMMENWIRKEN VON RESSOURCEN UND LEBENSMANAGEMENTSTRATEGIEN ÜBER DIE ZEIT: EINE LÄNGSSCHNITTliche UNTERSUCHUNG RESSOURCENARMER UND RESSOURCENREICHER PERSONEN (STUDIE 2)

Ziel der Studie 2 war die Untersuchung der Bedeutung des Zusammenspiels von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien für das Wohlbefinden bei ressourcenarmen und ressourcenreichen alten und sehr alten Personen. Ausgehend von den Befunden der Studie 1 wurde vermutet, dass sich die protektiv-stabilisierende Funktion der SOC-Lebensmanagementstrategien, die Auswirkung eines geringen Ressourcenstatus abzufedern, beim Vergleich ressourcenarmer und ressourcenreicher Personen besonders deutlich zeigen sollte. Gleichzeitig wurde untersucht, inwiefern die querschnittlich ermittelten Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit über die Zeit hinweg bestanden und sich längsschnittlich replizieren ließen. Zentral war hierbei die Frage, ob Ressourcen und Lebensmanagementstrategien die Alterszufriedenheit zu einem späteren Zeitpunkt vorher sagen können (Hypothesenblock 3). Um weitere Hinweise auf die kausalen Beziehungen zu erhalten, wurde untersucht, inwiefern auch Veränderungen der Alterszufriedenheit durch Ressourcen und SOC-Strategien prädiziert werden (Hypothesenblock 4). Abschließend wurde den emotionalen Auswirkungen von Ressourcenverlusten nachgegangen, um zu ermitteln, ob ihre Effekte durch die Nutzung der SOC-Strategien abgefedert werden (Hypothesenblock 5).

5.1 Studie 2: Methode

5.1.1 Stichprobengenerierung, Studienverlauf und Stichprobenbeschreibung

Studie 2 umfasste eine Substichprobe der Studie 1, die sich aus ressourcenarmen und ressourcenreichen alten und sehr alten Personen zusammensetzte. Diese Substichprobe wurde im Rahmen des ALLEE-Projekts (M. Baltes & Lang, DFG Ba 902/11-2) mit Hilfe eines faktoranalytischen Vorgehens identifiziert, das anhand der Berliner Altersstudie entwickelt wurde (M. Baltes & Lang, 1997). Hierbei wurde auf Maße der (a) intellektuellen Leistungsfähigkeit (Wahrnehmungsgeschwindigkeit, Wortflüssigkeit, Bildungsjahre), (b) Gesundheit (Romberg-Test, Drehung um 360°, körperliche Einschränkungen) und (c) Persönlichkeit (emotionale Stabilität, Kontrollüberzeugungen, soziale Zufriedenheit) zur Ermittlung des Ressourcenstatus zurückgegriffen (vgl. Lang, 2000). Die auf diese Weise generierte Stichprobe umfasste 42 Personen im Alter zwischen 70 und 90 Jahren, die entweder über einen besonders geringen oder über einen besonders reichen Ressourcenhaushalt verfügten.

Studie 2 umfasste zwei Messzeitpunkte. Der erste Messzeitpunkt (T1) entsprach den im Rahmen der Studie 1 ermittelten Angaben dieser 42 Personen. Der zweite Messzeitpunkt (T2)

bezog sich auf eine erneute Befragung nach einem Jahr ($M = 11.8$ Monate; $Range: 6.5\text{--}16.7$).

Tabelle 32 fasst zentrale Charakteristika der ressourcenarmen und ressourcenreichen Subgruppen (je $n = 21$) sowie der Gesamtstichprobe der Studie 2 zusammen.⁵⁴ Ressourcenarme und Ressourcenreiche unterschieden sich erwartungsgemäß auf einigen basalen Merkmalen. Die ressourcenarme Gruppe war mit durchschnittlich 83.9 Jahren ($SD = 6.1$) im Mittel fast vier Jahre älter als die ressourcenreiche Gruppe ($M = 80.0$, $SD = 5.5$; $t_{(40)} = 2.21$, $p < .05$). Entsprechend befanden sich unter den Ressourcenarmen signifikant mehr alte Alte (A-A: 76.2% vs. J-A: 23.8%), während die Gruppe der Ressourcenreichen mehr junge Alte umfasste (J-A: 57.1% vs. A-A: 42.9%; $\chi^2_{(1)} = 4.84$, $p < .05$). Alter und Ressourcenstatus waren damit konfundiert. Keine Unterschiede bestanden hinsichtlich der Geschlechterverteilung ($\chi^2_{(1)} = 1.56$, $p > .1$) und des Familienstandes ($\chi^2_{(3)} = 1.78$, $p > .10$). Zudem divergierten beide Gruppen in der Dauer ihrer schulischen und beruflichen Ausbildung sowie in der Einschätzung ihrer subjektiven Gesundheit. Die Ressourcenreichen verfügten über mehr Bildungsjahre ($t_{(40)} = 4.40$, $p < .001$) und bewerteten ihre Gesundheit besser als die Ressourcenarmen ($t_{(25)} = 4.54$, $p < .001$). Diese Unterschiede erklärten sich dadurch, dass Bildungsstand und Gesundheitsindikatoren zur Bildung der Ressourcengruppen genutzt worden waren.

Tabelle 32. Stichprobencharakteristika der Studie 2

Variable ^a	Ressourcenarm ($n = 21$)	Ressourcenreich ($n = 21$)	Gesamtstichprobe ($N = 42$)
Alter ¹			
M (SD)	83.9 (6.1)	80.0 (5.5)	81.9 (6.0)
Range	71.7–90.4	71.6–90.4	71.6–90.4
Geschlecht			
Frauen	52.4%	33.3%	42.9%
Männer	47.6%	66.7%	57.1%
Familienstand			
verheiratet	33.3%	52.4%	42.9%
verwitwet	52.4%	33.3%	42.9%
geschieden	4.8%	4.8%	4.8%
ledig	9.5%	9.5%	9.5%
Bildung (Jahre) ^{b, 2}			
M (SD)	11.8 (1.75)	14.5 (2.16)	13.1 (2.36)
Range	9–16	12–18	9–18
Subjektive Gesundheit ^{c, 2}			
M (SD)	3.9 (1.00)	2.9 (0.36)	3.4 (0.91)
Range	1–5	2–3	1–5

Anmerkung. ^a Alle Angaben beziehen sich auf T1. ^b Schulische und berufliche Ausbildung. ^c 1 = ausgezeichnet, 5 = schlecht. ¹ Gruppen divergierten mit $p < .05$; ² mit $p < .001$.

⁵⁴ In Studie 2 standen nur Teile der Informationen bereit, die zur ursprünglichen Bildung der Ressourcen-
gruppen verwendet wurden, sodass eine direkte Identifikation der Zugehörigkeit zur Gruppe der Ressourcen-
armen und Ressourcenreichen nicht vorgenommen werden konnte (z. B. durch Rekonstruktion der ALLEE-
Gruppierungsvariable). Ressourcenarme bzw. -reiche wurden anstelle dessen durch einen Mediansplit auf
dem analog zu Studie 1 gebildeten Ressourcenindikator identifiziert (siehe Abschnitt 4.1.3.2.1).

5.1.2 Messinstrumente

Zur Datengewinnung in Studie 2 standen zum überwiegenden Teil dieselben Messinstrumente zur Verfügung wie in Studie 1. Die Maße des ersten Messzeitpunkts der Studie 2 waren aufgrund des Designs identisch mit den Instrumenten der Studie 1 (siehe Abschnitt 4.1.2). Zum zweiten Messzeitpunkt der Studie 2 wurde primär auf die Erhebungsinstrumente des ersten Messzeitpunkts zurückgegriffen. Einige wenige Maße unterschieden sich dennoch geringfügig bzw. wurden aus testökonomischen Gründen kein zweites Mal erhoben. Dies betraf einerseits die demographischen Angaben wie Bildungsstand und Sozialprestige, die aufgrund der beschränkt zur Verfügung stehenden Testzeit nur zum ersten Messzeitpunkt (T1) ermittelt wurden, da Veränderungen im vorliegenden Altersrange nicht zu erwarten waren. Alle Studienteilnehmer waren bereits aus der Erwerbstätigkeit ausgeschieden, sodass eine Veränderung des Sozialprestiges, dessen Berechnung auf der letzten ausgeübten Berufstätigkeit basiert, nicht vorliegen konnte. Da keiner der Probanden an einer fortlaufenden Ausbildung teilnahm, blieb auch der Bildungsstand zu T2 unverändert.

Ebenso wurde die Anzahl der Kinder nur zum ersten Messzeitpunkt erfragt. Veränderungen dieser sozialen Ressource wurden indirekt ermittelt. Hierzu wurde ein von Jopp und Baltes (1998) entwickelter Fragebogen zur Erfassung kritischer Lebensereignisse genutzt, um den Verlust bzw. den Tod eines Kindes zwischen den Messzeitpunkten zu identifizieren. Die Angaben zum sozialen Netzwerk (T2) wurden zu einem späteren Messzeitpunkt der ALLEE-Studie erhoben, der ungefähr vier bis fünf Monate nach dem zweiten Messzeitpunkt der Studie 2 stattfand. Da aufgrund bisheriger Studien von einer Stabilität über diesen kurzen Zeitraum ausgegangen werden konnte (vgl. Antonucci, 2001), wurden geringfügige Diskrepanzen im Sinne eines erhöhten Messfehlers in Kauf genommen.

5.1.3 Vorbereitung der Daten

Ziel der im Folgenden berichteten Datenvorbereitung war das Erstellen zusammenfassender Indikatoren für Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit. Auf das Datenscreening folgte das Ersetzen von fehlenden Datenpunkten sowie von Extremwerten.

5.1.3.1 Behandlung von fehlenden Werten und Extremwerten

Analog zu Studie 1 wurden für beide Messzeitpunkte der Studie 2 fehlende Werte im univariaten Fall (d. h. bei nur einer vorliegenden Messung des Indikators) unter Verwendung von Geschlecht und Alter bzw. im multivariaten Fall (d. h. bei Vorliegen multipler Maße eines Konstrukts) unter Verwendung der anderen Items des entsprechenden Konstrukts

regressionsanalytisch ersetzt. Für beide Messzeitpunkte wurden nur wenige fehlende Werte ermittelt. Insgesamt wurden für den ersten Messzeitpunkt 1.9% der Ressourcenvariablen, 0.3% der SOC-Items und 1.0% der Items der Alterszufriedenheit geschätzt. Für den zweiten Messzeitpunkt wurden 3.2% der Angaben zu Ressourcenindikatoren, 0.4% der SOC-Angaben und 2.4% der Alterszufriedenheitsitems durch geschätzte Datenpunkte vervollständigt.

Die Prüfung auf univariate Extremwerte ergab, dass Outlierwerte ausschließlich für die Angaben zu kognitiven und sozialen Ressourcen vorlagen (vgl. Tabelle B1 und B2 im Appendix B). Zum ersten Messzeitpunkt wurde je ein Datenpunkt der Variablen Zahlen-Symbol-Test, Wortanfang mit S und Gesamtnetzwerk auf den Rand der empirischen Verteilung gesetzt ($M \pm 3 \times SD$; vgl. Tabachnik & Fidell, 1989). Dasselbe Vorgehen wurde bei drei Angaben zur Kinderanzahl verwendet. Zum zweiten Messzeitpunkt wurden für die Variable wichtigste Sozialpartner vier Extremwerte, für Gesamtnetzwerk ein Extremwert und für die Anzahl von Kindern (analog zu T1) drei Extremwerte identifiziert und durch Werte am Verteilungsrand ersetzt. Multivariate Extremwerte wurden weder für die einzelnen Messzeitpunkte noch über sie hinweg ermittelt. Angaben zu den Einzelitems (z. B. Mittelwerte, Standardabweichung, Range) sind für die Ressourcen in den Tabellen B1 bis B3, für SOC in den Tabellen B7 und B8 und für Alterszufriedenheit in Tabelle B13 des Appendix B aufgeführt.

5.1.3.2 Vorgehen bei der Datenaggregation zur Konstrukterstellung, Reliabilität und Stabilität

Die gesamte Konstruktbildung der Studie 2 erfolgte analog zum Vorgehen der Studie 1. Zusätzlich wurden die Angaben des zweiten Messzeitpunkts an der Verteilung der Werte des ersten Messzeitpunkts standardisiert (vgl. Rogosa, Brandt & Zimowski, 1982). Hierbei wurden die in T-Werte transformierten Variablen des ersten Messzeitpunkts als Referenzwerte zur Bildung der T-Scores des zweiten Messzeitpunkts verwendet, um eine Vergleichbarkeit beider Messzeitpunkte zu ermöglichen.

Aufgrund der geringen Stichprobengröße konnten für die Konstrukte Ressourcen und SOC-Strategien weder explorative noch konfirmatorische Faktoranalysen durchgeführt werden.⁵⁵ In Bezug auf das Ressourcenkonstrukt wurde allerdings aufgrund der starken, über

⁵⁵ Zur reliablen Schätzung der zugrunde liegenden Korrelationskoeffizienten werden ausreichend große Stichproben benötigt. Angeraten werden in der Regel 100 bis 200 Personen. Comrey (1973) bezeichnet Stichproben von unter 50 Personen als „very poor“. Tabachnik und Fidell (1989) empfehlen, mindestens fünf Personen pro Variable zu verwenden, was beispielsweise für eine Faktoranalyse der Ressourcenvariablen eine minimale Stichprobengröße von 70 Personen bedeuten würde. Somit schien eine Überprüfung der Dimensionalität des Ressourcenkonstrukts nicht ratsam. Dieselbe Problematik bestand für den SOC-Fragebogen: Selbst bei der Verwendung zusammenfassender Parcels (z. B. je vier Items) hätte eine minimale Stichprobengröße von 60 Personen vorliegen müssen, um eine stabile Faktorenlösung zu ermitteln.

verschiedene Extraktionsmethoden invarianter Faktorenlösung der Studie 1 davon ausgegangen, dass die entsprechenden Ressourcendimensionen auch im vorliegenden Datensatz bestanden.⁵⁶ Auch in Bezug auf die SOC-Strategien ließen die stabilen Faktorenlösungen der Studie 1 darauf vertrauen, dass dieselbe vierfaktorielle Struktur in Studie 2 vorlag.

Eine Prüfung der strukturellen Invarianz der Konstrukte (Collins & Horn, 1991; Cunningham, 1991) durch Strukturgleichungsmodelle (z. B. Jöreskog & Sörbom, 1993), die als Grundlage der weiteren Analysen bedeutsam gewesen wäre, um mögliche Veränderungen der Beziehungen zwischen den Ressourcen- bzw. SOC-Dimensionen über die Zeit zu ermitteln, war ebenfalls aufgrund der geringen Stichprobengröße nicht durchführbar. Aus theoretischer Sicht sowie aufgrund der altersvergleichenden Korrelationsanalysen aus Studie 1 bestanden jedoch keine Hinweise auf invariante Strukturen (Interkorrelationen der Einzelressourcen, siehe Tabelle B4 in Appendix B).

5.1.3.2.1 Ressourcen

Zur Bildung der *Ressourcenindikatoren* wurden die einzelnen Ressourcenvariablen aufgrund ihrer unterschiedlichen Skalierung standardisiert und pro Ressourcendimension zu gleichgewichteten Mittelwertscomposites zusammengefasst. Anschließend wurden die Angaben beider Messzeitpunkte T-transformiert, wobei die Angaben des zweiten Messzeitpunkts zusätzlich an T1 adjustiert wurden. Zu T1 besaßen die Ressourcen somit alle einen Mittelwert von 50 sowie eine Standardabweichung von 10. Die Werte zu T2 variierten in Abhängigkeit von ihren Veränderungen um den Wert 50 (vgl. Tabelle 33). Die nach Ressourcengruppen getrennten Kennwerte sind in Tabelle B3 des Appendix B wiedergegeben.

Die *internen Konsistenzen* der Ressourcen wurden durch Cronbachs Alpha ermittelt. Die demographischen Ressourcen besaßen eine interne Konsistenz von $\alpha = .85$. Die kognitiven Ressourcen wiesen ein Cronbachs Alpha von $\alpha = .72$ zum ersten und $\alpha = .68$ zum zweiten Messzeitpunkt auf. Die Reliabilität der gesundheitlichen Ressourcen war hoch und lag bei $\alpha = .92$ (T1) bzw. $\alpha = .89$ (T2). Die sozialen Ressourcen zeigten zu T1 und T2 ein Alpha von $.77$. Die Gesamtressourcen waren mit $\alpha = .88$ (T1) und $\alpha = .87$ (T2) zufriedenstellend reliabel.

⁵⁶ Tabachnik und Fidell (1989) weisen darauf hin, dass eine Normalverteilung der Variablen, die für die Ressourcenvariablen aufgrund der Stichprobenziehung höchstwahrscheinlich verletzt sein dürfte, bei einer zu deskriptiven Zwecken durchgeführten PCA nicht von Nöten wäre. Normalverteilte Variablen begünstigen eine Faktorenlösung, sind aber nur dann dringend erforderlich, wenn inferenzstatistische Verfahren gewählt werden, um die Anzahl der Faktoren zu bestimmen. Ausgehend von den theoretischen Annahmen und den Ergebnissen aus Studie 1 wäre ausschließlich ein vierfaktorielles Modell überprüft worden, was ausgehend von diesen verteilungsbezogenen Überlegungen durchaus möglich gewesen wäre.

Tabelle 33. Kennwerte der Ressourcen zu T1 (T-Werte) und T2 (an T1 standardisiert; N = 42)

Dimension	M	SD	Min.	Max.	Exzess	Schiefe
T1						
Demographische Ressourcen	50.00	10.00	33.27	76.23	.63	.81
Kognitive Ressourcen	50.00	10.00	31.35	70.22	-.73	.00
Gesundheitliche Ressourcen	50.00	10.00	30.16	66.36	-.72	-.74
Soziale Ressourcen	50.00	10.00	35.60	71.15	-.48	.74
Gesamtressourcen	50.00	10.00	29.65	67.97	-.51	-.15
T2						
Demographische Ressourcen ^a	50.00	10.00	33.27	76.23	.63	.81
Kognitive Ressourcen	49.06	9.92	28.28	65.61	-.94	-.23
Gesundheitliche Ressourcen	50.77	10.11	30.27	65.30	-.45	-.85
Soziale Ressourcen	52.54	11.03	36.45	80.00	-.40	.55
Gesamtressourcen	50.80	10.08	29.54	70.85	-.41	-.15

Anmerkung. ^a Demographische Ressourcen (Bildungsstand, Sozialprestige) wurden nur zu T1 erhoben, da keine Hinweise auf Veränderungen vorlagen (vgl. Abschnitt 5.1.2). M: Mittelwert; SD: Standardabweichung; Min.: Minimum; Max.: Maximum.

Zudem wurde die *zeitliche Stabilität* der einzelnen Ressourcendimensionen durch Test-Retest-Reliabilitäten bestimmt. Diese entsprach bei den demographischen Ressourcen aufgrund der identischen Werte zu T1 und T2 dem Wert 1.0. Für die kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen bestanden jeweils Stabilitäten von .85 ($p < .01$). Für den Gesamtressourcenindikator lag eine Stabilität von .94 ($p < .01$) vor. Damit lagen für alle Ressourcendimensionen sowie den Gesamtindikator hohe bzw. sehr hohe Stabilitäten vor.

Die *Beziehungen zwischen den Ressourcendimensionen* sind in Tabelle 34 wiedergegeben. Die Korrelationen zum ersten Messzeitpunkt sind oberhalb, die zum zweiten Messzeitpunkt unterhalb der Hauptdiagonale abgebildet. Die Diagonale stellt die bereits berichteten Stabilitäten dar. Wie die Korrelationskoeffizienten verdeutlichen, waren die Beziehungen zwischen den Ressourcen zu beiden Messzeitpunkten recht ähnlich, was als Hinweis auf das Vorliegen der erwünschten strukturellen Invarianz gewertet werden konnte. Beim Vergleich der beiden Messzeitpunkte bestand lediglich eine von sechs möglichen Korrelationsdifferenzen: Zu T1 korrelierten die gesundheitlichen Ressourcen geringer mit den sozialen Ressourcen als zu T2 (GES, SOZ zu T1: $r = .26$ vs. zu T2: $r = .47$, $p < .01$, $z = -2.59$, $p < .05$).⁵⁷

Um zu ermitteln, wie stark sich die Auswahl von Personen mit extrem ausgeprägtem Ressourcenstatus auf die Beziehungen zwischen den Ressourcendimensionen auswirkte, wurden die hier ermittelten Korrelationen mit den Relationen in Studie 1 verglichen, die auf einer repräsentativen Stichprobe basierte. Dieser Korrelationsvergleich ergab, dass die Beziehungen zwischen den Ressourcendimensionen in Studie 2 etwas stärker ausgeprägt waren als in

⁵⁷ Vergleich unabhängiger Korrelationskoeffizienten nach Bortz (1993).

Tabelle 34. *Interrelationen der Ressourcen zwischen T1 und T2 (Hauptdiagonale), zu T1 (oberhalb) und zu T2 (unterhalb der Diagonale; Zero-order-Korrelationen; N = 42)*

Dimension	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1. Demographische Ressourcen	1.00**	.59**	.50**	.12	.75**
2. Kognitive Ressourcen	.48**	.85**	.57**	.29	.83**
3. Gesundheitliche Ressourcen	.38*	.46**	.85**	<u>.26</u>	.79**
4. Soziale Ressourcen	.04	.40**	<u>.47*</u>	.85**	.57**
5. Gesamtressourcen	.64**	.80**	.79**	.68**	.94**

Anmerkung. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ signifikant von Null verschieden. Die unterstrichenen Korrelationspaare unterscheiden sich jeweils zwischen den Messzeitpunkten (über die Hauptdiagonale hinweg) signifikant mit $p < .05$.

Studie 1, allerdings unterschied sich nur einer der Korrelationskoeffizienten statistisch bedeutsam. Hierbei handelte es sich um die Korrelation zwischen gesundheitlichen und sozialen Ressourcen, die in Studie 2 höher ausgeprägt waren (GES, SOZ in Studie 1: $r = .19$ vs. in Studie 2 zu T2: $r = .47$, $ps < .05$, $z = -1.77$, $p < .05$).⁵⁸ Insgesamt verwiesen die Beziehungen zwischen den Dimensionen auf vergleichbare strukturelle Eigenschaften des Ressourcenkonstrukts in der repräsentativen Studie 1 und der Extremgruppenstichprobe der Studie 2.

5.1.3.2.2 Strategien des Lebensmanagements (SOC)

Die strategiespezifischen *SOC-Indikatoren* wurden wie in Studie 1 als Summe der ausgewählten Targetitems je Substrategie gebildet. Die zusammenfassenden SOC-Indikatoren wurden für beide Messzeitpunkte durch gleichgewichtete Composites repräsentiert. Im Rahmen erster deskriptiver Analysen zeigte sich auf Ebene der Rohwerte, dass die verlustbasierte Selektion ($M = 7.81$, $SD = 2.29$) zu T1 am häufigsten angewandt wurde (vgl. Tabelle B9, Appendix B). Die elektive Selektion ($M = 7.54$, $SD = 2.64$) sowie Optimierung ($M = 7.48$, $SD = 2.46$) und Kompensation ($M = 7.48$, $SD = 2.85$) wurden weniger genutzt. Diese Differenzen waren jedoch nicht signifikant, wie eine Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor (ANOVA) indizierte ($F_{(3, 123)} = .32$, $p > .80$).⁵⁹

Zum zweiten Messzeitpunkt war hingegen die Optimierung ($M = 8.43$, $SD = 2.29$) die am häufigsten genutzte SOC-Strategie. Die verlustbasierte Selektion ($M = 7.79$, $SD = 2.70$) nahm hier den zweiten Platz der Rangreihe ein, gefolgt von Kompensation ($M = 7.45$, $SD = 3.03$) und elektiver Selektion ($M = 7.29$, $SD = 2.05$). Die Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor (repeated-measurement ANOVA) bestätigte Differenzen in der Nutzung der

⁵⁸ Vergleich unabhängiger Korrelationen nach Bortz (1993).

⁵⁹ Es bestand keine Abweichung vom zweiten Symmetriekriterium (Mauchly Sphericity $W = .85$, Greenhouse-Geisser $\epsilon = .91$, $p > .20$).

einzelnen Strategien ($F_{(2,48, 102,10)} = 3.23, p < .05$).⁶⁰ Spezifische Post-hoc Kontraste ergaben, dass die verlustbasierte Selektion tendenziell weniger ($F_{(1, 41)} = 3.57, p = .07$) und die Kompensation bedeutend seltener als die Optimierung ($F_{(1,41)} = 7.56, p < .01$) genutzt wurde. Keine Differenzen bestanden zwischen verlustbasierter Selektion und Kompensation ($F_{(1, 41)} = .55, p > .40$) sowie zwischen Kompensation und elektiver Selektion ($F_{(1,41)} = .12, p > .70$).

Analog zur Adjustierung der Ressourcenindikatoren wurden auch alle SOC-Indikatoren des ersten Messzeitpunkts in T-Werte umgewandelt ($M = 50.0, SD = 10.0$). Die Werte des zweiten Messzeitpunkts wurden ebenfalls am ersten Messzeitpunkt standardisiert, sodass sie den längsschnittlichen Veränderungen entsprechend um den Wert 50 variierten. Die Ausprägungen der Mittelwerte des zweiten Messzeitpunkts deuteten Veränderungen auf der Ebene der Subskalen an: Beide Selektionsprozesse sowie Kompensation wurden zu T2 etwas seltener genutzt, während die Optimierung im Vergleich zu T1 zugenommen zu haben schien (vgl. Tabelle 35; Darstellung getrennt nach Ressourcengruppen siehe Tabelle B10 bis B12).

Tabelle 35. Kennwerte der SOC-Strategien zu T1 (T-Werte) und T2 (an T1 standardisiert; $N = 42$)

Subskala	<i>M</i>	<i>SD</i>	Min.	Max.	Exzess	Schiefe
T1						
Elektive Selektion	50.00	10.00	25.18	66.90	.56	-.94
Verlustbasierte Selektion	50.00	10.00	33.34	68.32	-1.06	-.09
Optimierung	50.00	10.00	23.69	68.38	-.02	-.34
Kompensation	50.00	10.00	30.77	65.89	-.62	-.31
Gesamt-SOC	50.00	10.00	22.65	68.35	.53	-.69
T2						
Elektive Selektion	49.03	7.77	29.02	66.89	.72	-.24
Verlustbasierte Selektion	49.89	11.79	24.63	68.30	-.87	-.39
Optimierung	53.86	9.29	35.85	68.37	-.68	-.37
Kompensation	49.90	10.63	27.26	65.86	-.58	-.61
Gesamt-SOC	50.84	9.82	27.81	68.23	-.19	-.53

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung; Min.: Minimum; Max.: Maximum.

Die *Reliabilitäten* der SOC-Skalen waren für die elektive Selektion mit einem Cronbachs Alpha von $\alpha = .74$ zu T1 befriedigend, zu T2 mit einem Alpha von $\alpha = .50$ eher mäßig. Die interne Konsistenz der Skala verlustbasierte Selektion war mit $\alpha = .55$ (T1) und $\alpha = .68$ (T2) ebenfalls eher gering ausgeprägt. Die Reliabilität der Optimierung lag bei $\alpha = .60$ (T1) und bei $\alpha = .58$ (T2). Kompensation wies mit $\alpha = .72$ (T1) und $\alpha = .77$ (T2) die höchste

⁶⁰ Da in dieser Analyse eine Verletzung des zweiten Symmetriekriteriums vorlag (Mauchly Sphericity $W = .72$, Greenhouse-Geisser $\epsilon = .83, p = .02$), die jedoch gering war ($\epsilon > .75$), wurde nach Greenhouse & Geisser (1959) adjustiert.

Reliabilität auf. Die interne Konsistenz der Gesamt-SOC-Skala war relativ hoch und lag zu beiden Messzeitpunkten bei $\alpha = .86$.

Die *zeitliche Stabilität* der SOC-Angaben wurde als Test-Retest-Reliabilität bestimmt. Sie war für elektive und verlustbasierte Selektion mit $r = .57$ bzw. $r = .63$ zwar gering, jedoch signifikant. Die Stabilitäten von Optimierung und Kompensation waren mit $r = .71$ bzw. $r = .72$ höher. Das SOC-Gesamtcomposite war mit $r = .82$ relativ stabil (alle $ps < .01$).

Um zu ermitteln, ob sich die strukturellen Beziehungen zwischen den spezifischen SOC-Strategien über die beiden Messzeitpunkte veränderten, wurden wie bereits bei den Ressourcen die Interkorrelationen zu T1 und T2 vergleichend betrachtet. Die *Beziehungen zwischen den SOC-Subskalen* unterschieden sich auch hier nur geringfügig zwischen den Messzeitpunkten (vgl. Tabelle 36). Auffällig war lediglich, dass die Korrelation zwischen elektiver Selektion und Kompensation zu T1 mit $r = .43$ ($p < .01$) höher war als zu T2 ($r = .26$, $p > .05$). Bei der Prüfung auf Unterschiedlichkeit wurde allerdings das Signifikanzniveau verfehlt ($z = -1.52$, $p = .06$).⁶¹ Insgesamt konnten die Ergebnisse damit als Hinweis auf das Bestehen von strukturell invarianten Beziehungen innerhalb des SOC-Konstrukts gewertet werden. Im Vergleich zur repräsentativen Studie 1 bestanden zudem kaum Korrelationsdifferenzen: Nur Optimierung und Kompensation waren zum zweiten Messzeitpunkt der Studie 2 ($r = .66$) höher korreliert als in Studie 1 ($r = .43$, $ps < .01$, $z = -1.86$, $p < .05$).⁶²

Tabelle 36. *Interrelationen der SOC-Strategien zwischen T1 und T2 (Hauptdiagonale), zu T1 (oberhalb) und zu T2 (unterhalb der Diagonale; Zero-order-Korrelationen; N = 42)*

Subskala	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1. Elektive Selektion	.57**	.32*	.54**	.43**	.72**
2. Verlustbasierte Selektion	.47**	.63**	.58**	.54**	.77**
3. Optimierung	.49**	.62**	.71**	.65**	.87**
4. Kompensation	.26	.49**	.66**	.72**	.82**
5. Gesamt-SOC	.66**	.84**	.87**	.78**	.82**

Anmerkung. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ signifikant von Null verschieden.

5.1.3.2.3 Alterszufriedenheit

Die Indikatoren der Alterszufriedenheit wurden analog zu Studie 1 als Mittelwert der fünf PGCMS-Items gebildet (vgl. Tabelle B13 und B14, Appendix B). Für den zusammenfassenden Alterszufriedenheitsscore des zweiten Messzeitpunkts wurde ein univariater Extremwert identifiziert, der auf den Rand der Verteilung gesetzt wurde. Die Werte wurden in T- Werte

⁶¹ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1).

⁶² Vergleich unabhängiger Korrelationskoeffizienten nach Bortz (1993).

transformiert, wobei die Werte zu T2 zudem an der Verteilung zu T1 adjustiert wurden. Tabelle 37 fasst die Kennwerte der Alterszufriedenheit zu beiden Messzeitpunkten zusammen.

Tabelle 37. *Kennwerte der Alterszufriedenheit zu T1 (T-Werte) und T2 (an T1 standardisiert; N = 42)*

Konstrukt	<i>M</i>	<i>SD</i>	Min.	Max.	Exzess	Schiefe
Alterszufriedenheit T1	50.00	10.00	26.59	66.46	-.28	-.47
Alterszufriedenheit T2	50.05	10.84	20.00	71.87	.99	-.78

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung; Min.: Minimum; Max.: Maximum.

Die *Reliabilitäten* der Alterszufriedenheit waren in Anbetracht der geringen Itemanzahl zum ersten Messzeitpunkt mit einem Cronbachs Alpha von $\alpha = .63$ akzeptabel und mit $\alpha = .83$ zum zweiten Messzeitpunkt gut. Die *Test-Retest-Reliabilität* lag bei $.64$ ($p < .01$). Die Stabilität der Alterszufriedenheit war im Vergleich zu Ressourcen und zu SOC am geringsten ausgeprägt. Damit schienen auf der Ebene der Alterszufriedenheit die größten Schwankungen über die Zeit hinweg aufzutreten. Ausgehend von den akzeptablen Reliabilitäten zu beiden Messzeitpunkten wies die geringe Test-Retest-Stabilität nicht auf messtechnische Probleme hin, sondern darauf, dass die Alterszufriedenheit bei zahlreichen Studienteilnehmern über die Messzeitpunkte variierte, wodurch sich die relative Position der Personen zueinander änderte.

5.1.4 Methodische Anmerkungen

5.1.4.1 Methodische Anmerkungen zur Erfassung von Veränderungen

Welche Methode der Veränderungsmessung bevorzugt werden sollte, ist Gegenstand andauernder Diskussion (vgl. Collins & Horn, 1991; Gottman, 1995; Rogosa, 1995). Zur Ermittlung von *Prädiktoren intraindivideller Veränderungen* wird einerseits unter Berücksichtigung von entwicklungspsychologischen und methodologischen Gesichtspunkten zur Verwendung von Modellen geraten, die autokorrelative Effekte beinhalten (z. B. Dwyer, 1983; Gollob & Reichardt, 1987; Maccoby & Martin, 1983). Vor allem dann, wenn Phänomene von hoher Stabilität betrachtet werden, wie z. B. das Wohlbefinden (vgl. Costa et al., 1987; Diener et al., 1999), empfiehlt sich die Berücksichtigung des Ausgangsstatus, um den Teil der Veränderungen in der Höhe des Wohlbefindens ermitteln zu können, der nicht durch das Ausgangsniveau bedingt ist, sondern auf andere Prädiktoren zurückgeht (Gollob & Reichardt, 1987). Nach Stoolmiller und Bank (1995) sind diese autoregressiven „AR“-Modelle den „SDS“-Modellen, in denen Outcome-Veränderungen durch einfache Differenzwerte (simple difference scores) erfasst werden, dann günstiger, wenn die interindividuellen Differenzen der Veränderungen geringer sind als die interindividuellen Differenzen des Ausgangsstatus.

Andererseits können Veränderungen bei einem lediglich zwei Messzeitpunkte umfassenden Design auch durch einfache Differenzmaße abgebildet werden (z. B. Rogosa, 1995). Dies ist beispielsweise dann sinnvoll, wenn, wie im vorliegenden Falle, die *Veränderungen selbst als Prädiktoren* genutzt werden sollen (z. B. Ressourcenveränderungen zur Vorhersage der Alterszufriedenheit zu T2). Im Zentrum der Kritik an Differenzscores standen in der Vergangenheit vor allem die Validität und Reliabilität dieser Veränderungsmaße (Überblicksarbeiten, siehe Cronbach & Furby, 1970; Embretson, 1991; Rogosa et al., 1982). Beispielsweise wird angenommen, dass die Messfehler beider Statusmaße im Veränderungsmaß kumulieren. Hinzu kommt, dass die Varianz der Veränderungsscores mit steigender Korrelation der Statusindikatoren über die Messzeitpunkte geringer wird, was sich ebenfalls negativ auf die Reliabilität auswirkt (Rogosa, 1995). Trotz dieser Kritikpunkte scheint die Verwendung einfacher Differenzmaße auch in Zeiten von komplexen Methoden der Veränderungsmessung wie latenten Wachstumskurven (z. B. McArdle, 1996) gegenwärtig die Methode der Wahl zur Messung von Veränderungen bei zwei Messzeitpunkten zu sein. Dies belegt eine Vielzahl von Arbeiten, die die aufgeführten Kritikpunkte relativierten oder gar als „Mythen“ entlarvten (z. B. Collins, 1996; Rogosa, 1995; Williams & Zimmerman, 1996). Dies gilt z. B. für die Erwartung, dass bei Veränderungsmessungen immer mit dem Phänomen der Regression zur Mitte zu rechnen ist, was nach Rogosa (1995) jedoch nicht der Fall sein muss. Gleiches gilt für die Erwartung, dass Ausgangslevel und Differenzmaß notgedrungen negativ korreliert sind (law of initial value; Lacey & Lacey, 1962; Wilder, 1957). Die Beziehung zwischen Ausgangsstatus und Veränderung kann auch positiv sein (fan spread; Rogosa et al., 1982) und ist vielmehr abhängig vom Zeitpunkt, zu dem die Messung des Ausgangsstatus erfolgt. Differenzmaße scheinen nicht per se unreliabel zu sein, sondern vor allem dann zuverlässig, wenn Veränderungen tatsächlich vorhanden sind (Rogosa, 1995).

Die aufgrund von Bedenken gegenüber den einfachen Differenzmaßen entwickelten residualisierten Veränderungsscores (residualized change scores; Cronbach & Furby, 1970; Embretson, 1987) sind mittlerweile selbst in die Kritik geraten. Hierbei wird aus dem Ausgangswert zum ersten Messzeitpunkt regressionsanalytisch der Status des zweiten Messzeitpunkts vorhergesagt und die Abweichung vom tatsächlich gemessenen Status zu T2 berechnet. Gegen diese Methode spricht u. a., dass diese residualisierten Veränderungsindikatoren schwer nachvollziehbar sind (Nunnally, 1982; Rogosa, 1995).

Da im längsschnittlichen Datensatz von Studie 2 zwei Messzeitpunkte vorliegen, stellen Differenzscores dem dargestellten Stand der Diskussion zufolge die günstigsten Veränderungsindikatoren dar (z. B. Gottman, 1995; Rogosa, 1995). Daher wird für jede Person ein Differenzscore pro Konstrukt und Subdimension gebildet, der die individuellen Veränderun-

gen in Richtung und Ausmaß wiedergibt. Zur Bildung dieser Differenzmaße werden die T-transformierten Werte des ersten Messzeitpunkts von den an T1 standardisierten Werten des zweiten Messzeitpunkts subtrahiert ($\Delta T2-T1$). Zudem werden sie auf ein Einjahresintervall normiert (d. h. durch die Zeit zwischen T1 und T2 dividiert), um den individuellen Abstand zwischen den Erhebungen zu kontrollieren.

Auf der Basis dieser kontinuierlichen Veränderungsindikatoren werden zusätzlich kategoriale Veränderungsvariablen gebildet, die dann in den Analysen verwendet werden, wenn nur geringfügige längsschnittliche Veränderungen vorliegen. Bei einer hohen zeitlichen Stabilität (d. h. Positionsstabilität) mit wenigen intraindividuellen Veränderungen muss nach Rogosa (1995) damit gerechnet werden, dass einfache Differenzscores nur wenig reliabel sind. Merkmale können über die Zeit hinweg geringfügigen Schwankungen unterliegen (random fluctuation; Nesselroade, 1991), die keine validen Veränderungen im eigentlichen Sinne darstellen, sodass Differenzscores in solchen Situationen primär Spontanschwankungen und wenig bedeutsame Veränderungen erfassen. Zur Kontrolle solcher Schwankungen werden unterschiedliche Methoden vorgeschlagen. Eine Möglichkeit ist das Erstellen eines kritischen Intervalls, das wie ein klassisches Konfidenzintervall um den individuellen Messwert gelegt wird (vgl. Lienert, 1989). Von Nachteil ist hierbei, dass dieses Intervall sehr groß ist und geringe, aber durchaus relevante Veränderungen als Stabilität klassifiziert. Zwar haben z. B. Ressourcen im Alter ein gewaltiges Veränderungspotential, allerdings scheint der vorliegende Zeitraum von 12 Monaten für die Ermittlung großer Veränderungen relativ kurz, was die hohen Test-Retest-Stabilitäten bereits andeuteten. Aus diesem Grunde wurde die Methode des Konfidenzintervalls als zu streng verworfen. Eine andere Art der Kategorisierung wandten Schaie, Willis und O'Hanlon (1994) an. Sie nutzten einen Standardmessfehler der Ausgangsleistung als kritischen Wert, um kognitive Veränderungen über sieben Jahre hinweg zu klassifizieren. Während der Standardmessfehler als relativ schwaches Kriterium kritisiert wurde, verwendeten Holahan und Kollegen (1999) eine halbe Standardabweichung als kritische Marke zur Ermittlung von Veränderungen über zehn Jahre. Allerdings schien dieses Kriterium für den relativ kurzen Untersuchungszeitraum wiederum zu stark. Zur Ermittlung der Veränderungen in Studie 2 wird daher ein Kompromiss gewählt und ein Viertel der Standardabweichung ($1/4 SD$) der Ausgangsleistung als Kriterium verwendet. Zwar mag dieses Kriterium schwach erscheinen, allerdings ist es im Vergleich zu den sonst üblichen Werten (z. B. $1 SE$ über 7 Jahre bzw. $0.5 SD$ über 10 Jahre) für den vorliegenden Zeitraum von 12 Monaten relativ stark. Ist also der zeitadjustierte Veränderungsscore größer als $1/4 SD$ des Werts zu T1, so wird dies als bedeutsame Veränderung gewertet und entsprechend ihrer Richtung als Gewinn bzw. Verlust klassifiziert.

Zusammenfassend werden in Studie 2 damit *drei Ansätze der Veränderungsmessung* genutzt:

- (1) Zur Ermittlung der Bedeutung der Ressourcen und SOC-Strategien für Veränderungen der Alterszufriedenheit werden *autokorrelative Modelle* verwendet, um die Effekte der Alterszufriedenheit zu T1 zu kontrollieren.
- (2) Zur Prüfung der Bedeutung der Ressourcenveränderungen werden *zeitadjustierte Differenzmaße* gebildet, die bei ausreichend beobachtbaren Veränderungen als Prädiktoren genutzt werden sollen.
- (3) Sollten längsschnittliche Veränderungen nur in sehr geringem Umfang vorliegen, so werden *kategoriale Veränderungsindikatoren* verwendet.

5.1.4.2 Methodische Anmerkungen zur Untersuchung von Extremgruppen

Bortz (1993) betrachtet Extremgruppenuntersuchungen als quasiexperimentelle Designs, die zur Gewinnung deskriptiver Resultate genutzt werden sollten. Falls dennoch eine Hypothesenprüfung angestrebt wird, rät Bortz zur Verwendung nonparametrischer Verfahren. Insbesondere verweist er auf die Gefahr von verzerrten Interrelationen, wenn bei der Bestimmung von Zusammenhängen Variablen mit extremen Ausprägungen verwendet werden. Grund hierfür ist die eingeschränkte Varianz innerhalb der jeweiligen Extremgruppe sowie eine vergrößerte Varianz in der Gesamtstichprobe, da die mittleren Ausprägungen der Variablen (hier: Ressourcen) fehlen. Letzteres kann zur Überschätzung von Zusammenhängen und zu progressiven Entscheidungen führen. Gleichzeitig sei auf Überlegungen von McClelland und Judd (1993) zur Prüfung von Interaktionseffekten verwiesen, die bereits in Studie 1 angesprochen wurden. Sie argumentieren, dass der Nachweis von Interaktionen in Feldstudien im Gegensatz zu experimentellen Designs aufgrund der in der Regel normalverteilten Prädiktoren, die zu einer reduzierten Teststärke in Bezug auf den Interaktionsterm führen, schwierig ist. Sie empfehlen daher u. a. die Berücksichtigung extremer Fälle. Dieses Vorgehen verfälsche die Parameterschätzung nicht, jedoch würden kleinere Standardfehler und Konfidenzintervalle den statistischen Nachweis der Interaktion unterstützen. Allerdings sei bei diesem Verfahren mit einer starken Inflation der Varianzschätzung zu rechnen.

Nach Abwägung dieser Überlegungen fiel die Entscheidung auf das von Bortz empfohlene konservativere Vorgehen. Obwohl die Nutzung des von McClelland und Judd vorgeschlagenen Verfahrens den Nachweis der postulierten Interaktionen unterstützt hätte, ist dieses Vorgehen umstritten und eher selten in Veröffentlichungen zu finden. Die Auswertung der Studie 2 orientiert sich somit an einem experimentellen Zweigruppendedesign. Die Analysen nehmen folglich primär auf die Ressourcengruppe statt auf die kontinuierlichen Angaben zum Ressourcenstatus Bezug. Die Befunde werden, wenn möglich, nonparametrisch abgesichert.

5.2 Studie 2: Ergebnisse

Im Mittelpunkt der Studie 2 stand die Frage, ob die in Studie 1 ermittelten querschnittlichen Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC-Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit für ressourcenarme und ressourcenreiche Personen nachgewiesen werden können und über die Zeit hinweg Bestand haben. Um einen Überblick über das Datenmaterial des längsschnittlichen Zweigruppendedesigns der Studie 2 zu ermöglichen, beginnt die Darstellung der Ergebnisse im *ersten Abschnitt* mit deskriptiven Informationen zu Gruppenunterschieden im Ressourcenstatus, in der Nutzung der SOC-Strategien sowie in der Höhe des Wohlbefindens zu beiden Messzeitpunkten. Im *zweiten Abschnitt* folgt die Untersuchung der zentralen Fragestellung nach der Bedeutung des Zusammenspiels von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien für die längsschnittliche Vorhersage der Alterszufriedenheit (*Hypothesen 3a–3c*). Ob das Zusammenwirken von Ressourcen und SOC-Strategien auch längsschnittliche Veränderungen der Alterszufriedenheit vorhersagen kann, wird danach geprüft (*Hypothesen 4a–4c*). Im *dritten Abschnitt* wird schließlich der Frage nachgegangen, ob Ressourcen längsschnittliche Veränderungen aufweisen. Der Fokus liegt dabei auf der Bedeutung von Ressourcenverlusten für die Alterszufriedenheit und der Frage, ob die SOC-Strategien die Effekte solcher Ressourcenverluste abfedern können (*Hypothesen 5a–5b*).

In Anbetracht der geringen Stichprobengröße wurde für die folgenden Analysen zur Ermittlung von Mittelwertsunterschieden ein Alpha-Niveau von $p = .05$ gewählt. Obwohl die geringe Stichprobengröße die Wahl eines weniger konservativen Signifikanzniveaus zur Prüfung der sich anschließenden Zusammenhangshypothesen nahelegte (vgl. Cohen, 1977), wurde angesichts des Risikos, aufgrund der im Vergleich zur Normalpopulation maximierten Varianz in der Extremstichprobe progressive Entscheidungen zu treffen, dieses Alpha-Niveau auch für alle weiteren Analysen beibehalten.

5.2.1 Vergleich von Ressourcenarmen und Ressourcenreichen: Wie stark divergiert der Ressourcenstatus und existieren Unterschiede für SOC und Wohlbefinden?

Entsprechend dem vorliegenden längsschnittlichen Zweigruppendedesign ist das Ziel dieses ersten Abschnitts die Darstellung von Mittelwertsunterschieden zwischen den beiden Designgruppen, den Ressourcenarmen und den Ressourcenreichen, zur Klärung der grundlegenden Charakteristika des Datensatzes. Dabei wurden das Ausmaß der Unterschiedlichkeit der Gruppen bezüglich ihres Ressourcenstatus sowie Unterschiede in der Nutzung der SOC-Strategien und im Wohlbefinden zu beiden Messzeitpunkten geprüft.

5.2.1.1 Varianzanalytische Prüfung von Mittelwertsunterschieden zwischen ressourcenarmen und ressourcenreichen Personen

5.2.1.1.1 Ressourcen

Zu Beginn wurde der Frage nachgegangen, wie stark der Ressourcenstatus zwischen der ressourcenarmen und der ressourcenreichen Subgruppe divergierte. Gleichzeitig wurde untersucht, ob sich der Ressourcenhaushalt über den relativ kurzen Zeitraum von einem Jahr statistisch bedeutsam verändert hatte. Ausgehend von der hohen zeitlichen Stabilität der Ressourcen, die die Korrelationen zwischen den beiden Messzeitpunkten verdeutlichten (zwischen $r = .85$ und $r = .94$; vgl. Abschnitt 5.1.3.2), schienen Veränderungen – zumindest auf Mittelwertsebene – allerdings eher unwahrscheinlich. Zudem wurde untersucht, ob differentielle Ressourcenveränderungen in den Gruppen der Ressourcenarmen und Ressourcenreichen zu beobachten waren. Einen Überblick über die Ressourcen beider Gruppen bietet Tabelle 38.

Tabelle 38. Mittelwerte und Standardabweichungen der Ressourcendimensionen zu T1 (T-Werte) und T2 (an T1 standardisiert) getrennt nach Ressourcengruppe (je $n = 21$)

Dimensionen	Ressourcenarm				Ressourcenreich			
	T1		T2		T1		T2	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Demographische Ressourcen	43.92	5.72	43.92	5.72	56.08	9.72	56.08	9.72
Kognitive Ressourcen	42.86	6.69	42.60	7.69	57.14	7.28	55.51	7.42
Gesundheitliche Ressourcen	42.99	9.50	44.58	10.35	57.01	3.41	56.95	4.69
Soziale Ressourcen	46.82	9.82	49.24	10.87	53.18	9.34	55.85	10.41
Gesamtressourcen	42.04	6.52	43.36	7.26	57.96	5.43	58.24	6.26

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung.

Zur Prüfung der Größe der Unterschiedlichkeit der Ressourcengruppen und der längsschnittlichen Veränderungen der Gruppenmittelwerte wurden aufgrund der vorgenommenen Standardisierung nach Ressourcendimensionen getrennte Analysen durchgeführt. Da die demographischen Ressourcen zu beiden Messzeitpunkten identisch waren, wurde zur Bestimmung der Mittelwertsdifferenzen zwischen Ressourcenarmen und Ressourcenreichen ein T-Test für unabhängige Stichproben durchgeführt. Die *demographischen Ressourcen* waren bei den Ressourcenreichen über eine Standardabweichung höher als bei den Ressourcenarmen (lo Res: $M = 43.92$, $SD = 9.72$; hi Res: $M = 56.08$, $SD = 5.72$; $t_{(32)} = 4.94$, $p < .001$).⁶³

⁶³ Die Variable demographische Ressourcen war nicht normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 2.01$, $p < .01$). Da die Gruppen mit je $n = 21$ zu gering waren, um von der Robustheit der Analyse auszugehen (vgl. Hatcher & Stepanski, 1999), wurde zur Absicherung als nonparametrischer Test ein Mann-Whitney U-Test durchgeführt, der die Resultate bestätigt ($U = 60.5$, $z = -4.03$, $p < .001$).

Für die weiteren Ressourcendimensionen wurden getrennte Varianzanalysen mit Messwiederholung (mixed-design ANOVA) durchgeführt. Hierbei dienten kognitive, gesundheitliche und soziale Ressourcen (T1 und T2) jeweils als abhängige (Within-subject-Faktor: Messzeitpunkt), die Ressourcengruppe als unabhängige Variable (Between-subject-Faktor).

Die Varianzanalysen ergaben, dass sich die beiden Ressourcengruppen, wie aufgrund des Designs zu erwarten, in allen untersuchten Ressourcendimensionen deutlich voneinander unterschieden. Die *kognitiven Ressourcen* divergierten stark zwischen ressourcenarmen und ressourcenreichen Personen. Der Faktor Ressourcengruppe war signifikant ($F_{(1,40)} = 42.75, p < .001$; vgl. Tabelle 39). Die Effektstärke war mit einem partiellen $\eta^2 = .52$ relativ groß (vgl. Bortz, 1993). Der Haupteffekt Messzeitpunkt war hingegen nicht signifikant ($F_{(1,40)} = 1.23, p > .20, \eta^2 = .03$). Die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkt war ebenfalls nicht signifikant ($F_{(1,40)} = .65, p > .40, \eta^2 = .02$), was verdeutlichte, dass sich die Ressourcengruppen zu beiden Messzeitpunkten in gleicher Weise unterschieden.⁶⁴ Die Ressourcenreichen verfügten zu T1 und T2 über um mehr als eine Standardabweichung höhere kognitive Ressourcen als die Ressourcenarmen (T1: lo Res: $M = 42.86, SD = 6.69$; hi Res: $M = 57.14, SD = 7.28$; T2: lo Res: $M = 42.60, SD = 7.69$; hi Res: $M = 55.51, SD = 7.42$).

Auch die Höhe der *gesundheitlichen Ressourcen* unterschied sich deutlich zwischen den Ressourcengruppen. Der Faktor Ressourcengruppe war signifikant ($F_{(1,40)} = 36.30, p < .001$) und mit einer Effektstärke von $\eta^2 = .48$ in seiner Bedeutung ebenfalls als groß zu bewerten (vgl. Bortz, 1993). Auch hier war der Messzeitpunkt ($F_{(1,40)} = .84, p > .30, \eta^2 = .02$) irrelevant: Auf Gruppenebene bestanden keine bedeutsamen Veränderungen der gesundheitlichen Ressourcen über den Messzeitraum. Die Interaktion Ressourcengruppe \times Messzeitpunkt ($F_{(1,40)} = .98, p > .30, \eta^2 = .02$) war ebenfalls nicht signifikant.⁶⁵ Die Gruppe der Ressourcenreichen besaß zu beiden Messzeitpunkten deutlich ($> 1 SD$) mehr gesundheitliche Ressourcen als die der Ressourcenarmen (T1: lo Res: $M = 42.99, SD = 9.50$; hi Res: $M = 57.01, SD = 3.41$; T2: lo Res: $M = 44.58, SD = 10.35$; hi Res: $M = 56.95, SD = 4.69$; vgl. Tabelle 39).

Bei der Untersuchung der *sozialen Ressourcen* auf Mittelwertsdifferenzen zwischen den Ressourcengruppen und Messzeitpunkten wurden zwei Haupteffekte deutlich. Der Faktor

⁶⁴ Die geforderte Voraussetzung der Normalverteilung war für die kognitiven Ressourcen nicht gegeben (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 2.47, p < .001$; T2: $z = 2.32, p < .001$). Allerdings bestanden homogene Varianzen zwischen beiden Gruppen (Box's $M = .60, p > .90$). Die zur Absicherung durchgeführten Mann-Whitney-U-Tests bestätigten die ermittelten Gruppendifferenzen (T1: $U = 35.0, z = -4.67, p < .001$; T2: $U = 48.00, z = -4.34, p < .001$).

⁶⁵ Auch für die gesundheitlichen Ressourcen lag keine Normalverteilung vor (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 2.47, p < .001$; T2: $z = 1.85, p < .01$). Die Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen war ebenfalls nicht gegeben (Box's $M = 22.01, p < .001$). Zur Absicherung durchgeführte Mann-Whitney-U-Tests bestätigten die ermittelten Gruppendifferenzen (T1: $U = 38.5, z = -4.59, p < .001$; T2: $U = 60.5, z = -4.03, p < .001$).

Tabelle 39. *Ergebnisse getrennter Varianzanalysen mit Messwiederholung zum Ressourcenstatus: Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcengruppe und des Messzeitpunkts (N = 42)*

Ressourcendimension und Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2
<i>Kognitive Ressourcen</i>				
Ressourcengruppe	42.75	1, 40	.00	.52
Messzeitpunkt	1.23	1, 40	.28	.03
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.65	1, 40	.42	.02
<i>Gesundheitliche Ressourcen</i>				
Ressourcengruppe	36.30	1, 40	.00	.48
Messzeitpunkt	.84	1, 40	.36	.02
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.98	1, 40	.33	.02
<i>Soziale Ressourcen</i>				
Ressourcengruppe	4.72	1, 40	.04	.11
Messzeitpunkt	7.54	1, 40	.009	.16
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.02	1, 40	.90	.00
<i>Gesamtressourcen</i>				
Ressourcengruppe	65.54	1, 40	.00	.62
Messzeitpunkt	2.24	1, 40	.14	.05
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.93	1, 40	.34	.02

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Ressourcengruppe war signifikant ($F_{(1, 40)} = 4.72, p < .05$), fiel aber mit einem Effekt von $\eta^2 = .11$ im Vergleich zu den kognitiven und gesundheitlichen Ressourcen bedeutend kleiner aus. Die beiden Gruppen schienen sich damit in ihren sozialen Ressourcen weniger stark zu unterscheiden. Gleichzeitig war der Faktor Messzeitpunkt signifikant ($F_{(1, 40)} = 7.54, p < .01, \eta^2 = .16$), was auf eine Veränderung der sozialen Ressourcen über die Zeit hinwies. Die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkt war hingegen nicht signifikant ($F_{(1, 40)} = 0.02, p > .80, \eta^2 = .00$; vgl. Tabelle 39).⁶⁶ Die Gruppe der Ressourcenreichen verfügte zu beiden Messzeitpunkten über signifikant mehr soziale Ressourcen (T1: lo Res: $M = 46.82, SD = 9.82$; hi Res: $M = 53.18, SD = 9.34$; T2: lo Res: $M = 49.24, SD = 10.87$; hi Res: $M = 55.85, SD = 10.41$). Zudem zeigten beide Ressourcengruppen einen Zuwachs der sozialen Ressourcen.

Abschließend wurde auch der zusammenfassende Ressourcenindikator (d. h. das unit-weighted composite) der Prüfung auf Mittelwertsunterschiede zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkten unterzogen. Für den Faktor Ressourcengruppe lag mit $\eta^2 = .62$ erwartungsgemäß ein starker Effekt vor ($F_{(1, 40)} = 65.54, p < .001$). Der Faktor Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)}$)

⁶⁶ Eine Normalverteilung war für die Variablen der sozialen Ressourcen nur zum zweiten Messzeitpunkt gegeben (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 1.70, p < .01$; T2: $z = 1.23, p > .10$). Die zum ersten Messzeitpunkt bestehende Abweichung war allerdings eher gering. Nach Bortz (1993) sind die Ergebnisse von Varianzanalysen bei gleicher Gruppengröße bei geringen Voraussetzungsverletzungen robust. Die Varianz-Kovarianz-Matrizen waren homogen (Box's $M = 2.26, p > .50$).

= 2.24, $p > .10$, $\eta^2 = .05$) und die Interaktion Ressourcengruppe \times Messzeitpunkt waren nicht signifikant ($F_{(1, 40)} = .93$, $p > .30$, $\eta^2 = .02$; vgl. Tabelle 39).⁶⁷ Die Ressourcenreichen besaßen zu beiden Messzeitpunkten insgesamt mehr Ressourcen als die Ressourcenarmen (T1: lo Res: $M = 42.04$, $SD = 6.52$; hi Res: $M = 57.96$, $SD = 5.43$; T2: lo Res: $M = 43.36$, $SD = 7.26$; hi Res: $M = 58.24$, $SD = 6.26$). Die Differenz betrug anderthalb Standardabweichungen. Zusammenfassend wies damit die ressourcenreiche Designgruppe auf allen Dimensionen einen höheren Ressourcenstatus als die ressourcenarme Gruppe. Eine zeitliche Veränderung bestand ausschließlich für die sozialen Ressourcen: Sie nahmen in beiden Gruppen über die Zeit zu.

5.2.1.1.2 Strategien des Lebensmanagements (SOC)

Ob die beiden Gruppen auch in der Nutzung der SOC-Lebensmanagementstrategien divergierten, wurde anschließend untersucht. Gleichzeitig wurde überprüft, ob Veränderungen zwischen den Messzeitpunkten bestanden und differentielle Veränderungen bei Ressourcenarmen und Ressourcenreichen zu beobachten waren (vgl. Tabelle 40).

Tabelle 40. Mittelwerte und Standardabweichungen der SOC-Strategien zu T1 (T-Werte) und T2 (an T1 standardisiert) getrennt nach Ressourcengruppe (je $n = 21$)

Subskala	Ressourcenarm				Ressourcenreich			
	T1		T2		T1		T2	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Elektive Selektion	49.20	10.95	47.41	8.06	50.80	9.15	50.65	7.30
Verlustbasierte Selektion	45.42	8.62	46.05	10.14	54.58	9.30	53.74	12.30
Optimierung	46.71	10.46	51.15	9.26	53.29	8.53	56.57	8.71
Kompensation	48.16	10.15	47.31	10.99	51.84	9.74	52.49	9.84
Gesamt-SOC	46.70	10.41	47.47	9.20	53.30	8.59	54.20	9.46

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung.

Auch hier wurden aufgrund der Standardisierung getrennte Varianzanalysen mit Messwiederholung (mixed-design ANOVA) zur Testung auf Mittelwertsunterschiede durchgeführt. Die SOC-Subskalen dienten als abhängige (Within-subject-Faktor: Messzeitpunkt) und die Ressourcengruppe als unabhängige Variable (Between-subject-Faktor).

Die SOC-Strategie *elektive Selektion* unterschied sich in ihrer Nutzung weder zwischen den Ressourcengruppen ($F_{(1, 40)} = .99$, $p > .30$, $\eta^2 = .02$) noch zwischen den Messzeitpunkten

⁶⁷ Die zusammenfassenden Ressourcencomposites waren nicht normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 3.24$, $p < .001$; T2: $z = 2.47$, $p < .001$). Es lagen homogene Varianzen vor (Box's $M = 2.26$, $p > .80$). U-Tests bestätigten die Befunde (T1: $U = 0.0$, $z = -5.55$, $p < .001$; T2: $U = 22.0$, $z = -4.99$, $p < .001$).

Tabelle 41. *Ergebnisse getrennter Varianzanalysen mit Messwiederholung zur SOC-Nutzung: Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcengruppe und des Messzeitpunkts (N = 42)*

SOC-Subskala und Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2
<i>Elektive Selektion</i>				
Ressourcengruppe	.99	1, 40	.33	.02
Messzeitpunkt	.54	1, 40	.47	.01
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.39	1, 40	.54	.01
<i>Verlustbasierte Selektion</i>				
Ressourcengruppe	9.27	1, 40	.004	.19
Messzeitpunkt	.01	1, 40	.94	.00
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.24	1, 40	.63	.01
<i>Optimierung</i>				
Ressourcengruppe	5.23	1, 40	.03	.12
Messzeitpunkt	11.37	1, 40	.002	.22
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.26	1, 40	.62	.01
<i>Kompensation</i>				
Ressourcengruppe	2.33	1, 40	.14	.06
Messzeitpunkt	.01	1, 40	.94	.00
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.38	1, 40	.54	.01
<i>Gesamt-SOC</i>				
Ressourcengruppe	5.84	1, 40	.02	.13
Messzeitpunkt	.81	1, 40	.37	.02
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.00	1, 40	.95	.00

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

($F_{(1, 40)} = .54, p > .40, \eta^2 = .01$). Die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkt war ebenfalls nicht signifikant ($F_{(1, 40)} = .39, p > .50, \eta^2 = .01$; Tabelle 41).⁶⁸

Für die *verlustbasierte Selektion* bestand ein Haupteffekt für Ressourcengruppe ($F_{(1, 40)} = 9.27, p < .01, \eta^2 = .19$; Tabelle 41). Der Faktor Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .01, p > .90, \eta^2 = .00$) und die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .24, p > .60, \eta^2 = .01$) waren nicht signifikant.⁶⁹ Die Ressourcenreichen nutzen die verlustbasierte Selektion zu beiden Messzeitpunkten bedeutend häufiger (T1: lo Res: $M = 45.42, SD = 8.62$; hi Res: $M = 54.58, SD = 9.30$; T2: lo Res: $M = 46.05, SD = 10.14$; hi Res: $M = 53.74, SD = 12.30$).

Für die Strategie *Optimierung* wurde ein signifikanter Haupteffekt für Ressourcengruppe ($F_{(1, 40)} = 5.23, p < .05, \eta^2 = .12$) sowie für Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = 11.37, p < .01$,

⁶⁸ Die Voraussetzung der Normalverteilung war für beide Messzeitpunkte gegeben (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = .46, p > .90$; T2: $z = .46, p > .90$). Zudem waren die Varianz-Kovarianz-Matrizen homogen (Box's $M = 1.16, p > .70$).

⁶⁹ Die verlustbasierte Selektion war zu beiden Messzeitpunkten nicht normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 1.4, p = .04$; T2: $z = 1.2, p = .10$). Diese geringfügigen Abweichungen waren jedoch vernachlässigbar (vgl. Tabachnik & Fidell, 1989). Die als zweite Voraussetzung notwendige Varianzhomogenität zwischen den Gruppen war gegeben (Box's $M = 2.86, p > .40$).

$\eta^2 = .22$) ermittelt. Die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Messzeitpunkt war nicht signifikant ($F_{(1, 40)} = .26, p > .60, \eta^2 = .01$; vgl. Tabelle 41).⁷⁰ Personen mit höherem Ressourcenstatus wiesen eine signifikant häufigere Nutzung der Optimierung auf (T1: lo Res: $M = 46.71, SD = 10.46$; hi Res: $M = 53.29, SD = 8.53$; T2: lo Res: $M = 51.15, SD = 9.26$; hi Res: $M = 56.57, SD = 8.71$). Optimierung nahm in beiden Gruppen über die Zeit hinweg zu.

Für *Kompensation* bestanden keine Mittelwertsdifferenzen (vgl. Tabelle 41). Weder der Faktor Ressourcengruppe ($F_{(1, 40)} = 2.33, p > .10, \eta^2 = .06$), der Faktor Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .01, p > .90, \eta^2 = .00$) noch die Interaktion ($F_{(1, 40)} = .38, p > .50, \eta^2 = .01$) waren signifikant.⁷¹

Abschließend wurde der zusammenfassende SOC-Indikator untersucht. Der Faktor Ressourcengruppe war signifikant ($F_{(1, 40)} = 5.84, p < .05, \eta^2 = .13$). Der Faktor Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .81, p > .30, \eta^2 = .02$) und die Interaktion Ressourcengruppe \times Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .00, p > .90, \eta^2 = .00$) waren hingegen ohne statistische Bedeutung (vgl. Tabelle 41).⁷² Die Ressourcenreichen verwendeten zu beiden Messzeitpunkten insgesamt mehr SOC-Strategien als die Ressourcenarmen (T1: lo Res: $M = 46.70, SD = 10.41$; hi Res: $M = 53.30, SD = 8.59$; T2: lo Res: $M = 47.47, SD = 9.20$; hi Res: $M = 54.20, SD = 9.46$). Zusammenfassend nutzten die Ressourcenreichen damit die SOC-Strategien insgesamt und besonders verlustbasierte Selektion und Optimierung häufiger. Optimierung nahm in beiden Gruppen über die Zeit zu.

5.2.1.1.3 Alterszufriedenheit

Ob sich die beiden Ressourcengruppen in ihrer Alterszufriedenheit unterschieden und ob Mittelwertsveränderungen über die Zeit vorlagen, wurde mit einer Varianzanalyse mit Messwiederholung untersucht (mixed-design ANOVA; Within-subject-Faktor: Messzeitpunkt, Between-subject-Faktor: Ressourcengruppe). Es bestand ein Haupteffekt für Ressourcengruppe ($F_{(1, 40)} = 15.85, p < .001$; vgl. Tabelle 42), dessen Effektstärke mit $\eta^2 = .28$ von mittlerer Größe war. Der Faktor Messzeitpunkt ($F_{(1, 40)} = .00, p > .90, \eta^2 = .00$) sowie die Interaktion Ressourcengruppe \times Messzeitpunkt waren nicht signifikant ($F_{(1, 40)} = .76, p > .30, \eta^2 = .02$).⁷³

⁷⁰ Beide Optimierungsindikatoren waren normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = .93, p > .30$; T2: $z = 1.08, p > .15$). Die Varianz-Kovarianz-Matrizen waren homogen (Box's $M = 2.60, p > .40$).

⁷¹ Beide Kompensationsvariablen waren normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = .46, p > .90$; T2: $z = .77, p > .50$). Die Varianz-Kovarianz-Matrizen waren homogen (Box's $M = 1.61, p > .60$).

⁷² Die Verteilungen der Gesamt-SOC-Indikatoren waren annähernd normal bzw. wichen nur geringfügig von der Normalverteilung ab (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 1.08, p > .15$; T2: $z = 1.39, p = .04$; Tabachnik & Fidell, 1989). Die Varianz-Kovarianz-Matrizen waren homogen (Box's $M = 1.74, p > .60$).

⁷³ Alterszufriedenheit war zu T1 und T2 nicht normalverteilt, allerdings waren diese Abweichungen aufgrund ihrer geringen Ausprägung vernachlässigbar (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; T1: $z = 1.70, p < .01$; T2: $z = 1.39, p < .05$; vgl. Tabachnik & Fidell, 1989). Die Varianz-Kovarianz-Matrizen waren nicht homogen (Box's $M = 14.64, p < .01$). Die zur Absicherung durchgeführten U-Tests nach Mann-Whitney bestätigten die parametrisch gewonnenen Befunde (T1: $U = 75.5, z = -3.67, p < .001$; T2: $U = 116.5, z = -2.63, p < .01$).

Tabelle 42. *Ergebnisse der Varianzanalyse mit Messwiederholung zur Alterszufriedenheit: Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcengruppe und des Messzeitpunkts (N = 42)*

Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2
<i>Haupteffekte</i>				
Ressourcengruppe	15.85	1, 40	.00	.28
Messzeitpunkt	.00	1, 40	.97	.00
<i>Interaktion erster Ordnung</i>				
Ressourcengruppe × Messzeitpunkt	.76	1, 40	.39	.02

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Die Alterszufriedenheit der Ressourcenreichen war zu beiden Messzeitpunkten bedeutend höher (ca. 1 *SD*) als bei den Ressourcenarmen (T1: lo Res: $M = 44.42$, $SD = 10.16$; hi Res: $M = 55.58$, $SD = 6.13$; T2: lo Res: $M = 45.65$, $SD = 12.79$; hi Res: $M = 54.46$, $SD = 6.07$).

5.2.2 Zu den längsschnittlichen Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit (Hypothesen 3a–3c)

5.2.2.1 Korrelative Analyse des Zusammenhangs zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit

Um einen Überblick über die Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit zu erhalten, wurden den zentralen varianzanalytischen Auswertungen korrelative Untersuchungen vorangestellt. Im Mittelpunkt stand vor allem eine deskriptive Prüfung der Trennung der Konstruktgruppen in dieser speziellen Stichprobe. Zudem wurde die Alterszufriedenheit zu T2 berücksichtigt, da ihre Vorhersage später im Zentrum der Analysen steht.

Tabelle 43 verdeutlicht, dass hohe Korrelationen zwischen den Indikatoren eines Konstruktes und geringere Korrelationen zwischen den Indikatoren verschiedener Konstruktgruppen im Sinne von konvergenter und diskriminanter Validität (vgl. Campbell & Fiske, 1959) bestanden. Lediglich die sozialen Ressourcen wiesen eine höhere Relation zur Optimierung ($r = .38$, $p < .05$) als zu den anderen Ressourcen auf ($r = .12$ bis $r = .29$, alle *ns*).

Die Beziehungen der Ressourcen zur Alterszufriedenheit unterschieden sich nur geringfügig zwischen den Messzeitpunkten. Unterschiede deuteten sich bei zwei Korrelationen an, die auf ihre Bedeutsamkeit geprüft wurden. Die Beziehung der gesundheitlichen Ressourcen zur Alterszufriedenheit war zum ersten Messzeitpunkt deutlich höher als zum zweiten Messzeitpunkt (GES, AS zu T1: $r = .76$ vs. zu T2: $r = .54$, $p_s < .01$, $z = 2.37$, $p < .025$).⁷⁴

⁷⁴ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni bei zwei Einzelvergleichen: $p = .05/2 = .025$.

Tabelle 43. *Interrelationen zwischen Ressourcen, SOC, Alterszufriedenheit und Alter (N = 42)*

Dimension	Ressourcen					SOC-Strategien					AS T1	AS T2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1. Demograph. R.	1.00											
2. Kognitive R.	.59**	1.00										
3. Gesundheit. R.	.50**	.57**	1.00									
4. Soziale R.	.12	.29	.26	1.00								
5. Gesamt-RES	.75**	.83**	.79**	.57**	1.00							
6. Elektive S.	.04	.03	-.02	.13	.06	1.00						
7. Verlustb. S.	.27	.36*	.39*	.22	.42**	.32*	1.00					
8. Optimierung	.38*	.30	.22	.38*	.44**	.54**	.58**	1.00				
9. Kompensation	.22	.21	.29	.17	.30*	.43**	.54**	.65**	1.00			
10. Gesamt-SOC	.29	.28	.28	.28	.38	.72**	.77**	.87**	.82**	1.00		
11. AS T1	.44**	.58**	.76**	.31*	.71**	-.05	.30	.34*	.27	.27	1.00	
12. AS T2	.30	.49**	.54**	.52**	.62**	.13	.31*	.43**	.32*	.38*	.65**	1.00
13. Lebensalter	-.42**	-.33*	-.26	-.36*	-.47**	.01	-.12	-.19	-.05	-.11	-.14	-.41**

Anmerkung. AS: Alterszufriedenheit. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ von Null verschieden. Die unterstrichenen Werte wurden auf ihre Unterschiedlichkeit getestet und divergierten spaltenweise mit $p < .025$.

Die Korrelation zwischen sozialen Ressourcen und Alterszufriedenheit schien hingegen zu-
zunehmen, die Differenz war jedoch nach Adjustierung des Alpha-Niveaus nicht signifikant
(SOZ, AS zu T1: $r = .31, p < .05$ vs. zu T2: $r = .52, p < .01, z = -1.76, p = .04, p_{\text{crit}} = .025$).⁷⁵

5.2.2.2 Varianzanalytische Prüfung der Beziehung von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien (T1) zu Alterszufriedenheit (T2)

Im Folgenden wurde untersucht, ob der Ressourcenstatus und die Anwendung der SOC-Strategien zur Höhe der zukünftigen Alterszufriedenheit beitragen. Hierzu wurden die zum ersten Messzeitpunkt erfassten Ressourcen und SOC zur Vorhersage der Alterszufriedenheit zum zweiten Messzeitpunkt genutzt. Dem Zweigruppensdesign folgend wurde eine 2 (ressourcenarm vs. ressourcenreich) \times 2 (geringe vs. starke SOC-Nutzung)⁷⁶ Varianzanalyse mit Alterszufriedenheit (T2) als abhängiger Variable durchgeführt (zweifaktorielle ANOVA).⁷⁷ Die Faktoren Ressourcengruppe ($F_{(1, 38)} = 5.95, p < .05, \eta^2 = .14$) und SOC ($F_{(1, 38)} = 6.01, p < .05, \eta^2 = .14$) waren signifikant. Die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und SOC verfehlte knapp das gewählte Signifikanzniveau ($F_{(1, 38)} = 3.69, p = .06, \eta^2 = .09$; Tabelle 44).⁷⁸

⁷⁵ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni bei zwei Einzelvergleichen: $p = .05/2 = .025$.

⁷⁶ Die kontinuierliche Variable zur SOC-Nutzung wurde anhand eines Mediansplits dichotomisiert.

⁷⁷ Die Prüfung einer Interaktion in einem 2 \times 2 experimentellen Design einer ANOVA entspricht der Testung einer Interaktion im regressionsanalytischen Rahmen (McClelland & Judd, 1993).

⁷⁸ Die Voraussetzung homogener Fehlervarianzen war erfüllt (Bartlett-Box $F_{(3, 2231)} = 2.232; p = .08$).

Tabelle 44. *Ergebnisse der Varianzanalyse zur Vorhersage der Alterszufriedenheit (T2): Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcengruppe und der SOC-Nutzung (beide T1; N = 42)*

Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2
<i>Haupteffekte</i>				
Ressourcengruppe	5.96	1, 38	.02	.14
SOC (lo, hi)	6.01	1, 38	.02	.14
<i>Interaktion erster Ordnung</i>				
Ressourcengruppe × SOC	3.69	1, 38	.06	.09

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Um einschätzen zu können, wie bedeutsam die tendenzielle Interaktion zwischen Ressourcen und SOC für die Vorhersage der Alterszufriedenheit war, wurde die Teststärke bzw. Power der Varianzanalyse für die vorliegende Stichprobengröße berechnet. Hierzu wurde eine Post-hoc-Analyse (F-Test [ANOVA]) mit einem Alpha von .05 durchgeführt. In diese Analyse ging die empirische Effektgröße der Interaktion von $f = .31$ ein, die aus dem partiellen $\eta^2 = .09$ berechnet wurde. Diese stellte gemäß den von Erdfelder, Faul und Buchner (1996) beschriebenen Konventionen eine mittlere Effektgröße dar.⁷⁹ Diese Analyse ergab eine sehr geringe Power (1-Beta) von .51. Für die vorliegende Stichprobengröße hätte der Effekt der Interaktion allerdings eine Effektgröße von $f = .55$ übersteigen müssen, um eine günstige Power von .95 für diese Analyse zu erzielen. In einer anschließenden A-priori-Analyse wurde ermittelt, dass eine Stichprobe von 134 Personen notwendig gewesen wäre, um bei der empirisch ermittelten Effektgröße der Interaktion zwischen Ressourcengruppe und SOC von $f = .31$ eine ideale Power von .95 zu gewährleisten.⁸⁰

Da die Befunde der Power-Analysen nahe legten, dass die tendenzielle Signifikanz der Interaktion zwischen Ressourcen und SOC auf fehlende Teststärke bedingt durch die geringe Stichprobengröße zurückzuführen war, wurden Folgeanalysen durchgeführt. Hinzu kam, dass beim Auftreten einer Interaktion im Rahmen einer Varianzanalyse die Relevanz der Haupteffekte erneut geprüft bzw. revidiert werden muss (vgl. Bortz, 1993; Hatcher & Stepanski, 1999). Sowohl die graphische Analyse als auch die nach Ressourcengruppe bzw. nach SOC-Nutzung getrennten Folgeanalysen verwiesen darauf, die Interaktion trotz tendenzieller Signifikanz zu interpretieren. Die Alterszufriedenheit divergierte nur zwischen zwei der vier

⁷⁹ Für diese Post-hoc-Analyse wurde das Programm G-Power (Erdfelder et al., 1996) genutzt. Verwendet wurde die Prozedur F-Test (ANOVA, Special) mit Groups: 4, Numerator $df = 1$ sowie $\alpha = .05$. Für die $N = 42$ wurde folgende Werte ermittelt: kritisches $F_{(1,38)} = 4.10$, Lambda = 4.15, sowie eine Power von .51.

⁸⁰ Zur A-priori-Berechnung der Stichprobengröße bei der empirisch ermittelten Effektstärke von $f = .31$ wurde ebenfalls G-Power (Erdfelder et al., 1996) verwendet. Ausgewählt wurde die Prozedur F-Test (ANOVA, Special) mit Groups: 4, Numerator $df = 1$ sowie $\alpha = .05$ und Power $(1-\beta) = .95$; Auf Basis dieser Vorgaben wurde folgendes ermittelt: $N = 134$, kritisches $F_{(1,130)} = 3.91$, Lambda = 13.25, aktuelle Power = .95.

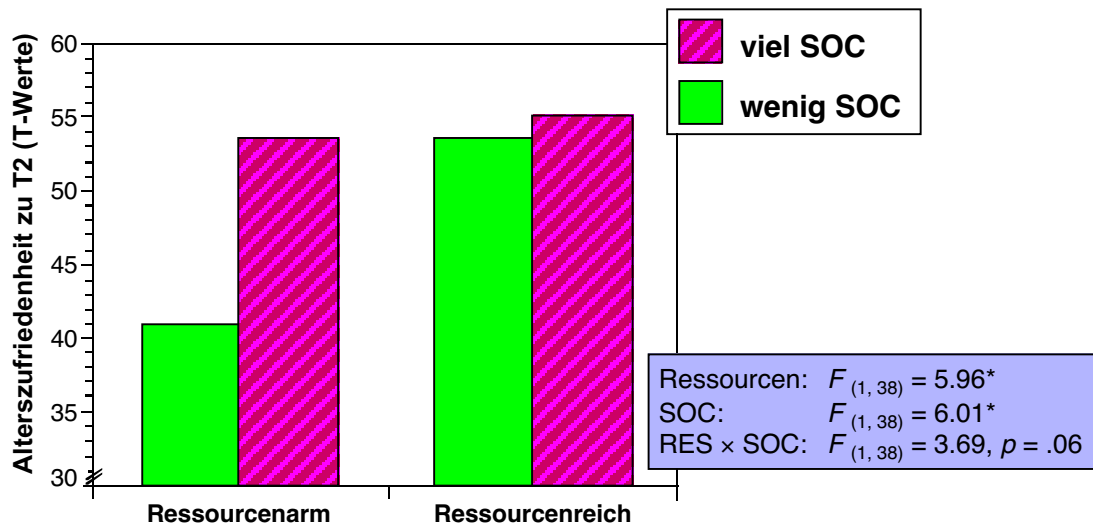


Abbildung 9. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und SOC-Nutzung (T1) hinsichtlich der Alterszufriedenheit zu T2 ($N = 42$).

Faktorkombinationen (vgl. Abbildung 9): So zeigte sich deutlich, dass sich die Alterszufriedenheit der ressourcenarmen Personen zu T2 in Abhängigkeit von ihrer SOC-Nutzung signifikant unterschied. Ressourcenarme, die die SOC-Strategien überdurchschnittlich häufig anwandten, verfügten über eine signifikant höhere Alterszufriedenheit als Ressourcenarme mit geringer SOC-Nutzung (AS zu T2 bei lo SOC: $M = 40.80$, $SD = 11.67$; hi SOC: $M = 53.53$, $SD = 10.90$; $t_{(19)} = -2.49$, $p < .05$). In der Gruppe der Ressourcenreichen bestanden hingegen keine Mittelwertsdifferenzen der Alterszufriedenheit in Abhängigkeit von der SOC-Anwendung (AS zu T2 bei lo SOC: $M = 53.50$, $SD = 6.77$; hi SOC: $M = 55.05$, $SD = 5.80$; $t_{(19)} = -.56$, $p > .50$). Diese Interaktion entsprach in Richtung und Art dem Effekt, der in Studie 1 ermittelt wurde: Vor allen die ressourcenarmen alten Alten hatten dort von den SOC-Strategien profitiert.⁸¹ Gleichzeitig unterschied sich die Alterszufriedenheit nur dann zwischen den Ressourcengruppen, wenn SOC selten angewandt wurde ($t_{(19)} = -2.79$, $p < .05$), sodass auch für Ressourcengruppe kein sog. einfacher Effekt vorlag, der bei der Existenz einer Interaktion anstelle des Haupteffekts zu interpretieren ist (Hatcher & Stepanski, 1999).⁸²

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die in *Hypothese 3a* und *Hypothese 3b* postulierten Haupteffekte der Ressourcen bzw. SOC-Strategien zwar signifikant waren, jedoch

⁸¹ Zusätzliche Analysen, z. B. querschnittliche ANOVAs für T1 bzw. T2, finden sich in den Tabelle B15.

⁸² Die Konvention, varianzanalytisch ermittelte Haupteffekte beim Vorliegen eines Interaktionseffekts erneut zu prüfen, scheint vom Vorgehen bei regressionsanalytisch ermittelten Interaktionen zu divergieren (vgl. Abschnitt 4.2.1.1). Dies ist darin begründet, dass, obwohl beiden Verfahren dasselbe mathematische Modell zugrunde liegt, Haupteffekte in der Varianzanalyse einen einfachen (simple) Varianzanteil erklären, während in Regressionsanalysen nur dann von Haupteffekten gesprochen wird, wenn sie einen von den anderen Prädiktoren und der Interaktion unabhängigen (uniquen) Varianzanteil erklären. Daher können bei Regressionen zwei Haupteffekte *und* ihre Interaktion bei Signifikanz interpretiert werden (vgl. Jaccard et al., 1990).

aufgrund der Folgeanalysen nicht angenommen werden konnten. Die bei varianzanalytisch ermittelten Interaktionen erneute Prüfung der Haupteffekte (Bortz, 1993; Hatcher & Stepanski, 1999) zeigte, dass der Effekt der Ressourcen sowie der SOC-Strategien nicht global, sondern nur in Abhängigkeit vom jeweils anderen Faktor interpretiert werden konnte. Dies entsprach *Hypothese 3c*, die eine Interaktion zwischen Ressourcen und SOC-Strategien postulierte.⁸³ Der positive Effekt der SOC-Strategien auf die zukünftige Alterszufriedenheit war in der Gruppe der Ressourcenarmen bedeutend stärker als in der Gruppe der Ressourcenreichen. Personen, die nur über wenige Ressourcen verfügten, diese aber optimal durch eine häufige Nutzung der SOC-Strategien einsetzten, waren ein Jahr später beinahe genauso zufrieden mit ihrem Alter wie Personen mit umfangreichem Ressourcenstatus. Dieser protektiv-stabilisierende Effekt der SOC-Strategien ist vor allem in seiner Höhe erstaunlich. Die negativen Auswirkungen eingeschränkter Ressourcen können damit – zumindest hinsichtlich der Alterszufriedenheit – durch die Lebensmanagementstrategien aufgehoben werden.

5.2.2.2.1 Folgeanalysen: Zur Rolle der einzelnen SOC-Strategien

Neben der Bedeutung von Ressourcen und Gesamt-SOC für die längsschnittliche Vorhersage der Alterszufriedenheit wurde auch der Rolle der einzelnen SOC-Strategien nachgegangen.⁸⁴ Zur Prüfung des Zusammenspiels der SOC-Strategien mit dem Ressourcenstatus wurden getrennte 2 (ressourcenarm vs. ressourcenreich) \times 2 (geringe vs. hohe SOC-Nutzung) Varianzanalysen (ANOVAs) durchgeführt. Die jeweilige SOC-Strategie und die Ressourcengruppenzugehörigkeit zum ersten Messzeitpunkt dienten als unabhängige, Alterszufriedenheit zum zweiten Messzeitpunkt als abhängige Variable.

Die Analyse zur Prüfung der Rolle der *elektiven Selektion* ermittelte einen Haupteffekt der Ressourcengruppe ($F_{(1,38)} = 7.95, p < .01, \eta^2 = .17$; vgl. Tabelle B16 im Appendix B). Der Haupteffekt der elektiven Selektion ($F_{(1,38)} = .44, p > .50, \eta^2 = .01$) sowie die Interaktion ($F_{(1,38)} = .00, p > .90, \eta^2 = .00$) waren nicht signifikant und damit nicht bedeutsam.⁸⁵

⁸³ Aufgrund der geratenen Vorsicht bei der Verwendung von Extremgruppendesigns in der Hypothesenprüfung wurde schließlich auf Empfehlung von Bortz (1993) eine nonparametrische 2 \times 2 Rangvarianzanalyse nach Hildebrand (1980) als Kontrollanalyse durchgeführt. Verwendet wurde das Programm von Kubinger (1986). Hierbei zeigten sich signifikante Haupteffekte für Ressourcen ($H_{(1)} = 5.77, p < .05$) und für SOC ($H_{(1)} = 7.41, p < .001$) sowie eine ebenfalls marginal signifikante Interaktion zwischen Ressourcen und SOC ($H_{(1)} = 3.48, p = .06$). Die Ergebnisse decken sich mit den varianzanalytischen Ergebnissen und unterstützen diese.

⁸⁴ Analog zur bisherigen Auswertungsstrategie wurden die Ressourcendimensionen im Gegensatz dazu nicht getrennt untersucht: Um eine optimale Beschreibung des Zusammenwirkens spezifischer Ressourcendimensionen und SOC leisten zu können, wäre eine bereichsspezifische Erhebung der SOC-Strategien notwendig gewesen, die jedoch nicht zur Verfügung stand (vgl. Abschnitt 4.1.3.2.1).

⁸⁵ Die Voraussetzung homogener Fehlervarianzen war nicht gegeben (Bartlett-Box $F_{(3,2207)} = 3.32, p = .02$), allerdings sind Varianzanalysen in der Regel diesbezüglich recht robust. Kritischer ist die z. T. recht geringe Zellgröße (lo RES, lo ELS: $n = 7$; lo RES, hi ELS: $n = 14$; hi RES, lo ELS: $n = 10$; hi RES, hi ELS: $n = 11$).

In der Varianzanalyse zur Ermittlung der Bedeutung der *verlustbasierten Selektion* lag ebenfalls ein signifikanter Haupteffekt des Faktors Ressourcengruppe vor ($F_{(1, 38)} = 5.06, p < .05, \eta^2 = .12$; vgl. Tabelle B17, Appendix B). Der Haupteffekt der verlustbasierten Selektion ($F_{(1, 38)} = 1.39, p > .20, \eta^2 = .04$) und die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und verlustbasierter Selektion ($F_{(1, 38)} = 1.05, p > .30, \eta^2 = .03$) waren hingegen ohne Relevanz.⁸⁶

Die Resultate der univariaten Varianzanalyse zur Prüfung des Effekts der *Optimierung* unterschieden sich von den Ergebnissen der Analysen der Selektionsprozesse. Der Faktor Ressourcengruppe ($F_{(1, 38)} = 6.33, p < .05, \eta^2 = .14$) sowie der Faktor Optimierung ($F_{(1, 38)} = 9.16, p < .01, \eta^2 = .19$) waren signifikant. Zudem existierte eine Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Optimierung ($F_{(1, 38)} = 5.74, p < .05$).⁸⁷ Die Effekte von $\eta^2 = .13$ bis $\eta^2 = .19$ waren von mittlerer Stärke und höher als in den anderen Analysen (vgl. Tabelle 45).

Tabelle 45. *Ergebnisse der Varianzanalyse zur Vorhersage der Alterszufriedenheit (T2): Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcengruppe und der Optimierung (beide T1; N = 42)*

Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2
<i>Haupteffekte</i>				
Ressourcengruppe	6.33	1, 38	.02	.14
Optimierung (lo, hi)	9.16	1, 38	.004	.19
<i>Interaktion erster Ordnung</i>				
Ressourcengruppe × OPT	5.74	1, 38	.02	.13

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Folgeanalysen verdeutlichten, dass sich ressourcenarme Personen in der zum zweiten Messzeitpunkt erlebten Alterszufriedenheit in Abhängigkeit von ihrer Optimierungsnutzung unterschieden (AS zu T2 bei lo OPT: $M = 39.98, SD = 10.87$; hi OPT: $M = 54.87, SD = 10.37$; $t_{(19)} = -3.10, p < .01$). Ressourcenarme, die häufig optimierten, zeigten ein Jahr später eine um anderthalb Standardabweichungen höhere Alterszufriedenheit als die Ressourcenarmen, die Optimierung wenig nutzten. Im Gegensatz dazu divergierte die Alterszufriedenheit der Ressourcenreichen nicht in Abhängigkeit von ihrer Optimierungsnutzung (AS zu T2 bei lo OPT: $M = 53.47, SD = 6.33$; hi OPT: $M = 55.20, SD = 6.03$; $t_{(19)} = -.64, p > .50$; vgl. Abbildung 10). Gleichzeitig war die Ressourcengruppenzugehörigkeit nur für die Alterszufriedenheit der Personen bedeutsam, die wenig optimierten ($t_{(20)} = -3.34, p < .01$). Die Effekte von Ressourcen und Optimierung waren damit nicht unabhängig voneinander interpretierbar.

⁸⁶ Obwohl homogene Fehlervarianzen nicht gegeben waren (Bartlett-Box $F_{(3, 1696)} = 3.61, p = .01$), sind Varianzanalysen gegen solche Voraussetzungsverletzungen robust. Zur Vorsicht ist jedoch wegen der Zellgrößen geraten (lo RES, lo LBS: $n = 14$; lo RES, hi LBS: $n = 7$; hi RES, lo LBS: $n = 6$; hi RES, hi LBS: $n = 15$).

⁸⁷ Homogene Fehlervarianzen lagen vor (Bartlett-Box $F_{(3, 2343)} = 1.77, p > .15$). Die Zellgrößen waren wiederum klein (lo RES, lo OPT: $n = 13$; lo RES, hi OPT: $n = 8$; hi RES, lo OPT: $n = 9$; hi RES, hi OPT: $n = 12$).

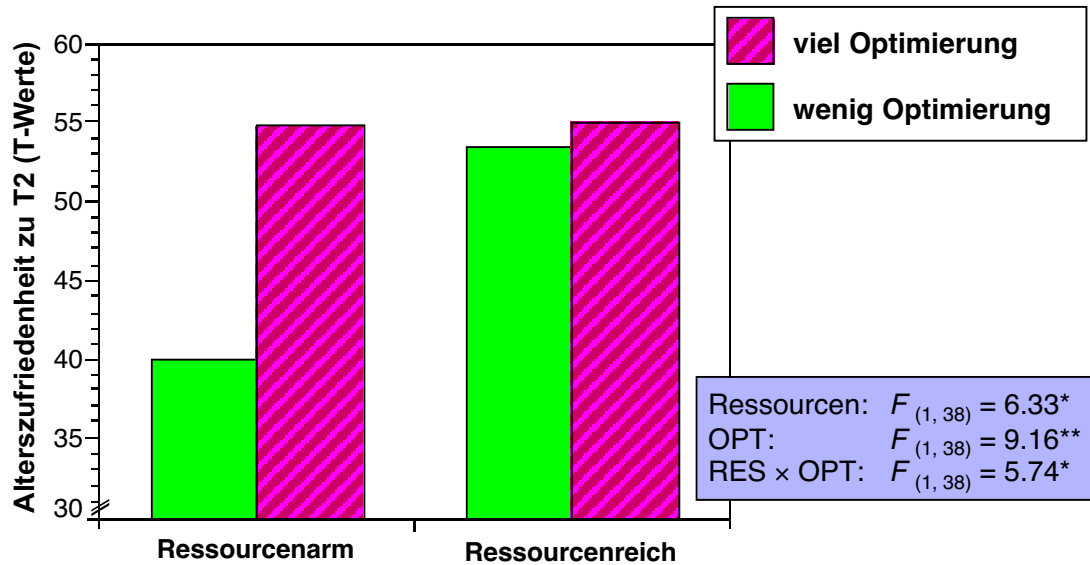


Abbildung 10. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und Optimierung (T1) hinsichtlich der Alterszufriedenheit zu T2 ($N = 42$).

Auch die *Kompensation* war im Zusammenspiel mit dem Ressourcenstatus für die zum zweiten Messzeitpunkt erlebte Alterszufriedenheit von Bedeutung. Der Faktor Ressourcen-Gruppe war signifikant ($F_{(1, 38)} = 9.17, p < .01, \eta^2 = .19$), der Haupteffekt Kompensation allerdings nicht ($F_{(1, 38)} = 1.19, p > .20, \eta^2 = .03$). Die Interaktion Ressourcen-Gruppe \times Kompensation war hingegen statistisch relevant ($F_{(1, 38)} = 6.00, p < .05, \eta^2 = .14$; vgl. Tabelle 46).⁸⁸

Tabelle 46. Ergebnisse der Varianzanalyse zur Vorhersage der Alterszufriedenheit (T2): Haupt- und Interaktionseffekte der Ressourcen-Gruppe und der Kompensation (beide T1; $N = 42$)

Effekt	F	df	p	η^2
<i>Haupteffekte</i>				
Ressourcen-Gruppe	9.17	1, 38	.004	.19
Kompensation (lo, hi)	1.19	1, 38	.28	.03
<i>Interaktion erster Ordnung</i>				
Ressourcen-Gruppe \times COM	6.00	1, 38	.02	.14

Anmerkung. p : exaktes Signifikanzniveau.

Auch von der Kompensation profitierten ressourcenarme Personen stärker hinsichtlich ihrer Alterszufriedenheit als ressourcenreiche Personen. Ressourcenarme, die sich zum ersten Messzeitpunkt durch eine überdurchschnittliche Nutzung der Kompensation auszeichneten, waren zum zweiten Messzeitpunkt tendenziell zufriedener (AS zu T2 bei lo COM: $M = 40.72, SD = 11.60$; hi COM: $M = 51.07, SD = 12.30$; $t_{(19)} = -1.98, p = .06$). Die Alterszufriedenheit

⁸⁸ Homogene Fehlervarianzen waren nicht gegeben (Bartlett-Box $F_{(3, 2522)} = 2.85, p = .04$). Varianzanalysen sind jedoch trotz solcher Voraussetzungsverletzungen relativ robust. Zu berücksichtigen sind allerdings die Zellgrößen (lo RES, lo COM: $n = 11$; lo RES, hi COM: $n = 10$; hi RES, lo COM: $n = 9$; hi RES, hi COM: $n = 12$).

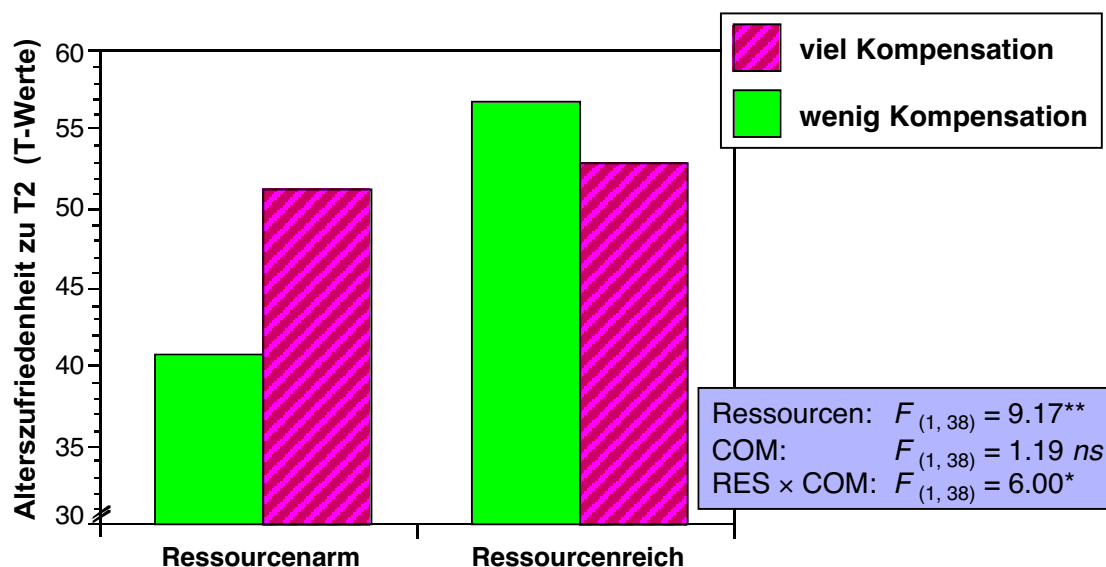


Abbildung 11. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und Kompensation (T1) hinsichtlich der Alterszufriedenheit zu T2 ($N = 42$).

der Ressourcenreichen unterschied sich nicht in Abhängigkeit von ihrer Kompensationsnutzung (AS zu T2 bei lo COM: $M = 56.73$, $SD = 5.85$; hi COM: $M = 52.76$, $SD = 5.89$; $t_{(19)} = 1.53$, $p > .10$; vgl. Abbildung 11). Der Ressourceneffekt war gleichzeitig nur für die Alterszufriedenheit von solchen Personen bedeutsam, die wenig kompensierten ($t_{(18)} = -3.75$, $p < .01$).

Diese Resultate verdeutlichen, dass Optimierung und Kompensation im Zusammenspiel mit dem Ressourcenstatus eine protektiv-stabilisierende Funktion zukommt: Personen mit wenigen Ressourcen zeigten ein Jahr später eine beinahe ebenso hohe Alterszufriedenheit wie ressourcenreiche Personen, wenn sie optimierende und kompensierende Strategien nutzten.

5.2.3 Zur Beziehung von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien (T1) zu Veränderungen der Alterszufriedenheit (Hypothesen 4a–4c)

5.2.3.1 Varianzanalytische Prüfung der Bedeutung von Ressourcenstatus und SOC-Nutzung für Veränderungen der Alterszufriedenheit

Ob der Ressourcenstatus und die SOC-Strategien auch für Veränderungen der Alterszufriedenheit bedeutsam sind, wurde im Rahmen eines autokorrelativen Ansatzes untersucht (vgl. Abschnitt 5.1.4.1). Es wurde eine Kovarianzanalyse durchgeführt (ANCOVA), in der die Alterszufriedenheit zum ersten Messzeitpunkt als Kovariate verwendet wurde, um für diese zu kontrollieren. Ressourcengruppe und SOC-Nutzung wurden als unabhängige, Alterszufriedenheit zu T2 als abhängige Variable verwandt.⁸⁹ Die Kovariate Alterszufriedenheit (T1)

⁸⁹ SOC wurde für diese Analyse wie bereits zuvor anhand eines Mediansplits dichotomisiert.

war hoch bedeutsam ($F_{(1, 37)} = 11.78, p < .01$; vgl. Tabelle 47). Die Haupteffekte Ressourcengruppe und SOC-Nutzung waren bei Kontrolle der Alterszufriedenheit zu T1 ohne Bedeutung für die Vorhersage der Alterszufriedenheit zu T2 (Ressourcengruppe: $F_{(1, 37)} = 0.23, p > .60$; SOC: $F_{(1, 37)} = 3.29, p > .05$). Auch die Interaktion Ressourcengruppe \times SOC-Nutzung war nicht signifikant ($F_{(1, 37)} = 1.92, p > .10$).⁹⁰ Die *Hypothesen 4a, 4b* und *4c* mussten verworfen werden: Längsschnittliche Veränderungen der Alterszufriedenheit ließen sich in dieser Kovarianzanalyse weder auf den Ressourcenstatus noch auf die SOC-Strategien zum ersten Messzeitpunkt noch auf ihre Interaktion zurückführen.

Tabelle 47. *Ergebnisse der ANCOVA: Haupt- und Interaktionseffekte von Ressourcen und SOC (T1) auf Alterszufriedenheit (T2) bei Kontrolle der Alterszufriedenheit (T1; N = 42)*

Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
<i>Kovariate</i>			
Alterszufriedenheit T1	11.78	1, 37	.001
<i>Haupteffekte</i>			
Ressourcengruppe	0.23	1, 37	.63
SOC (lo, hi)	3.29	1, 37	.08
<i>Interaktion erster Ordnung</i>			
Ressourcengruppe \times SOC	1.92	1, 37	.18

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Da bereits in den vorherigen Analysen deutlich wurde, dass den spezifischen Strategien wie z. B. der Optimierung eine besondere Rolle zukommt, wurde im Folgenden das Zusammenspiel der Ressourcen mit den spezifischen SOC-Strategien in seiner Bedeutung für die Vorhersage der Veränderung der Alterszufriedenheit untersucht.

5.2.3.2 Folgeanalysen: Zur Rolle der einzelnen SOC-Strategien bei der Vorhersage längsschnittlicher Veränderungen der Alterszufriedenheit

Die Beziehung des dynamischen Zusammenspiels zwischen Ressourcen und den spezifischen SOC-Strategien zu interindividuellen Veränderungen der Alterszufriedenheit wurde in getrennten Kovarianzanalysen (ANCOVAs) untersucht. In allen Analysen war die Kovariate Alterszufriedenheit zu T1 hochsignifikant ($ps < .001$). Außerdem bestand in keiner der Analysen ein Haupteffekt für Ressourcengruppe ($ps > .60$). *Elektive* und *verlustbasierte Selektion* waren wie bereits in den Analysen ohne Kontrolle der Alterszufriedenheit zu T1 irrelevant für die Alterszufriedenheit zu T2 (Tabelle B18 und B19, Appendix B).

⁹⁰ Die Voraussetzung homogener Fehlervarianzen war erfüllt (Bartlett-Box $F_{(3, 2231)} = 1.19, p > .30$).

Die Untersuchung der SOC-Strategie *Optimierung* ergab dasselbe Effektmuster wie bei der direkten Vorhersage der Alterszufriedenheit zu T2. Die Kovariate Alterszufriedenheit zu T1 war hochbedeutsam ($F_{(1, 37)} = 12.63, p < .001$; vgl. Tabelle 48), der Haupteffekt Ressourcengruppe hingegen nicht ($F_{(1, 37)} = 0.25, p > .60$). Der Haupteffekt Optimierung ($F_{(1,37)} = 5.72, p < .05$) sowie die Interaktion ($F_{(1,38)} = 4.91, p < .05$) waren signifikant. Folgeanalysen zeigten, dass nur die Ressourcenarmen von den optimierenden Strategien bezüglich ihrer Alterszufriedenheit profitierten ($t_{(19)} = -2.93, p < .01$): Bei häufiger Optimierung zeigten sie weniger negative bzw. mehr positive Alterszufriedenheitsveränderungen (vgl. Abbildung 12).

Tabelle 48. *Ergebnisse der ANCOVA: Haupt- und Interaktionseffekte von Ressourcen und Optimierung (T1) auf Alterszufriedenheit (T2) bei Kontrolle der Alterszufriedenheit (T1; N = 42)*

Effekt	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
<i>Kovariate</i>			
Alterszufriedenheit T1	12.63	1, 37	.00
<i>Haupteffekte</i>			
Ressourcengruppe	0.25	1, 37	.62
Optimierung (lo, hi)	5.72	1, 37	.02
<i>Interaktion erster Ordnung</i>			
Ressourcengruppe × OPT	4.91	1, 37	.03

Anmerkung. *p*: exaktes Signifikanzniveau.

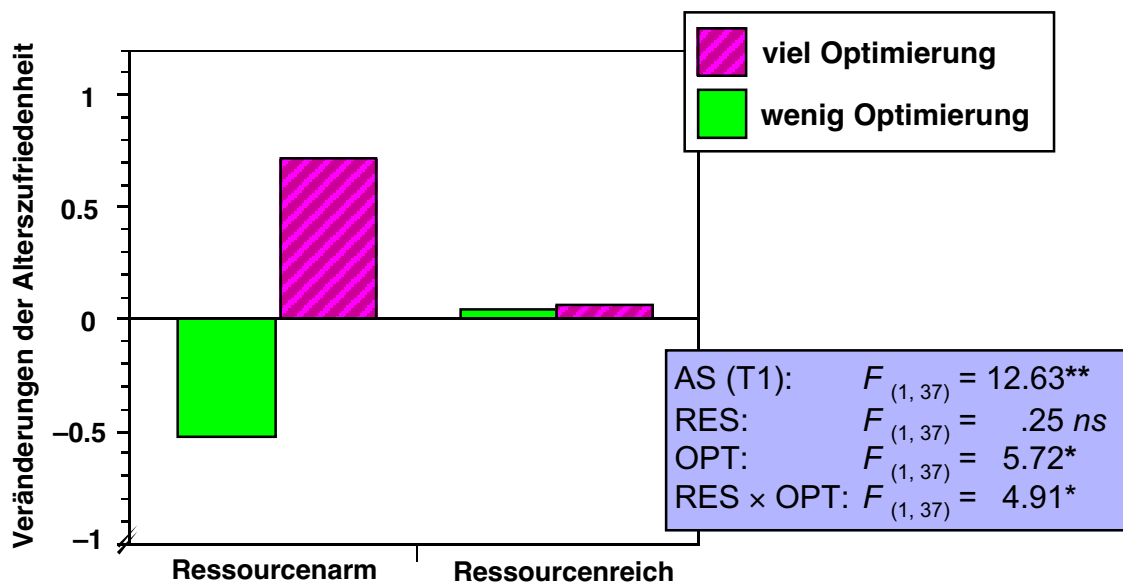


Abbildung 12. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und Optimierung (T1) hinsichtlich Veränderungen der Alterszufriedenheit (abgetragen wurden standardisierte Residuen; $N = 42$).

Die Untersuchung der *Kompensation* ergab, dass Kompensation in Bezug auf Alterszufriedenheitsveränderungen keinen Beitrag im Sinne eines Haupteffekts leistete ($F_{(1,37)} = .50, p > .40$). Die Interaktion Ressourcengruppe × Kompensation war von tendenzieller Bedeutung ($F_{(1, 37)} = 4.07, p = .05$; vgl. Tabelle B20), allerdings ermittelten Folgeanalysen keine signifikanten Differenzen zwischen den vier Einzelgruppen ($p = .11$ bis $p = .45$).

5.2.4 Zu Veränderungen des Ressourcenstatus, dem Zusammenspiel mit der SOC-Nutzung und seiner Bedeutung für die Alterszufriedenheit (Hypothesen 5a–5b)

Im letzten Teil der Untersuchung des Zusammenwirkens von Ressourcen und SOC-Strategien wurde der Bedeutung von Ressourcenveränderungen nachgegangen. Während bislang aufgrund theoretischer Überlegungen und empirischer Befunde davon ausgegangen worden war, dass das Alter mit zunehmenden Ressourcenverlusten einhergeht, die die Anpassungsfähigkeit beeinträchtigen, wurde der längsschnittliche Datensatz der Studie 2 zur Prüfung dieser Annahme genutzt. In Studie 1 hatte sich bereits gezeigt, dass im sehr hohen Alter zwar wenige Ressourcen vorhanden sind, die negativen Folgen dieser eingeschränkten Ressourcen jedoch aufgrund ihres optimalen Einsatzes durch die SOC-Strategien abgefedert werden können. Hier stellte sich nun die Frage, ob dieser Sachverhalt auch in seiner Dynamik abgebildet werden kann: Geht eine Reduktion des Ressourcenstatus mit einem rückläufigen Wohlbefinden einher? Profitieren Personen in einer solchen Situation vom Einsatz der SOC-Strategien?

Da die bisherigen Analysen eine hohe zeitliche Stabilität der Ausprägungen der Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit über die beiden Messzeitpunkte sowie – mit Ausnahme der Zunahme der sozialen Ressourcen und der verstärkten Nutzung der Optimierung – keine Veränderungen auf Mittelwertsebene zeigen konnten, schienen auf Gruppenebene kaum bedeutsame Veränderungen über den untersuchten Zeitraum von 12 Monaten vorzukommen. Vor allem konnten auf Gruppenebene keine signifikant negativen Ressourcenveränderungen, die primär interessierenden Ressourcenverluste, identifiziert werden. Da jedoch auf individueller Ebene eine beträchtliche intraindividuelle Varianz über die Zeit bestand (vgl. Tabelle B21, Appendix B), lag es nahe, sich einzelnen Verläufen zuzuwenden.

Ausgehend von der hohen Stabilität, die vor allem für die Ressourcen, z. B. für das Gesamtcomposite ($r_{T1, T2} = .94$) beobachtet worden war, bestand nach Rogosa (1995) eine Datenlage, in der Differenzwerte primär Spontanschwankungen anstatt tatsächlicher Veränderungen abbilden und daher wenig reliabel sind (siehe Abschnitt 5.1.4.1; zur Übersicht über weitere Differenzscores, Tabellen B22 bis B29).⁹¹ Infolgedessen wurde die Entscheidung getroffen, mit den kategorialen Veränderungsindikatoren zu arbeiten, die eine Differenzierung zwischen inhaltlich bedeutsamen Veränderungen und unsystematischer Fluktuation ermöglichen. Analog zum Vorgehen von Schaie und Kollegen (1994) sowie Holahan und Kollegen (1999) wurden die intraindividuellen Veränderungen anhand eines Kriteriums als Stabilität, Gewinn oder Verlust kategorisiert. In der vorliegenden Studie wurde zu Klassifizierung

⁹¹ Zudem bestand keine Möglichkeit, die Reliabilität der Differenzwerte zu prüfen, da hierzu Split-Half-Prozeduren notwendig sind, die anhand des vorliegenden Datensatzes nicht durchzuführen waren (vgl. Singer, 2000).

der individuellen Differenzwerte ein viertel Standardabweichung genutzt ($1/4 SD$; vgl. Abschnitt 5.1.4.1). Negative Differenzwerte, die $1/4 SD$ oder mehr unter dem individuellen Messwert des ersten Messzeitpunkts lagen, wurden demnach als Verlust klassifiziert. Positive Differenzwerte, die $1/4 SD$ oder mehr über dem individuellen Messwert des ersten Messzeitpunkts lagen, wurden als Gewinn kategorisiert. Alle Differenzwerte, die weder in positiver noch in negativer Richtung über den kritischen Wert von $1/4 SD$ hinausgingen, wurden als nicht bedeutsame Schwankungen gewertet und in der Kategorie Stabilität zusammengefasst. Da die Indikatoren von Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit des ersten Messzeitpunkts T-standardisiert worden waren, entsprach der kritische Wert von $1/4 SD$ für alle Indikatoren 2.5 T-Werte. Dies führte dazu, dass das kritische Intervall für alle Konstrukte gleich groß war und Veränderungen der Ressourcen, SOC-Nutzung und Alterszufriedenheit anhand desselben Kriteriums als Verlust, Stabilität und Gewinn bewertet wurden. Da primär das Zusammenwirken des Gesamtressourcenverlusts und der SOC-Basisnutzung in seiner Bedeutung für Veränderungen der Alterszufriedenheit untersucht wurde, werden die kategorialen Veränderungen der einzelnen Ressourcendimensionen sowie der SOC-Strategien hier nicht behandelt, sondern ergänzend im Anhang B dargestellt (siehe Tabellen B30 und B31).

5.2.4.1 Ressourcen und Alterszufriedenheit: Stabilität, Gewinne, Verluste

Bezogen auf das *Gesamtressourcencomposite* lagen mit 52.4% ($n = 22$) für über die Hälfte der Gesamtstichprobe stabile Ressourcen vor, was dem Bild entsprach, das bereits aus der Betrachtung der kontinuierlichen Veränderungsmaße gewonnen worden war. Nichtsdestotrotz waren bei 19.0% ($n = 8$) der Personen Ressourcenverluste und bei beachtlichen 28.6% ($n = 12$) Ressourcengewinne zu verzeichnen (vgl. Tabelle 49).

Bei der nach Ressourcengruppe getrennten Betrachtung wurde deutlich, dass vor allem die Ressourcenarmen längsschnittliche Gewinne aufwiesen (42.9% bzw. $n = 9$). Die Gruppe der *Ressourcenarmen*, deren Ressourcen stabil blieben, war genauso groß (42.9% bzw. $n = 9$). Verluste kamen bei den Ressourcenarmen vergleichsweise selten vor (14.3% bzw. $n = 3$). Bei den *ressourcenreichen Personen* war mit 61.9% ($n = 13$) überwiegend Stabilität festzustellen. Die zweitgrößte Kategorie war in dieser Gruppe der Ressourcenverlust (23.8% bzw. $n = 5$). Ressourcengewinne konnten nur für 14.3% ($n = 3$) der Ressourcenreichen beobachtet werden. Eine Prüfung auf Häufigkeitsunterschiede zwischen den Ressourcengruppen ergab jedoch keine signifikanten Differenzen ($\chi^2_{(2)} = 4.23, p = .12$).

Tabelle 49. *Ressourcen und Alterszufriedenheit: Frequenzen von Verlust, Stabilität und Gewinn getrennt nach Ressourcengruppe und für die Gesamtstichprobe*

	Ressourcenarm (n = 21)		Ressourcenreich (n = 21)		Gesamtstichprobe (N = 42)	
	n	%	n	%	n	%
<i>Ressourcen</i>						
Verlust	3	14.3	5	23.8	8	19.0
Stabilität	9	42.9	13	61.9	22	52.4
Gewinn	9	42.9	3	14.3	12	28.6
<i>Alterszufriedenheit</i>						
Verlust	7	33.3	7	33.3	14	33.3
Stabilität	6	28.6	8	38.1	14	33.3
Gewinn	8	38.1	6	28.6	14	33.3

Verluste, Stabilität und Gewinne der *Alterszufriedenheit* kamen in der Gesamtstichprobe mit jeweils 33.3% ($n = 14$) gleich häufig vor. Der Anteil an Personen, die Verluste zu verzeichnen hatten, war bei Ressourcenarmen und bei Ressourcenreichen mit 33.3% ($n = 7$) identisch. Bei den Ressourcenarmen waren mit 38.1% ($n = 8$) am zweithäufigsten Zunahmen der Alterszufriedenheit zu beobachten. Bei 28.6% ($n = 6$) bestanden keine Veränderungen. Bei den Ressourcenreichen zeigte sich hingegen mit 38.1% ($n = 8$) ein geringfügig höherer Anteil von Personen, für die Stabilität vorlag. Eine Zunahme bestand bei 28.6% ($n = 6$). Auch hier konnten Differenzen in den Zellfrequenzen nicht abgesichert werden ($\chi^2_{(2)} = .57, p > .70$).

Die deskriptiven Ergebnisse zum Auftreten von Ressourcenverlusten und Verlusten an Alterszufriedenheit verdeutlichen, dass für die geplanten Analysen ungünstige Bedingungen bestanden. Da lediglich bei acht Personen bedeutsame Ressourcenverluste über den untersuchten Messzeitraum von einem Jahr festgestellt werden konnten, während bei 34 Personen Stabilität oder sogar Ressourcengewinne zu verzeichnen waren, bestanden stark unterschiedliche Gruppengrößen. Bei der angestrebten weiteren Unterteilung der Gruppe mit Ressourcenverlusten (z. B. nach geringer bzw. starker SOC-Nutzung) wären Zellbesetzungen weit unter dem absoluten Minimum entstanden. Von den geplanten Analysen zur Hypothesenprüfung musste daher Abstand genommen werden. Um dennoch einen Eindruck davon zu erhalten, ob Ressourcenverluste mit Verlusten der Alterszufriedenheit einhergehen (*Hypothese 5a*) und ob die negativen Auswirkungen von Ressourcenverlusten durch die SOC-Strategien abgeschwächt werden (*Hypothese 5b*), wurden deskriptive Analysen, Konfigurationsfrequenzanalysen und eine Subgruppenanalyse durchgeführt.

5.2.4.2 Zur Beziehung zwischen Ressourcenverlusten, SOC-Basisnutzung und Veränderungen der Alterszufriedenheit

Der *Hypothese 5a* entsprechend wurde angenommen, dass Ressourcenverluste mit einer reduzierten Alterszufriedenheit einhergehen. Bei der Erstellung einer Kontingenztafel, in der die Kombinationen von Ressourcenveränderungen und Alterszufriedenheitsveränderungen (Verlust, Stabilität, Gewinn) abgetragen wurden, wurde allerdings deutlich, dass nur eine Person, die Ressourcenverluste zeigte, einen Verlust an Alterszufriedenheit aufwies. Eine statistische Absicherung z. B. über einen χ^2 -Test konnte aufgrund der zu geringen Zellgröße ($n = 1$) nicht erfolgen. Gegen die Annahme, dass Ressourcenverluste mit Verlusten der Alterszufriedenheit assoziiert sind, sprach auch das häufige Vorkommen von Personen mit Ressourcenstabilität ($n = 9$) und Ressourcengewinn ($n = 4$) in der Kategorie „Verlust der Alterszufriedenheit“. Alterszufriedenheitsveränderungen schienen damit entgegen der postulierten Haupteffektannahme (*Hypothese 5a*) unabhängig von Ressourcenveränderungen aufzutreten.

Der Vollständigkeit halber wurde das Vorliegen eines Haupteffekts der SOC-Strategien auf die kategorialen Veränderungen der Alterszufriedenheit geprüft. Unabhängig davon, ob Ressourcenverluste vorliegen oder nicht, sollte eine hohe SOC-Basisnutzung mit Gewinnen an Alterszufriedenheit einhergehen, während eine geringe SOC-Nutzung Verluste der Alterszufriedenheit begünstigen sollte (vgl. *Hypothese 4b*). Entgegen den Erwartungen lagen keine Unterschiede in den Alterszufriedenheitsveränderungen in Abhängigkeit von SOC vor ($\chi^2_{(2)} = .57, p > .70$). Diese Ergebnis ist vergleichbar mit den Befunden zu *Hypothese 4b*, in denen SOC eine tendenzielle Bedeutung zukam. Der hier sehr viel geringere Effekt zeigt, dass die kategorialen Indikatoren der Alterszufriedenheitsveränderung zu Informationsverlust führen.

Ob eine hohe SOC-Basisnutzung dafür verantwortlich war, dass Ressourcenverluste anscheinend nur eine geringe Relevanz für Veränderungen der Alterszufriedenheit hatten, wurde im Folgenden untersucht. Diese Annahme entsprach der in *Hypothese 5b* postulierten Interaktion zwischen Ressourcenverlust und SOC-Basisnutzung. Personen mit einer hohen Basisrate an SOC-Strategien sollten bei Ressourcenverlusten leichter auf diese zurückgreifen können und damit über eine bessere Ausgangsbasis bei der Reaktion auf Ressourcenverluste verfügen. Entsprechend wurde erwartet, dass Ressourcenverluste, wenn sie Personen betrafen, die die SOC-Strategien zu T1 häufiger anwendeten, weniger Bedeutung für Veränderungen der Alterszufriedenheit haben sollten. Diese Annahme wurde mit Konfigurationsfrequenzanalysen (von Eye, 2001) untersucht, die das gemeinsame Auftreten von Ausprägungskombinationen (z. B. Ressourcenverlust: ja, nein; SOC-Basisnutzung: lo, hi; Alterszufriedenheitsveränderungen: Verlust, Stabilität, Gewinn) auf Überzufälligkeit überprüft. Es konnten jedoch keine Muster ermittelt werden, die auf die Gültigkeit von *Hypothese 5b* verwiesen hätten.

5.2.4.3 Welche Rolle spielen die Basisnutzung sowie reaktive Veränderungen der SOC-Strategien im Falle eines Ressourcenverlusts? – Ergebnisse einer deskriptiven Subgruppen- und Einzelfallanalyse

Im Rahmen einer Subgruppenanalyse wurden abschließend die acht Personen mit bedeutsamen Ressourcenverlusten einer detaillierten Betrachtung unterzogen. Hierbei wurde vorrangig der Frage nachgegangen, ob Unterschiede in den Veränderungen der Alterszufriedenheit in Abhängigkeit von der SOC-Basisnutzung vorlagen, die darauf hinwiesen, dass die Strategien dafür verantwortlich waren, dass Ressourcenverluste kaum Verluste der Alterszufriedenheit zur Folge hatten. Zusätzlich wurden die zum Ressourcenverlust parallel auftretenden (reaktiven) Veränderungen der SOC-Strategien mit in die Betrachtung einbezogen.

Die Gruppe der Personen mit nachweisbarem Ressourcenverlust setzte sich aus zwei jungen-alten und sechs alten-alten Personen, acht Männern und zwei Frauen, zusammen. Zum ersten Messzeitpunkt gehörten drei der Personen zur Gruppe der Ressourcenarmen und fünf zur Gruppe der Ressourcenreichen. Drei Personen nutzten zum ersten Messzeitpunkt wenige SOC-Strategien und lagen unterhalb des Medians der Gesamtstichprobe der Studie 2, während die anderen fünf zu den 50% der Gesamtgruppe gehörten, die SOC häufiger nutzten. Im ersten Teil der Betrachtung lag ein Schwerpunkt darauf, ob Personen, die die SOC-Strategien zu T1 häufiger anwendeten, im Falle von Ressourcenverlusten weniger negative Auswirkungen hinsichtlich ihrer Alterszufriedenheit zu befürchten hatten als Personen, die die SOC-Strategien weniger nutzten. Entsprechend wurde untersucht, ob eine Stabilität bzw. Zunahme der Alterszufriedenheit häufiger in der Gruppe der starken SOC-Nutzer als in der Gruppe der seltenen SOC-Anwender zu finden war (vgl. Tabelle 50).

Bei den fünf Personen, die eine *hohe SOC-Basisnutzung* zeigten, bestand in zwei Fällen eine stabile Alterszufriedenheit (Person 25 und 16) und in drei Fällen ein Anstieg der Alterszufriedenheit (Person 4, 38 und 33). Ein Verlust der Alterszufriedenheit konnte in der Gruppe der häufigen SOC-Anwender für keine einzige Person festgestellt werden.

Betrachtete man die beiden Personen mit stabiler Alterszufriedenheit zudem genauer, so stieg die Alterszufriedenheit bei Person 25 um 2.18 T-Werte an, verfehlte allerdings den kritischen Wert von 2.5, der zur Klassifikation eines Gewinnes an Alterszufriedenheit geführt hätte. Person 16 besaß hingegen auch auf absoluter Ebene eine stabile Alterszufriedenheit.

Zeigten Personen eine geringe SOC-Basisnutzung vor ihrem Ressourcenverlust, so sollten im Vergleich zu Personen mit hoher SOC-Anwendung eher Verluste, weniger Stabilität bzw. kein Zuwachs an Alterszufriedenheit eintreten. Bei den drei Personen, die eine *geringe SOC-Basisnutzung* zeigten, ließ sich in einem Fall ein starker Verlust der Alterszufriedenheit (Person 27) sowie in einem Fall eine stabile Alterszufriedenheit nachweisen

(Person 22). Die dritte Person zeichnete sich hingegen durch eine zunehmende Alterszufriedenheit aus (Person 10). Der Ressourcenverlust von mittlerem Ausmaß (−2.88 T-Werte) war begleitet von einem starken Anstieg der Alterszufriedenheit (13.24 T-Werte). Diese Person zeigte damit ein Veränderungsmuster, das nach *Hypothese 5b* eher demjenigen einer Person mit hoher SOC-Nutzung entsprach. Bei näherer Betrachtung zeigte sich, dass die SOC-Basisnutzung dieser Person lediglich 0.13 T-Werte unter dem Median lag, der zur Trennung seltener und häufiger SOC-Nutzer verwendet worden war, während die beiden anderen Personen SOC deutlich seltener anwandten. Damit entsprach diese dritte Person vergleichsweise stärker einem häufigen als einem seltenen SOC-Anwender.⁹²

Tabelle 50. *SOC-Basisnutzung, reaktive SOC-Veränderungen und Alterszufriedenheitsveränderungen bei Personen mit Ressourcenverlusten (nach der Höhe der SOC-Basisnutzung aufgeführt)*

Person	Status zu T1			Veränderungen (T2-T1)				
	Alter	SOC (lo, hi)	RES (lo, hi)	Ressourcen (absolut)	SOC (absolut)	SOC (kategorial)	AS (absolut)	AS (kategorial)
Person 27	80.7	lo	hi	−5.11	6.04	+	−12.44	−
Person 22	90.4	lo	hi	−3.60	2.99	+	.03	•
Person 10	71.7	(lo) ^a	lo	−2.88	−6.56	−	13.24	+
Person 25	84.9	hi	hi	−3.61	.71	•	2.18	•
Person 16	90.3	hi	lo	−8.41	−6.66	−	.07	•
Person 4	83.1	hi	lo	−2.87	1.07	•	5.01	+
Person 38	81.1	hi	hi	−2.94	−.19	•	8.71	+
Person 33	73.8	hi	hi	−3.91	.32	•	4.83	+

Anmerkung. RES: Ressourcengruppe; AS: Alterszufriedenheit ^a Der Absolutwert lag knapp (0.13 T-Werte) unterhalb des Kriteriums; • : Stabilität; − : Verlust; + : Gewinn.

Bei der Betrachtung der *Basisnutzung der spezifischen SOC-Strategien* ergab sich, dass alle Personen, die zu T1 eine hohe *elektive Selektion* zeigten, trotz Ressourcenverlust eine Zunahme der Alterszufriedenheit aufwiesen (Person 4, 10 und 38; vgl. Tabelle 51). Die Basisnutzung der *verlustbasierten Selektion* konnte hingegen nicht auf ihre Bedeutung im Falle von Ressourcenverlust untersucht werden, da alle Personen mit Ressourcenverlusten die verlustbasierte Selektion zu T1 überdurchschnittlich häufig verwendeten. Für die *Optimierung* lag ein beinahe identisches Muster vor, wie bereits für die Basisnutzung von Gesamt-SOC berichtet worden war. Von den fünf Personen mit hoher Optimierung zu T1 zeigten drei Personen eine Zunahme der Alterszufriedenheit (Person 10, 4 und 38) sowie zwei Personen eine

⁹² Diese Vermutung wurde von der Prüfung der spezifischen SOC-Strategien unterstrichen: Person 10 nutzte die elektive und verlustbasierte Selektion sowie Optimierung häufig (d. h. > Median), zeichnete sich jedoch durch eine sehr geringe Anwendung der Kompensation aus.

geringfügig ansteigende (Person 25) bzw. stabile (Person 16) Alterszufriedenheit. Bei den Personen mit geringer Optimierungsnutzung war das Bild weniger eindeutig: Person 27 verlor, Person 33 gewann und Person 22 zeigte eine stabile Alterszufriedenheit.

Die Basisnutzung der *Kompensation* schien hingegen weniger bedeutsam beim Auftreten von Ressourcenverlusten: Von den vier Personen mit geringer Kompensation zu T1 zeigten drei trotz Ressourcenverlust eine Zunahme der Alterszufriedenheit (Person 4, 10 und 33) und eine Person eine stabile Alterszufriedenheit (Person 25). Von den vier Personen mit hoher Kompensationsbasisnutzung bestand bei zwei Personen eine stabile Alterszufriedenheit (Person 16 und 22). Bei einer Person verringerte sich die Alterszufriedenheit (Person 27) und bei einer Person nahm die Alterszufriedenheit zu (Person 38).

Wurde im anschließenden Analyseschritt die parallel zum Ressourcenverlust erfolgende *reaktive Veränderung* der Anwendung der *SOC-Strategien* betrachtet, so wurde deutlich, dass alle Personen mit einer sehr geringen Basisnutzung von SOC mit einer verstärkten Anwendung der SOC-Strategien reagierten (Person 27 und 22; vgl. Tabelle 50). Personen mit einer höheren SOC-Basisnutzung zeigten in keinem Fall eine verstärkte Anwendung, sondern reagierten mit Stabilität (Person 25, 4, 38 und 33) sowie mit einer geringeren Nutzung von SOC (Person 10 und 16). Auf der Ebene der *spezifischen SOC-Strategien* zeigten alle Personen, die zunehmend *kompensierten*, eine Zunahme der Alterszufriedenheit (Personen 4, 10 und 33; vgl. Tabelle 51). Für die anderen Strategien waren keine entsprechend eindeutigen Muster ersichtlich.

Tabelle 51. *Strategiespezifische SOC-Basisnutzung, reaktive SOC-Veränderungen und Alterszufriedenheitsveränderungen bei Personen mit Ressourcenverlusten*

Person	Status zu T1				Veränderungen (T2-T1)						
	ELS	LBS	OPT	COM	ELS	LBS	OPT	COM	RES (abs.)	AS (abs.)	AS
Person 27	lo	hi	lo	hi	+	+	+	•	-5.11	-12.44	-
Person 22	lo	hi	lo	hi	+	-	+	-	-3.60	.03	•
Person 10	hi	hi	hi	lo	-	-	-	+	-2.88	13.24	+
Person 25	lo	hi	hi	lo	+	-	-	•	-3.61	2.18	•
Person 16	lo	hi	hi	hi	+	•	-	-	-8.41	.07	•
Person 4	hi	hi	hi	lo	-	•	+	+	-2.87	5.01	+
Person 38	hi	hi	hi	hi	•	•	•	•	-2.94	8.71	+
Person 33	lo	hi	lo	lo	+	-	+	+	-3.91	4.83	+

Anmerkung. RES: Ressourcen; AS: Alterszufriedenheit; (abs.): Absolutveränderung; • : Stabilität; - : Verlust; + : Gewinn.

Die Analysen der Studie 2 wurden mit einer *Einzelfallbetrachtung* abgeschlossen. Hierfür wurde die Person, die von den größten Ressourcenverlusten betroffen war (−8.41 T-Werte), jedoch gleichzeitig keine Veränderung der Alterszufriedenheit aufwies, ausgewählt. *Person 16* war eine der beiden Frauen und mit 90 Jahren zudem die zweitälteste Person der Ressourcenverlustgruppe. Auf der Ebene der einzelnen Ressourcendimensionen wies sie insbesondere im gesundheitlichen Bereich hohe Verluste auf (−12.77 T-Werte). Auch im kognitiven Bereich waren beträchtliche Negativveränderungen zu beobachten (−7.71 T-Werte). Die Verluste der sozialen Ressourcen lagen ebenfalls über den durchschnittlichen Ressourcenverlusten der betrachteten Subgruppe (−4.60 T-Werte; vgl. Tabelle 51).

Vor dem Ressourcenverlust zeichnete sie sich durch eine hohe Basisnutzung der verlustbasierten Selektion, Optimierung und Kompensation sowie durch eine geringe elektive Selektion aus. Auf den Ressourcenverlust reagierte sie mit einem starken Verlust der Optimierung und der Kompensation (−15.17 bzw. −13.10 T-Werte). Gleichzeitig zeigte sie eine zunehmende Nutzung der elektiven Selektion (7.10 T-Werte).⁹³ Die verlustbasierte Selektion blieb auf einem hohen Niveau stabil. Das hier beobachtete Muster kann ergänzend zur Beschreibung der Dynamik zwischen Ressourcenverlusten und den spezifischen SOC-Strategien genutzt werden: Sind Ressourcenverluste sehr massiv, so scheint eine rückläufige Anwendung der Optimierung und der Kompensation bei gleichzeitiger Stabilität bzw. Zunahme der Selektionsstrategien adaptiv. Dass diese Person, die als weibliche Hochbetagte problemlos als Trägerin multipler Risikofaktoren angesehen werden kann, trotz massiver Ressourcenverluste keinen Rückgang ihrer Alterszufriedenheit erlebte, entspricht damit ebenfalls der Annahme, dass die proaktive und reaktive Nutzung der SOC-Strategien Auswirkungen von Ressourcenverlusten abschwächen kann.

Zusammenfassend liefern die Ergebnisse dieser deskriptiven Analyse folgende Hinweise: Personen mit Ressourcenverlust, die die SOC-Strategien überdurchschnittlich häufig nutzten, zeigten eine stabile oder sogar ansteigende Alterszufriedenheit. Damit scheint eine über dem Median liegende Basisnutzung der SOC-Strategien bei Ressourcenverlusten protektiv hinsichtlich negativer Veränderungen der Alterszufriedenheit zu wirken. Dies trifft insbesondere auf die Strategien elektive Selektion und Optimierung zu. Wird als Reaktion auf Ressourcenverluste verstärkt kompensiert, so ist dies ebenfalls der Zunahme des Wohlbefindens zuträglich. Sind die Verluste allerdings sehr groß, so scheinen möglicherweise die beiden Selektionsstrategien zur Verlustregulation in den Vordergrund zu treten, während die Optimierung und die Kompensation seltener genutzt werden.

⁹³ Zu T2 gehörte sie durch diese reaktiven Veränderungen zu den selteneren Nutzern der Optimierung und Kompensation (den unteren 50%) sowie zu den häufigeren Nutzern der elektiven Selektion (den oberen 50%).

5.2.5 Zusammenfassung der Ergebnisse der Studie 2

Ziel der Studie 2 war die längsschnittliche Untersuchung des funktionalen dynamischen Zusammenspiels zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien in seiner Bedeutung für die Höhe und die Veränderung der Alterszufriedenheit als Kriterium erfolgreichen Alterns. Es wurde dem gemeinsamen Wirken von Ressourcen und SOC-Strategien unter Berücksichtigung zweier Gruppen junger-alter und alter-alter Menschen nachgegangen, die sich entweder durch einen besonders geringen oder einen besonders hohen Ressourcenstatus auszeichneten. Ausgehend von den Hinweisen der Studie 1, dass die SOC-Strategien möglicherweise erst mit dem Unterschreiten eines kritischen Umfangs an Ressourcen (z. B. im sehr hohen Alter) die Funktion eines abfedernden, protektiv-stabilisierenden Mechanismus erlangten, schien der Vergleich ressourcenarmer und ressourcenreicher Personen besonders relevant.

Im ersten Teil der Analysen stand die Bedeutung des funktionalen Zusammenspiels von Ressourcen und SOC-Strategien für die zeitversetzt ermittelte Alterszufriedenheit im Mittelpunkt. Der zweite Teil der Analysen fokussierte auf die Bedeutung von Ressourcen und SOC-Strategien für längsschnittliche Veränderungen der Alterszufriedenheit. Der dritte Teil der Analysen widmete sich der Bedeutung der SOC-Strategien im Zusammenwirken mit Ressourcenverlusten für Veränderungen der Alterszufriedenheit.

Der *erste Teil der Studie 2* untersuchte das *Zusammenspiel zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien* in seiner funktionalen Bedeutung für das *Ausmaß der ein Jahr später erfassten Alterszufriedenheit*. Die interindividuellen Unterschiede in der Höhe der Alterszufriedenheit zum zweiten Messzeitpunkt konnten auf die Ressourcengruppe sowie die Höhe der Nutzung der SOC-Strategien zum ersten Messzeitpunkt zurückgeführt werden. Von besonderer Bedeutung war hierbei das Zusammenwirken von Ressourcengruppe und SOC. Die häufigere Anwendung der SOC-Strategien bedingte in der Gruppe der Ressourcenarmen ein Jahr später eine höhere Alterszufriedenheit. Im Gegensatz dazu variierte die zukünftige Alterszufriedenheit in der Gruppe der Ressourcenreichen nicht in Abhängigkeit von der Häufigkeit der SOC-Anwendung. Ressourcenarme Personen profitierten damit über die Zeit hinweg stärker von der Nutzung der SOC-Strategien als ressourcenreiche. Wendeten die ressourcenarmen Personen die SOC-Strategien häufig an, so war ihre Alterszufriedenheit ein Jahr später genauso hoch wie bei den ressourcenreichen Personen. Gleichzeitig verdeutlichten vergleichende Analysen, dass die SOC-Strategien von den Ressourcenarmen im Durchschnitt bedeutend seltener genutzt wurden als von den Ressourcenreichen. Die Personen, die trotz geringer Ressourcen weiterhin die SOC-Strategien anwendeten, zogen hieraus einen besonderen Nutzen in Bezug auf ihre Alterszufriedenheit. Dieser Befund kann als

längsschnittliche Replikation der querschnittlichen Befunde der Studie 1 gewertet werden und bestätigt die protektiv-stabilisierende Funktion der SOC-Lebensmanagementstrategien für die Alterszufriedenheit im hohen Alter. Zusammenfassend mussten die signifikanten Haupteffekte von Ressourcen (*Hypothese 3a*) und SOC (*Hypothese 3b*) aufgrund der Ergebnisse der Folgeanalysen zum Interaktionseffekt verworfen werden. Gleichzeitig bestätigten die Folgeanalysen die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und SOC-Strategien (*Hypothese 3c*).

Bei der *spezifischen Untersuchung der einzelnen SOC-Lebensmanagementstrategien* im Zusammenspiel mit der Ressourcenausstattung wurde deutlich, dass der *Optimierung* auch in Studie 2 eine besondere Rolle zukam. Interindividuelle Unterschiede in der Höhe der zeitlich versetzt gemessenen Alterszufriedenheit ließen sich auf die Interaktion zwischen Ressourcengruppe und Optimierung zurückführen. Auch in dieser Analyse wurde deutlich, dass Ressourcenarme bedeutend stärker von der Anwendung der Optimierung hinsichtlich ihrer zukünftigen Alterszufriedenheit profitierten als die Ressourcenreichen. Die Haupteffekte von Ressourcen und Optimierung mussten aufgrund der Ergebnisse der Folgeanalysen revidiert werden. Zudem bestand derselbe protektive Effekt für die *Kompensation*. Auch hier zeigten die ressourcenarmen Personen, die überdurchschnittlich häufig kompensierten, ein Jahr später eine ebenso hohe Alterszufriedenheit wie die ressourcenreichen Personen. Bei den Ressourcenreichen wirkte sich die Verwendung kompensierender Strategien hingegen nicht auf die Höhe der zukünftigen Alterszufriedenheit aus. Zusammenfassend bestand damit für die Anwendung der SOC-Strategien und insbesondere für die Optimierung und die Kompensation ein über die Zeit wirkender, protektiv-stabilisierender Effekt, der die negativen Auswirkungen eines geringen Ressourcenstatus auf die Zufriedenheit mit dem eigenen Altern abfederte.

Im *zweiten Teil der Studie 2* wurde die Bedeutung des *Zusammenspiels zwischen Ressourcen und SOC-Strategien für die Veränderungen der Alterszufriedenheit* untersucht. Die Ressourcengruppe war für die Veränderung der Alterszufriedenheit ohne Bedeutung. Die Nutzung der SOC-Strategien zeigte nur tendenzielle Auswirkungen auf Veränderungen der Alterszufriedenheit. Der erwartete protektiv-abfedernde Effekt der SOC-Strategien zeigte sich nicht. In Bezug auf die Untersuchung des gemeinsamen Wirkens der Ressourcen und der Nutzung aller SOC-Strategien (Gesamt-SOC) wurde der gesamte Hypothesenblock 4 verworfen.

Auf Ebene der *spezifischen SOC-Strategien* ließ sich im Gegensatz dazu der postulierte protektive Effekt in Bezug auf die Veränderungen der Alterszufriedenheit für die *Optimierung* nachweisen. Die Zugehörigkeit zur Gruppe der Ressourcenarmen bzw. Ressourcenreichen war wiederum ohne Relevanz für die Veränderung der Alterszufriedenheit. Die graphische Darstellung verdeutlichte, dass, obwohl der Ressourcenstatus keine signifikante Bedeutung besaß, die Ressourcenarmen mehr Alterszufriedenheitsveränderungen aufwiesen, während bei

den Ressourcenreichen kaum Veränderungen vorlagen. Obwohl ein signifikanter Haupteffekt für Optimierung bestand, musste dieser aufgrund der Folgeanalysen zum Interaktionseffekt verworfen werden. Während Ressourcenarme, die häufig optimierten, weniger negative bzw. mehr positive Alterszufriedenheitsveränderungen zeigten, konnten die Ressourcenreichen nicht von der Optimierung profitieren. Der Puffereffekt von SOC bei geringen Ressourcen auf Alterszufriedenheitsveränderungen (*Hypothese 4c*) wurde somit für die Optimierung bestätigt.

Der *dritte Teil der Studie 2* umfasste in der Fortführung der zuvor untersuchten Fragestellungen eine Analyse der Beziehung von Ressourcen und SOC auf der Mikroebene: Im Zentrum stand die Frage, ob *Ressourcenverluste* eine unmittelbare *Reduktion des Wohlbefindens* nach sich ziehen und ob die Nutzung der *SOC-Strategien* vor dem Verlust im Sinne einer protektiven Grundausstattung die Auswirkungen des Ressourcenverlusts auf die Alterszufriedenheit abfedern kann.

Über das durchschnittlich ein Jahr umfassende Messintervall konnten nur für acht Personen bedeutsame Ressourcenveränderungen festgestellt werden. Anstatt der geplanten varianzanalytischen Methoden musste daher auf alternative Analysen zurückgegriffen werden. Beim Vergleich der Personen mit und ohne Ressourcenverlust wurde deutlich, dass den Ressourcenverlusten keine Bedeutung für Veränderungen der Alterszufriedenheit zukamen, sodass *Hypothese 5a* verworfen wurde. Die Annahme, dass das Ausbleiben der erwarteten Alterszufriedenheitsverluste im Falle von Ressourcenverlusten möglicherweise durch die Basisnutzung der SOC-Strategien bedingt war, indem sie die negativen Effekte abfederte, konnte ebenfalls nicht bestätigt werden (*Hypothese 5b*). Insgesamt bestand der Eindruck, dass die Befunde auf die starken Häufigkeitsunterschiede in den Zellen zurückzuführen waren.

Der Bedeutung der SOC-Strategien *vor* sowie auch *nach* dem Ressourcenverlust für das Wohlbefinden wurde zudem in einer *deskriptiven Subgruppenanalyse* nachgegangen. Bei der Betrachtung der acht Personen mit Ressourcenverlusten bestanden parallele Befunde zu den vorherigen Analysen: Personen mit einer hohen Basisnutzung der SOC-Strategien, insbesondere der elektiven Selektion und der Optimierung, *vor* dem Ressourcenverlust zeigten überwiegend Gewinne bzw. Stabilität der Alterszufriedenheit. *Nach* dem Ressourcenverlust verstärkten alle Personen mit geringer SOC-Basisnutzung die Anwendung der Strategien. Insbesondere die reaktiv zunehmende Nutzung der Kompensation schien sich positiv auszuwirken.

Eine abschließende *Einzelfallbetrachtung* der Person mit den größten Ressourcenverlusten lieferte einen ergänzenden Hinweis auf die Bedeutung der spezifischen SOC-Strategien: Bei starkem Ressourcenverlust schienen Selektionsprozesse zur Adaptation in den Vordergrund zu treten, während Optimierung und Kompensation seltener wurden. Tabelle 52 fasst die Ergebnisse der Studie 2 zusammen. Anschließend werden Studie 1 und 2 diskutiert.

Tabelle 52. Studie 2: Zusammenfassung der Befunde

Hypothese	Bestätigt? (N = 42)
<i>Hypothese 3a.</i> Ressourcenreiche Personen zeigen über die Zeit hinweg eine höhere Alterszufriedenheit als ressourcenarme.	(JA) ^a
<i>Hypothese 3b.</i> Personen, die SOC häufiger anwenden, zeigen über die Zeit hinweg eine höhere Alterszufriedenheit als Personen mit geringer SOC-Nutzung.	(JA) ^a
<i>Hypothese 3c.</i> Es besteht eine Interaktion zwischen Ressourcen und SOC bezogen auf Alterszufriedenheit: Ressourcenarme Personen profitieren über die Zeit hinweg stärker von der SOC-Nutzung hinsichtlich ihrer Alterszufriedenheit als ressourcenreiche.	Tendenziell (p = .06)
<i>Hypothese 4a.</i> Ressourcenreiche Personen zeigen mehr positive Veränderungen der Alterszufriedenheit als ressourcenarme.	NEIN
<i>Hypothese 4b.</i> Personen, die SOC häufiger anwenden, zeigen mehr positive Veränderungen der Alterszufriedenheit als Personen mit geringer SOC-Nutzung.	Tendenziell (p = .09)
<i>Hypothese 4c.</i> Es besteht eine Interaktion zwischen Ressourcen und SOC bezogen auf Veränderungen der Alterszufriedenheit: Ressourcenarme Personen profitieren stärker von der SOC-Nutzung hinsichtlich mehr positiver bzw. weniger negativer Veränderungen der Alterszufriedenheit als ressourcenreiche.	NEIN
<i>Hypothese 5a.</i> Personen mit Ressourcenverlusten zeigen mehr negative Veränderungen der Alterszufriedenheit als Personen ohne Ressourcenverlust.	Der gesamte Hypothesenblock konnte aufgrund der geringen Anzahl von Personen mit Ressourcenverlusten nur bedingt geprüft werden (siehe Folgeanalysen)
<i>Hypothese 5b.</i> Es besteht eine Interaktion zwischen Ressourcenverlust und SOC-Basisnutzung bezogen auf Veränderungen der Alterszufriedenheit: Ressourcenverluste können durch eine höhere SOC-Basisnutzung abgefedert werden.	
Ergebnisse der Folgeanalysen	
Ressourcen und Optimierung bzw. Kompensation interagieren in der postulierten Weise hinsichtlich der Ausprägung der zeitlich versetzt gemessenen Alterszufriedenheit.	
Es besteht eine bedeutsame Interaktion zwischen Ressourcen und Optimierung hinsichtlich längsschnittlicher Veränderungen der Alterszufriedenheit.	
Ressourcenverluste scheinen nicht mit Veränderungen der Alterszufriedenheit einherzugehen.	
Personen mit Ressourcenverlusten zeigen bei hoher Basisnutzung der SOC-Strategien sowie insbesondere der elektiven Selektion und Optimierung ein stabiles oder zunehmendes Wohlbefinden.	
Personen mit geringer SOC-Basisnutzung erhöhen bei Ressourcenverlusten ihre SOC-Nutzung.	
Bei starkem Ressourcenverlust scheinen Selektionsprozesse zu-, die anderen Strategien abzunehmen.	

Anmerkung. ^a Folgeanalysen zum Interaktionseffekt führten zur Revidierung des Haupteffekts (vgl. Bortz, 1993).