

4. ZUM ZUSAMMENSPIEL VON RESSOURCEN UND LEBENSMANAGEMENTSTRATEGIEN IM ALTER: EINE QUERSCHNITTLICHE UNTERSUCHUNG ALTER UND SEHR ALTER PERSONEN (STUDIE 1)

In Studie 1 wurde das Zusammenspiel von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien in einer für die heterogene Berliner Stadtbevölkerung repräsentativen Querschnittstichprobe alter und sehr alter Personen untersucht. Im Zentrum stand die Frage nach der Bedeutung der Ressourcen und Lebensmanagementstrategien sowie ihres Zusammenwirkens für das subjektive Wohlbefinden im Alter (Hypothesenblock 1). Der zweite Analyseschwerpunkt fokussierte auf die Rolle des chronologischen Alters. So wurde einerseits untersucht, ob Altersunterschiede im Umfang des Ressourcenstatus, der Nutzung der Lebensmanagementstrategien sowie in der Ausprägung des subjektiven Wohlbefindens vorlagen. Andererseits wurde geprüft, ob das Lebensalter über die Ressourcen und die SOC-Strategien hinaus zusätzliche Varianzanteile der Alterszufriedenheit erklärte. Abschließend wurde untersucht, ob Ressourcen, SOC-Strategien und ihr Zusammenwirken für die Alterszufriedenheit junger-alter bzw. alter-alter Personen von vergleichbarer Bedeutung sind (Hypothesenblock 2).

4.1 Studie 1: Methode

4.1.1 Rekrutierung, Studienverlauf und Stichprobenbeschreibung

In Studie 1 wurde eine repräsentative, nach Geschlecht und Alter stratifizierte Gruppe von 160 Personen befragt. Aus dem Register des Landeseinwohnermeldeamts wurden 2000 Adressen von Berlinern und Berlinerinnen der Geburtsjahrgänge 1907–1926 zufällig gezogen. Zur Realisierung des Designs wurden alle Adressen in eine zufällige Reihenfolge gebracht, die die Abfolge der Kontaktierung bestimmte. Die Personen wurden zuerst schriftlich über die Studie informiert und dann telefonisch kontaktiert. Die sich anschließende zwei- bis dreistündige Testsitzung fand nach ausführlicher Information über Anonymität und Freiwilligkeit der Teilnahme als Einzelgespräch statt. Sie wurde entweder in den Räumlichkeiten der Forschungsgruppe für Psychologische Gerontologie oder bei eingeschränkter Mobilität der Teilnehmer in deren Wohnung bzw. Institution (z. B. Pflegeheim) durchgeführt. Sobald pro Jahrgang und Geschlecht jeweils vier Personen befragt worden waren, wurde die Rekrutierung beendet. Die Datenerhebung fand von April 1997 bis März 1998 statt.

Aus dieser Stichprobe gingen Daten von 156 Personen im Alter zwischen 70 und 90 Jahren in die Analysen ein (vgl. Abschnitt 4.1.3.1). Unter Berufung auf die Klassifikation von Neugarten (1993) wurden hiervon 80 Personen anhand ihres Geburtsjahrgangs der Gruppe der

jungen Alten (Kohorten 1917–1926; $M = 75.6$ Jahre) und 76 Personen der Gruppe der alten Alten (Kohorten 1907–1916; $M = 85.7$ Jahre) zugeordnet. Aufgrund der stratifizierten Stichprobenziehung waren Männer und Frauen in beiden Altersgruppen gleich häufig vertreten. Der Familienstand unterschied sich bedeutsam zwischen den beiden Altersgruppen ($\chi^2_{(3)} = 20.79, p < .001$). In der jüngeren Altersgruppe waren mit 57.5% mehr Studienteilnehmer verheiratet als in der älteren Gruppe (25.0%). In der Gruppe der alten Alten befanden sich mit 60.5% mehr verwitwete Personen als bei den jungen Alten (26.2%). Die jungen Alten verfügten über eine durchschnittlich ein Jahr längere Schul- und Berufsausbildung, jedoch war diese Differenz auf dem gewählten Signifikanzniveau nicht signifikant ($t_{(149)} = 2.55, p > .01$). Tabelle 4 fasst die Stichprobencharakteristika der Studie 1 zusammen.

Tabelle 4. *Stichprobencharakteristika der Studie 1*

| Variable | Junge Alte ($n = 80$) | Alte Alte ($n = 76$) | Gesamtstichprobe ($N = 156$) |
|--|----------------------------|---------------------------|-----------------------------------|
| Alter | | | |
| <i>M (SD)</i> | 75.6 (2.87) | 85.7 (3.03) | 80.5 (5.85) |
| <i>Range</i> | 70.8–80.8 | 80.5–90.8 | 70.8–90.8 |
| Geschlecht | | | |
| Frauen | 50.0% | 50.0% | 50.0% |
| Männer | 50.0% | 50.0% | 50.0% |
| Familienstand¹ | | | |
| verheiratet | 57.5% | 25.0% | 41.7% |
| verwitwet | 26.2% | 60.5% | 42.9% |
| geschieden | 7.5% | 7.9% | 7.7% |
| ledig | 8.8% | 6.6% | 7.7% |
| Bildung (Jahre)^a | | | |
| <i>M (SD)</i> | 13.6 (2.96) | 12.5 (2.34) | 13.1 (2.72) |
| <i>Range</i> | 9–20 | 8–18 | 8–20 |
| Subjektive Gesundheit^b | | | |
| <i>M (SD)</i> | 3.3 (.78) | 3.4 (.75) | 3.4 (.76) |
| <i>Range</i> | 2–5 | 1–5 | 1–5 |

Anmerkung: ^a Bildung umfasst schulische und berufliche Ausbildung. ^b 1 = ausgezeichnet, 5 = schlecht. ¹ Beide Altersgruppen divergierten mit $p < .001$.

4.1.2 Messinstrumente

Bei der Auswahl der Messinstrumente wurden verschiedene Gesichtspunkte berücksichtigt. Um den individuellen Ressourcenstatus als basale Grundausstattung möglichst umfassend abbilden zu können, fiel die Entscheidung auf Maße der demographischen, kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen (vgl. Abschnitt 3.1). Darüber hinaus wurden überwiegend objektiv messbare Indikatoren gewählt, um die Gefahr einer Überlappung mit anderen Prädiktoren (z. B. Lebensmanagementstrategien) und der Alterszufriedenheit als Kriterium des erfolgreichen Alterns zu minimieren. Die Messinstrumente werden im Folgenden getrennt nach Konstruktgruppe beschrieben.

4.1.2.1 Ressourcen

4.1.2.1.1 Demographische Ressourcen

Die Angaben zu den demographischen Ressourcen Bildungsstand und Sozialprestige wurden mit einer adaptierten Version des Ersterhebungsprotokolls der Berliner Altersstudie erfasst (vgl. Mayer & Baltes, 1996). Zur Ermittlung des *Bildungsstandes* wurde die Gesamtdauer allgemeiner und beruflicher Ausbildung erfragt. Dem höchsten Schulabschluss sowie den formalen Berufsausbildungen wurden Jahresangaben zugeordnet (z. B. Abitur: 13 Jahre; handwerkliche Lehre: 2 Jahre) und zu einem Gesamtscore aufsummiert. Zusätzlich wurde die Variable *Sozialprestige* als Indikator demographischer Ressourcen verwendet, die den relativen sozialen Status der letzten beruflichen Tätigkeit abbildet (Wegener, 1985).

4.1.2.1.2 Kognitive Ressourcen

Wahrnehmungsgeschwindigkeit. Zur Erfassung der Wahrnehmungsgeschwindigkeit, eines der zentralen Faktoren der mechanisch-fluiden Intelligenz, wurde der Zahlen-Buchstaben-Test (Lindenberger, Mayr & Kliegl, 1993) und der Zahlensymboltest (Wechsler, 1955) verwendet. Beim *Zahlen-Buchstaben-Test* sollen neun Buchstaben unter Verwendung von vorgegebenen Zuordnungsregeln möglichst schnell neun Zahlen zugeordnet und benannt werden, die über die Testdauer von 180 Sekunden in abwechselnder Reihenfolge präsentiert werden. Die Zuordnungsregeln sind während der gesamten Testzeit sichtbar. Die Anzahl der richtig zugeordneten und benannten Buchstaben wird als Leistungsindikator genutzt.

Der *Zahlensymboltest* ähnelt dem Zahlen-Buchstaben-Test. Dem Studienteilnehmer wird eine Abfolge aus neun sich wiederholenden Zahlen vorgelegt. Einer jeden Zahl soll durch den Vergleich mit einer Zuordnungsliste eines von neun Symbolen zugewiesen werden, das in das freie Feld unter der jeweiligen Zahl eingetragen wird. Die Testzeit beträgt 90 Sekunden. Den Leistungswert entspricht der Anzahl der richtig eingetragenen Symbole.

Wortflüssigkeit. Als Maße pragmatisch-kristalliner Fähigkeiten wurden zwei Tests der Wortflüssigkeit verwendet, „Tiere nennen“ und „Wortanfang mit S“ (beide Lindenberger et al., 1993). Im Test *Tiere nennen* haben die Studienteilnehmer die Aufgabe, innerhalb von 90 Sekunden möglichst viele Tiere aufzuzählen. Beim Test *Wortanfang mit S* werden die Studienteilnehmer aufgefordert, in 90 Sekunden möglichst viele Wörter zu benennen, die mit dem Buchstaben S beginnen. Leistungsparameter ist in beiden Tests die Anzahl der richtigen Wörter, wobei die Gesamtwortzahl um Wörter falscher Kategorien, Wiederholungen und morphologische Varianten korrigiert wird (siehe Lindenberger et al., 1993).

4.1.2.1.3 Gesundheitliche Ressourcen

Gleichgewicht/Balance. Als Indikatoren der objektiven Gesundheit wurden zwei klinische Gleichgewichtstests, der Romberg-Versuch als Maß des statischen Gleichgewichts und der Test Drehung um 360° als Maß des dynamischen Gleichgewichts, verwendet (beide nach Tinetti, 1986). Beim *Romberg-Versuch* soll der Studienteilnehmer während einer Testzeit von 30 Sekunden mit auf Schulterhöhe nach vorne gestreckten Armen und geschlossenen Augen möglichst ruhig stehen. Der Leistungswert entspricht dem vom Interviewer eingeschätzten Schwanken des Studienteilnehmers. Das Rating umfasst die Kategorien 0 = kein Schwanken, 1 = minimales Schwanken (5–10°), 2 = mittleres Schwanken (mehr als 10°), 3 = Veränderung der Ausgangsfußposition, 4 = Bedarf an Unterstützung sowie 5 = aus gesundheitlichen Gründen nicht durchführbar. Neben dem klassischen Romberg-Versuch, bei dem der Studienteilnehmer den Kopf in normaler Position halten soll (A: normale Kopfhaltung), wurde zusätzlich eine zweite, schwierigere Form des Romberg-Versuchs eingesetzt, bei dem der Studienteilnehmer gebeten wurde, während der Testdurchführung den Kopf so weit wie möglich in den Nacken zurückzulegen (B: Kopf im Nacken).

Bei der *Drehung um 360°* werden die Studienteilnehmer gebeten, sich einmal so schnell, aber auch so sicher wie möglich um die eigene Achse zu drehen, um so in ihre Ausgangsposition zurückzukehren. Analog zu den Romberg-Versuchen wurde hier ebenfalls das Schwankrating des Interviewers als Leistungsindikator verwendet: 0 = völlig stabil, 1 = minimal unstabil, 2 = ziemlich unstabil sowie 3 = keine sichere Durchführung möglich.

Subjektive Gesundheit. Als weitere Gesundheitsindikatoren standen Angaben zur subjektiven Gesundheit des SF-36 (Bullinger, Kirchberger & Ware, 1995; Ware & Sherbourne, 1992) zur Verfügung. Dies waren zwei Items zur Gesundheitswahrnehmung, von denen das eine die subjektive *aktuelle Gesundheit* (A: aktueller Gesundheitsstatus) und das andere die subjektive *Gesundheit im temporalen Vergleich* erfasste (B: vergleichender; vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5. *Verwendete Items zur subjektiven Gesundheit des SF-36 (Bullinger et al., 1995)*

| Items zur subjektiven Gesundheit | Antwortformat |
|---|--|
| Wie würden Sie Ihren Gesundheitszustand im Allgemeinen beschreiben? | <ul style="list-style-type: none"> – ausgezeichnet (1) – sehr gut (2) – gut (3) – weniger gut (4) – schlecht (5) |
| Im Vergleich zum vergangenen Jahr, wie würden Sie Ihren derzeitigen Gesundheitszustand beschreiben? | <ul style="list-style-type: none"> – derzeit viel besser als vor einem Jahr (1) – derzeit etwas besser als vor einem Jahr (2) – etwa so wie vor einem Jahr (3) – derzeit etwas schlechter als vor einem Jahr (4) – derzeit viel schlechter als vor einem Jahr (5) |

Anmerkung. Die Zahlen in Klammern entsprechen der verwendeten Kodierung.

4.1.2.1.4 Soziale Ressourcen

Soziales Netzwerk. Die Anzahl der sozialen Beziehungen als Indikator der sozialen Ressourcen wurde mit der Mappingaufgabe zum sozialen Netzwerk von Antonucci (1986) erfasst. Hierbei wird dem Studienteilnehmer ein Diagramm vorgelegt, das aus drei konzentrischen Kreisen besteht. In dieses Kreisdiagramm werden diejenigen Personen eingetragen, zu denen der Befragte eine sehr enge Beziehung hat (1. Kreis), denen er sich eng verbunden fühlt (2. Kreis) oder denen er weniger eng verbunden ist (3. Kreis). In der vorliegenden Studie wurden sowohl die Anzahl der im ersten Kreis eingetragenen Personen als Kennwert besonders enger Beziehungen (*wichtigste Partner*) als auch die Gesamtanzahl der genannten Netzwerkpartner (*Gesamtnetzwerk*) verwendet.

Anzahl der Kinder. Als weitere soziale Ressource wurde die Anzahl von Kindern erfasst. Trotz der zu erwartenden Überlappung mit dem sozialen Netzwerk wurden Kinder als getrennter Indikator der sozialen Ressourcen verwendet, da ihre Bedeutung als Quelle der physischen und psychischen Unterstützung in der Literatur besonders betont wird (z. B. Antonucci & Akiyama, 1987; vgl. Abschnitt 2.2.3.4). Die Kinderanzahl wurde in diesem Sinne als Annäherungsindikator (sog. Proxi) für soziale Unterstützung genutzt.

4.1.2.2 Strategien des Lebensmanagements (SOC)

SOC-Fragebogen. Die Prozesse Selektion, Optimierung und Kompensation wurden mit der bereichsübergreifenden Version des SOC-Fragebogens (P. Baltes, Baltes, Freund & Lang, 1999) erfasst. Bei der langen Version des Fragebogens, wie sie in der ALLEE-Stichprobe verwendet wurde, handelt es sich um einen forced-choice Fragebogen mit 48 Itempaaren. Ein solches Itempaar besteht aus einer Zielwahl- bzw. Handlungsstrategie, die einen der SOC-Prozesse beschreibt (Target), und einem Distraktor, d. h. einer alternativen, nicht SOC-spezifischen Verhaltensstrategie. Die Lebensmanagementstrategien *elektive Selektion* (z. B. „Ich konzentriere meine ganze Energie auf wenige Dinge.“), *verlustbasierte Selektion* (z. B. „Wenn die Dinge nicht mehr so gut laufen wie bisher, dann lege ich mich auf ein oder zwei Ziele fest.“), *Optimierung* (z. B. „Ich überlege genau, wie ich meine Vorstellungen am besten umsetzen kann.“) und *Kompensation* (z. B. „Wenn die Dinge nicht mehr so gut laufen wie bisher, suche ich nach anderen Wegen, um zum Ziel zu kommen.“) wurden jeweils durch 12 Items erhoben (weitere Beispielitems, siehe Tabelle 6). Aufgabe des Studienteilnehmers ist es, sich zwischen den beiden beschriebenen Verhaltensweisen für die Strategie zu entscheiden, die seinem Verhalten in der Regel am stärksten entspricht.

Tabelle 6. *Beispiele der SOC-Target-Items des SOC-Fragebogens (P. Baltes et al., 1999)*

| SOC-Subskala | Target Item |
|---------------------------|---|
| Elektive Selektion | <ol style="list-style-type: none"> 1. Ich konzentriere meine ganze Energie auf wenige Dinge. 2. Ich verfolge immer nur einen Plan nach dem anderen. 3. Wenn ich mir überlege, was ich will, lege ich mich auf ein oder zwei Ziele fest. |
| Verlustbasierte Selektion | <ol style="list-style-type: none"> 1. Wenn die Dinge nicht mehr so gut laufen wie bisher, lege ich mich auf ein oder zwei wichtige Ziele fest. 2. Wenn ich etwas Wichtiges nicht mehr so tun kann wie bisher, suche ich nach einem neuen Ziel. 3. Wenn mir etwas nicht mehr so gelingt wie früher, überlege ich ganz genau, was mir wichtig ist. |
| Optimierung | <ol style="list-style-type: none"> 1. Ich probiere so lange, bis mir gelingt, was ich mir vorstelle. 2. Ich setze alles daran, meine Pläne zu verwirklichen. 3. Wenn mir an etwas sehr gelegen ist, setze ich mich voll und ganz dafür ein. |
| Kompensation | <ol style="list-style-type: none"> 1. Wenn die Dinge nicht mehr so gut laufen wie bisher, suche ich nach anderen Wegen, um ans Ziel zu kommen. 2. Wenn etwas nicht mehr so gut klappt wie bisher, bitte ich andere um Rat oder Hilfe. 3. Wenn mich etwas daran hindert, weiterzumachen wie bisher, dann gebe ich mir erst recht Mühe. |

Anmerkung. Diese hier dargestellten Target-Items werden gleichzeitig mit Non-SOC-Strategien präsentiert.

4.1.2.3 Alterszufriedenheit als Indikator des erfolgreichen Alterns

Alterszufriedenheit. Als Indikator erfolgreichen Alterns wurde die Alterszufriedenheit ausgewählt und mit der entsprechenden Subskala der Philadelphia Geriatric Center Morale Scale (PGCMS; Lawton, 1975) erhoben. Genutzt wurde die deutsche Übersetzung aus BASE (Smith et al., 1996; Tabelle 7). Die Items wurden von den Probanden auf einer fünfstufigen Skala danach eingeschätzt, wie sehr diese auf sie zutreffen (1 = sehr gut, 5 = überhaupt nicht).

Tabelle 7. *Verwendete Items der Kriteriumsdimension Alterszufriedenheit (Smith et al., 1996)*

| Kriteriumsdimension | Item |
|---------------------|---|
| Alterszufriedenheit | <ol style="list-style-type: none"> 1. Je älter ich werde, desto schlimmer wird alles. 2. Ich habe noch genauso viel Schwung wie letztes Jahr. (–) 3. Je älter ich werde, desto weniger nützlich bin ich. 4. Mit zunehmendem Alter ist mein Leben besser, als ich erwartet habe. (–) 5. Ich bin jetzt genauso glücklich, wie ich es in jungen Jahren war. (–) |

Anmerkung. Wie sehr trifft diese Aussage auf Sie zu? Fünfstufiges Antwortformat: 1 = sehr gut, 5 = überhaupt nicht. Die mit (–) gekennzeichneten Items wurden recodiert.

Tabelle 8 liefert eine Übersicht über alle Konstrukte und Messinstrumente der Studie 1.

Tabelle 8. Zusammenfassende Übersicht der Konstrukte und Indikatoren (Studie 1)

| Kategorie | Konstrukte | Verwendete Maße | Autoren |
|----------------------------|---|--|------------------------------------|
| I. Ressourcen | | | |
| Demographische Ressourcen | • Bildungsstand | Bildungsjahre | |
| | • Sozialprestige | Sozialprestige | Wegener (1985) |
| Kognitive Ressourcen | • Geschwindigkeit | Zahlen-Buchstaben-Test | Lindenberger et al. (1993) |
| | | Zahlensymboltest | Wechsler (1955) |
| | • Wortflüssigkeit | Tiere nennen | Lindenberger et al. (1993) |
| | | Wortanfang mit S | Lindenberger et al. (1993) |
| Gesundheitliche Ressourcen | • Gleichgewicht/ Balance | Romberg-Versuch – normale Kopfposition (A) – Kopf im Nacken (B) | nach Tinetti (1986) |
| | | Drehung um 360° | nach Tinetti (1986) |
| | • Subjektive Gesundheit | SF-36 – aktueller Gesundheitsstatus (A) – vergleichender Gesundheitsstatus (B) | Bullinger et al. (1995) |
| Soziale Ressourcen | • Soziales Netzwerk | Kreisdiagramm – wichtigste Partner – Gesamtnetzwerk | Antonucci (1986) |
| | • Kinder | Anzahl der Kinder | |
| II. Strategien | | | |
| Lebensmanagementstrategien | • Elektive Selektion • Verlustbasierte Selektion • Optimierung • Kompensation | SOC-Fragebogen | Baltes et al. (1999) |
| III. Wohlbefinden | | | |
| Subjektives Wohlbefinden | • Alterszufriedenheit | Subskala der PGCMS | Lawton (1975); Smith et al. (1996) |

4.1.3 Vorbereitung der Daten

Ziel der im Folgenden beschriebenen Datenaufbereitung war das Erstellen von zusammenfassenden Indikatoren, die in der anschließenden Auswertung genutzt werden konnten. Vor der Konstruktbildung wurden die Einzelindikatoren der Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit einem ausführlichen Screening unterzogen, das das Ersetzen fehlender Werte und die Untersuchung von Extremwerten umfasste. Zudem wurden psychometrische Güteeigenschaften, Dimensionalität und Reliabilität der Konstrukte geprüft.

4.1.3.1 Behandlung von fehlenden Werten und Extremwerten

Bei empirischen Untersuchungen muss in der Regel damit gerechnet werden, dass Datensätze unvollständig sind. Bei einer geringen Anzahl von *Missings* raten Tabachnik und Fidell (1989) zum Ausschluss der diese fehlenden Werte erzeugenden Studienteilnehmer. Dieses Vorgehen kann allerdings zu einem substantiellen Verlust an Datenpunkten führen, wenn die fehlenden Werte jeweils unterschiedliche Personen betreffen. Andere Autoren gehen davon aus, dass *Missings* zu einer stärkeren Verzerrung von Analyseergebnissen führen können als ihre Ersetzung mit Hilfe von angemessenen Schätzverfahren, wenn ihr Anteil insgesamt gering ist (Beale & Little, 1975). In der vorliegenden Studie wurden fehlende Werte in Abhängigkeit davon, ob es sich um einzelne Items (univariater Fall) oder um Items einer Konstruktgruppe handelte (multivariater Fall) mit unterschiedlichen Verfahren ersetzt. Univariate *Missings* wurden mit Hilfe multipler Regressionen unter Verwendung von Geschlecht und Alter vorhergesagt und ersetzt. Lagen im multivariaten Fall weitere Indikatoren des Konstrukts vor, so wurden zur Vorhersage der *Missings* die anderen Items des Konstrukts genutzt. Zur Schätzung eines fehlenden SOC-Items wurden beispielsweise die 11 anderen Items derselben SOC-Dimension genutzt. Personen, bei denen Konstrukte sehr umfangreich hätten ersetzt werden müssen, wurden aus der Stichprobe ausgeschlossen. Dies war für drei Personen der Fall: Bei zwei Personen fehlte der gesamte SOC-Fragebogen und bei einer weiteren Person lagen nur 12 der 48 Items vor. Insgesamt wurden 2.4% der Ressourcenwerte, 0.2% der SOC-Angaben und 0.6% der Alterszufriedenheitsitems geschätzt.

Da sowohl Analysen der Gesamtstichprobe als auch der beiden Altersgruppen geplant waren, wurde das Vorliegen von *Fällen mit extremen Ausprägungen* für ungruppierte und für gruppierte Daten überprüft. Nach Tabachnik und Fidell (1989) wurde zur Identifizierung von univariaten Ausreißerwerten, d. h. von Fällen mit extremen Ausprägungen auf einer oder mehreren einzelnen Variablen, ein Richtwert von $z = \pm 3$ herangezogen und durch Werte am Rand der Verteilung ersetzt ($M \pm 3 \times SD$). Bei den Ressourcen war dies für 0.5% der Daten-

punkte der Fall. Für die Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit wurden keine univariaten Outlier ermittelt. Multivariate Outlier, d. h. Personen, die sich von der Reststichprobe durch ein stark abweichendes Datenmuster unterschieden, wurden unter Verwendung der Mahalanobis-Distanz ermittelt ($\chi^2_{(1)} > 10.38$). Dies traf für eine Person zu, die im Vergleich zur Reststichprobe extreme Angaben für die Variablen Wichtigste Partner und Gesamtnetzwerk machte und in Kombination mit den Lebensmanagementstrategien ein stark abweichendes Datenmuster aufwies. Sie wurde ebenfalls aus den Analysen ausgeschlossen. Nach Abschluss des Datenscreenings bestand die verbleibende Gesamtstichprobe somit aus $N = 156$ Personen. Angaben zu den Einzelitems (d. h. Mittelwerte, Standardabweichungen, Range, Schiefe, Exzess, Missings, Outlier) sind für die Ressourcen in Tabelle A1, für SOC in Tabelle A7 und für die Alterszufriedenheit in Tabelle A13 des Appendix A zusammengefasst.

4.1.3.2 Vorgehen bei der Datenaggregation zur Konstrukterstellung, Dimensionalität sowie Reliabilität der zentralen Konstrukte

Um Einzelitems zu globaleren Indikatoren zusammenzufassen (z. B. Ressourcen, SOC) werden unterschiedliche Möglichkeiten der Konstruktbildung diskutiert (z. B. Rushton, Brainerd & Pressley, 1983). Häufig wird die Verwendung von Faktorwerten präferiert, wobei diese Werte zumeist in explorativen Hauptkomponentenanalysen gewonnen werden. Diese so ermittelten Faktorwerte haben den Vorteil, die zugrunde liegende Varianz vollständig aufzuklären. Allerdings besteht häufig das Problem, dass Beziehungen zwischen den Einzelitems existieren und zu abweichenden Primärladungen in diesen explorativen Analysen führen. Zudem ist die Güte bzw. die Stabilität solcher Faktorlösungen u. a. von der Stichprobengröße abhängig. Da in der vorliegenden Arbeit Daten aus unterschiedlich großen Stichproben verwendet wurden (Studie 1: $N = 156$ vs. Studie 2: $N = 42$), schien eine von der Stichprobengröße relativ unabhängige Art der Datenaggregation sinnvoll, um eine optimale Vergleichbarkeit beider Studien zu gewährleisten. Diese Überlegungen führten zur Entscheidung für gleichgewichtete Mittelwertsindikatoren (unit-weighted composites; Rushton et al., 1983), wobei die Einzelitems eines Konstrukts zuerst standardisiert und dann gemittelt werden.

4.1.3.2.1 Ressourcen

Die einzelnen Ressourcenitems wurden so kodiert, dass größere Werte einen höheren Ressourcenstatus indizierten. Da die Auswahl der Ressourcen sowie ihre Zuordnung zu den Dimensionen demographische, kognitive, gesundheitliche und soziale Ressourcen auf theoretischer Basis erfolgt war, wurde die *Struktur des Ressourcenkonstrukts* mit explorativen und

konfirmatorischen Faktorenanalysen auf Basis der einzelnen Ressourcenitems überprüft, um die Bildung der die Ressourcendimensionen beschreibenden Konstrukte empirisch abzusichern (vgl. Nesselroade & Baltes, 1984). Diese Analysen erzielten erwartungskonform Faktorstrukturen mit getrennten Dimensionen für die demographischen, kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen. Alle Einzelressourcen zeigten theoriegemäß Primärladungen auf den Faktoren, denen sie theoretisch zugeordnet waren (vgl. Abschnitt A1.2, Appendix A). Anschließend wurden die Einzelressourcen jeder Ressourcendimension aufgrund ihrer unterschiedlichen Skalierung standardisiert und zu Mittelwertscomposites zusammengefasst. Diese Ressourcenindikatoren besaßen akzeptable Kennwerte (vgl. Tabelle 9).

Tabelle 9. *Statistische Kennwerte der Ressourcenindikatoren (z-Werte; N = 156)*

| Variable | <i>M</i> | <i>SD</i> | Min. | Max. | Exzess | Schiefe |
|----------------------------|----------|-----------|-------|------|--------|---------|
| Demographische Ressourcen | .00 | 1.00 | -1.89 | 2.65 | .16 | .81 |
| Kognitive Ressourcen | .00 | 1.00 | -2.04 | 2.76 | -.43 | .24 |
| Gesundheitliche Ressourcen | .00 | 1.00 | -2.61 | 2.04 | .71 | -1.14 |
| Soziale Ressourcen | .00 | 1.00 | -1.67 | 3.05 | .16 | .72 |
| Gesamtressourcen | .00 | 1.00 | -2.40 | 2.15 | -.46 | .02 |

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

Die *Reliabilitäten* wurden durch Cronbachs Alpha ermittelt. Sie waren für die demographischen ($\alpha = .80$) und kognitiven Ressourcen ($\alpha = .79$) befriedigend, für die gesundheitlichen Ressourcen gut ($\alpha = .84$) und für die sozialen Ressourcen ($\alpha = .64$) ausreichend.⁴

Neben der Bildung dieser vier bereichsspezifischen Ressourcenindikatoren, die zur Ermittlung der Bedeutsamkeit der spezifischen Ressourcendimensionen für das Wohlbefinden verwendet werden sollten, bestand aus theoretischer Sicht ein besonderes Interesse an einem *bereichsübergreifenden Ressourcenindikator*, der diese spezifischen Ressourcendimensionen wiederum zusammenfasste. Dieses Ressourcencomposite indiziert den Gesamtumfang des Ressourcenhaushaltes und ermöglicht die angestrebte Top-down-Betrachtung (vgl. Abschnitt 3.1). Die Verwendung solcher bereichsübergreifender Ressourcenindikatoren entspricht dem Vorgehen zahlreicher Ressourcenstudien (z. B. M. Baltes & Lang, 1997; Diener & Fujita, 1995; Hobfoll, 1998), Ressourcen zwar bereichsspezifisch zu erheben (z. B. demographische, kognitive Ressourcen etc.), diese dann aber primär zusammengefasst als bereichsübergreifenden Gesamtindex (z. B. allgemeiner Ressourcenstatus) zu analysieren. Ein solcher bereichsübergreifender Ressourcenindikator weist zudem die beste Passung zu den bereichsüber-

⁴ Die Reliabilitäten (Cronbachs Alpha) waren auch bei getrennter Betrachtung der Altersgruppen (junge Alte, alte Alte) gut bis befriedigend: Demographische Ressourcen: .82, .76; Kognitive Ressourcen: .75, .80; Gesundheitliche Ressourcen: .82, .85; Soziale Ressourcen: .56, .73.

greifend erhobenen SOC-Strategien auf (vgl. Abschnitt 4.1.2.2).⁵ Aus methodischer Sicht musste zudem ein auswertungsbezogener Aspekt berücksichtigt werden. In der regressionsanalytischen Prüfung des Zusammenspiels von Ressourcen und SOC-Strategien galt es zu beachten, dass eine relativ geringe Stichprobengröße vorlag, die die Verwendung einer hohen Prädiktoranzahl nicht zuließ (vgl. Tabachnik & Fidell, 1989 sowie Abschnitt 4.2.1.2). Die spätere Interaktionsprüfung sollte daher auf dem Gesamtressourcenindikator basieren, anstatt alle Ressourcendimensionen simultan zu berücksichtigen.

Da es trotz theoretischer und praktischer Überlegungen nicht gerechtfertigt wäre, zusammenfassende Indikatoren zu bilden, ohne dass statistisch bedeutsame Relationen in der empirischen Datenstruktur bestehen, wurden die *Beziehungen zwischen den Ressourcendimensionen* mit einfachen (zero-order) Pearson-Produkt-Moment-Korrelationen überprüft (vgl. Tabelle 10). Die höchsten Zusammenhänge bestanden zwischen den kognitiven Ressourcen und den demographischen bzw. gesundheitlichen Ressourcen (beide $r = .39, p < .01$). Die kognitiven Ressourcen wiesen zudem einen deutlichen Zusammenhang zu den sozialen Ressourcen auf ($r = .31, p < .01$). Gesundheitliche und demographische bzw. soziale Ressourcen waren etwas geringer miteinander korreliert (beide $r = .19, p < .05$). Lediglich die Beziehung zwischen demographischen und sozialen Ressourcen war nicht signifikant ($r = .07, p > .30$).

Tabelle 10. *Interrelationen der Ressourcen (Zero-order-Korrelationen; N = 156)*

| Dimension | (1) | (2) | (3) |
|-------------------------------|-------|-------|------|
| 1. Demographische Ressourcen | 1.00 | | |
| 2. Kognitive Ressourcen | .39** | 1.00 | |
| 3. Gesundheitliche Ressourcen | .19* | .39** | 1.00 |
| 4. Soziale Ressourcen | .07 | .31** | .19* |

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

Da zwischen fast allen Ressourcendimensionen bedeutsame Beziehungen moderater Ausprägung bestanden, erschien es gerechtfertigt, einen *Gesamtindikator* zu bilden. Hierzu wurden die standardisierten Subdimensionen gemittelt. Angesichts der Heterogenität des Ressourcenkonstrukts war seine interne Konsistenz mit $\alpha = .82$ überraschend hoch.⁶ Auch für den Gesamtressourcenindikator lagen akzeptable Kennwerte vor (vgl. Tabelle 9, Seite 100).

⁵ Eine andere, ebenfalls interessante, hier allerdings nicht verfolgte Fragestellung umfasst die bereichsspezifische Untersuchung von Ressourcen und Strategien. Um beispielsweise dem dynamischen Zusammenwirken von gesundheitlichen Ressourcen und SOC-Strategien sinnvoll nachgehen zu können, wäre eine auf den Gesundheitsbereich bezogene Erfassung der SOC-Strategien notwendig, da die Nutzung der SOC-Strategien in Abhängigkeit vom Inhaltsbereich variieren kann. Die bereichsspezifische Anwendung der SOC-Strategien wurde bereits im beruflichen und partnerschaftsbezogenen Bereich untersucht (Wiese et al., 2000). Da die SOC-Strategien im ALLEE-Projekt bereichsübergreifend erfasst wurden, konnte eine Untersuchung der spezifischen Ressourcendimensionen im Zusammenspiel mit SOC nicht vorgenommen werden.

⁶ Die interne Konsistenz der Gesamtressourcen lag in der Gruppe der jungen Alten bei $\alpha = .76$ und in der Gruppe der alten Alten bei $\alpha = .83$.

4.1.3.2.2 Strategien des Lebensmanagements (SOC)

Die *spezifischen SOC-Indikatoren* (d. h. elektive Selektion, verlustbasierte Selektion, Optimierung und Kompensation) wurden als Summe der Rohwerte der entsprechenden Einzelitems gebildet (siehe Tabelle 11 sowie Tabelle A7, Appendix A). Zuvor wurden auch hier explorative und konfirmatorische Faktorenanalysen (vgl. Nesselroade & Baltes, 1984) durchgeführt, um die *Dimensionalität des SOC-Konstrukts* für die vorliegende Altersgruppe abzusichern. Theoriekonform bestand auch für die Gruppe der alten und sehr alten Personen eine vierfaktorielle Faktorenlösung mit eindeutiger Trennung der Dimensionen elektive Selektion, verlustbasierte Selektion, Optimierung und Kompensation (vgl. Abschnitt A2.2, Appendix A).

Ausgehend von der maximal möglichen Wahl von je 12 SOC-Targets pro Subdimension wurde die elektive Selektion durchschnittlich 7.03 mal ($SD = 2.41$), verlustbasierte Selektion 7.87 mal ($SD = 2.34$), Optimierung 7.40 ($SD = 2.34$) und Kompensation 7.46 mal ($SD = 2.53$) mal ausgewählt. Der Range lag für alle Strategien zwischen 1 bzw. 2 und 12 Target-Items. Schiefe und Exzess waren für alle Indikatoren akzeptabel (vgl. Tabelle 11).

Tabelle 11. *Statistische Kennwerte der SOC-Strategien (Rohwerte; Gesamt-SOC: z-Wert; N = 156)*

| Variable | <i>M</i> | <i>SD</i> | Min. | Max. | Exzess | Schiefe |
|---------------------------|----------|-----------|-------|-------|--------|---------|
| Elektive Selektion | 7.03 | 2.41 | 1.00 | 12.00 | .01 | -.54 |
| Verlustbasierte Selektion | 7.87 | 2.34 | 2.00 | 12.00 | -.50 | .30 |
| Optimierung | 7.40 | 2.34 | 1.00 | 12.00 | -.44 | -.44 |
| Kompensation | 7.46 | 2.53 | 1.00 | 12.00 | -.19 | -.54 |
| Gesamt-SOC | .00 | 1.00 | -3.12 | 2.32 | .39 | -.48 |

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung; Min.: Minimum; Max.: Maximum. Der Rohscore für SOC, der in manchen Studien verwendet wird (d. h. Mittelwert aller Strategien) lag in dieser Stichprobe bei $M = 7.44$ ($SD = 1.75$; Range = 2–12).

Die *interne Konsistenz* der SOC-Skalen lag für elektive Selektion bei $\alpha = .63$, für verlustbasierte Selektion bei $\alpha = .57$, für Optimierung bei $\alpha = .55$ und für Kompensation bei $\alpha = .63$. Für die SOC-Gesamtskala bestand ein befriedigender Koeffizient von $\alpha = .80$.⁷ Die Reliabilitäten waren vergleichbar mit den Angaben des Technical Reports (P. Baltes et al., 1999).

Zur Klärung der Ausgangsbasis für die nachfolgenden Analysen wurde untersucht, inwiefern sich die *Höhe der Anwendung der einzelnen SOC-Strategien* voneinander unterschied. Eine Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor (repeated-measurement ANOVA)⁸

⁷ Auch bei der getrennten Betrachtung der beiden Altersgruppen (junge Alte, alte Alte) waren die Reliabilitäten (Cronbachs Alpha) befriedigend bis ausreichend: Elektive Selektion: .69, .52; Verlustbasierte Selektion: .57, .57; Optimierung: .61, .50; Kompensation: .62, .64; Gesamt-SOC: .82, .78.

⁸ Bei einer Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor ist die Fehlervarianz durch Kontrolle der Variabilität zwischen den Individuen reduziert, weshalb sie als sensitiveres und damit teststärkeres Verfahren im Vergleich zur multivariaten Varianzanalyse gilt (vgl. Weinfurt, 1995, 2000) und daher zu bevorzugen ist (vgl. Hatcher & Stepanski, 1999).

ergab, dass die Subskalen unterschiedlich stark genutzt wurden ($F_{(2.75, 426.96)} = 5.05, p < .003, \eta^2 = .03$).⁹ Spezifische Post-hoc-Kontraste zeigten, dass die verlustbasierte Selektion signifikant häufiger angewendet wurde als die elektive Selektion ($F_{(1, 154)} = 13.56, p < .001$). Die Verwendung der verlustbasierten Selektion unterschied sich auf dem gewählten Alpha-Niveau von $p < .01$ (vgl. Abschnitt 4.2) nicht von der Nutzungshäufigkeit der Optimierung ($F_{(1, 154)} = 6.29, p = .01$) und der Kompensation ($F_{(1, 154)} = 4.36, p = .04$).

Analog zum Ressourcenbereich wurde als *zusammenfassender SOC-Indikator* ein gleichgewichtetes Composite erstellt, um zu gewährleisten, dass alle vier Subskalen mit demselben Gewicht in den SOC-Gesamtscore eingingen. Um zu prüfen, ob die Bildung eines solchen die Orchestrierung der SOC-Strategien repräsentierenden Indikators in Hinblick auf die vorliegende Datenstruktur sinnvoll schien, wurden die Relationen zwischen den SOC-Skalen untersucht (vgl. Tabelle 12). Die höchste Korrelation bestand zwischen verlustbasierter Selektion und Optimierung ($r = .51$), gefolgt von der Beziehung zwischen verlustbasierter Selektion und Kompensation ($r = .50$) und der Beziehung zwischen Optimierung und Kompensation ($r = .43, ps < .01$). Die elektive Selektion war mit verlustbasierter Selektion ($r = .29$) und mit Optimierung korreliert ($r = .31, ps < .01$). Die schwächste Beziehung bestand zwischen elektiver Selektion und Kompensation ($r = .18, p < .05$). Sie war deutlich geringer als die Korrelation zwischen elektiver Selektion und Optimierung. Korrelationsvergleiche ergaben, dass die Beziehungen der Optimierung und der Kompensation zur verlustbasierten Selektion signifikant stärker waren als zur elektiven Selektion (OPT zu LBS: $r = .51$ vs. zu ELS: $r = .31, z = 2.37, p < .017$; COM zu LBS: $r = .50$ vs. zu ELS: $r = .18, z = 3.64, p < .017$).¹⁰ Die Relationen von Optimierung und Kompensation zur elektiven Selektion unterschieden sich hingegen nicht (ELS zu OPT: $r = .31$ vs. zu COM: $r = .18, z = 1.57, p = .06$).¹¹ Die Nutzung der Optimierung und Kompensation scheint folglich stärker mit der Verwendung der verlustbasierten Selektion einherzugehen als mit elektiver Selektion. Personen, die stärker verlustbasiert selektieren, scheinen damit gleichzeitig eine stärkere Tendenz dazu zu haben, ihre Ressourcen optimierend zu erweitern und kompensierend einzusetzen. Die elektive Selektion, die einer Zielwahl aus individuellen Präferenzen entspricht, scheint hingegen weniger stark in Abhängigkeit von den anderen Prozessen zu stehen.

⁹ Aufgrund einer geringen Abweichung vom zweiten Symmetriekriterium (Mauchly Sphericity $W = .88$, Greenhouse-Geisser $\epsilon = .92, p = .002$) wurde eine Adjustierung nach Greenhouse und Geisser (1959) durchgeführt (ausführliche Angaben zu diesem Vorgehen siehe Abschnitt 4.2.2.1.2).

¹⁰ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng, Rosenthal und Rubin (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni bei drei Einzelvergleichen: $p = .05/3 = .017$ (nach Bortz, 1993).

¹¹ Siehe vorangegangene Fußnote.

Tabelle 12. *Interrelationen der SOC-Strategien (Zero-order-Korrelationen; N = 156)*

| Dimension | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------|--------------|--------------|--------------|
| 1. Elektive Selektion | 1.00 | | |
| 2. Verlustbasierte Selektion | .29** | 1.00 | |
| 3. Optimierung | <u>.31**</u> | <u>.51**</u> | 1.00 |
| 4. Kompensation | <u>.18*</u> | <u>.50**</u> | <u>.43**</u> |

Anmerkung. Die unterstrichenen Korrelationskoeffizienten divergieren zeilenweise mit $p < .017$. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ von Null verschieden.

Beim Vergleich der Interrelationen der SOC-Subdimensionen mit anderen Studien, in denen der SOC-Fragebogen zum Einsatz kam, war bemerkenswert, dass die Korrelationen im vorliegenden Datensatz deutlich höher ausfielen als beispielsweise Freund und Baltes (1999) für die Berliner Altersstudie berichteten. Zwar handelte es sich bei BASE ebenfalls um eine Untersuchung alter und sehr alter Menschen, das Durchschnittsalter war allerdings mit 83.5 Jahren höher. Zudem wurde in BASE eine Kurzversion des SOC-Fragebogens mit lediglich 12 Items eingesetzt, was ein weiterer Grund für die geringeren Interkorrelationen sein kann.

Zusammenfassend bestätigen die vorliegenden korrelativen Befunde, dass zwischen den SOC-Strategien zur Bildung eines Gesamtindikators ausreichend hohe Beziehungen bestanden. Zudem waren sie hinreichend differenziert, was getrennte Analysen nahe legte.

4.1.3.2.3 Alterszufriedenheit

Der Indikator der *Alterszufriedenheit* wurde schließlich als Mittelwert auf Grundlage der Rohwerte der PGCMS-Items gebildet ($M = 3.32$, $SD = .72$; vgl. Liang & Bollen, 1983). Dieser Wert war nahezu identisch mit der Höhe der Alterszufriedenheit, die für die 70- bis 103-jährigen Teilnehmer der Berliner Altersstudie ermittelt worden war ($M = 3.31$, $SD = .84$; Smith et al., 1996).

Schiefe und Exzess ließen mit $-.43$ bzw. $-.29$ darauf schließen, dass die Daten relativ normal verteilt waren. Die interne Konsistenz der Alterszufriedenheit war mit $\alpha = .60$ akzeptabel, wenn auch etwas geringer als in BASE ($\alpha = .74$; Staudinger et al., 1996).¹²

¹² Die getrennte Untersuchung der beiden Altersgruppen ergab für die jungen Alten eine interne Konsistenz von $\alpha = .54$ und für die alten Alten von $\alpha = .67$.

4.2 Studie 1: Ergebnisse

Im Zentrum der Studie 1 stand die Untersuchung der Bedeutung von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien für ein erfolgreiches Altern alter und sehr alter Personen. Nachdem durch die im vorangegangenen Methodenteil dargestellten Befunde deutlich wurde, dass die Indikatoren der Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit hinreichend reliabel und spezifisch waren, steht im Folgenden die Hypothesenprüfung im Mittelpunkt.

Die Darstellung der Ergebnisse von Studie 1 gliedert sich in zwei Abschnitte. Da im Methodenteil bereits deskriptive Ergebnisse zu Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit dargestellt wurden, werden im *ersten Abschnitt* dieses Ergebnisteils grundlegende korrelative und regressionsanalytische Analysen zu den Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit berichtet (*Hypothesen 1a–1c*). Zunächst wird die differentielle Bedeutung der einzelnen Ressourcendimensionen und SOC-Subskalen für die Alterszufriedenheit beleuchtet. Es folgen Analysen zur Frage, ob das Lebensalter über Ressourcen und Strategien hinaus zusätzliche Varianz der Alterszufriedenheit erklärt. Anschließend wird dem Zusammenspiel zwischen Ressourcen und SOC in seiner Beziehung zur Alterszufriedenheit nachgegangen. In diesen Analysen wurde auf die zusammenfassenden Ressourcen- bzw. SOC-Composites zurückgegriffen. Außerdem wurden Folgeanalysen zur Rolle der spezifischen SOC-Strategien durchgeführt.

Der *zweite Abschnitt* geht Fragen zur Existenz von Altersgruppendifferenzen zwischen jungen-alten und alten-alten Personen nach (*Hypothesen 2a–2d*). Begonnen wurde mit Analysen zu Mittelwertsdifferenzen von Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit. Daran anschließend wurden die Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit auf Altersgruppenunterschiede geprüft.

Alle Analysen erfolgten mit den entsprechenden Prozeduren des Statistikprogramms SPSS (Statistical Package for the Social Sciences). Bei der varianzanalytischen Untersuchung von Mittelwertsunterschieden wurde aufgrund der zahlreichen statistischen Tests ein konservativeres Signifikanzniveau von $p = .01$ gewählt. Zur Prüfung der Zusammenhangshypothesen wurde hingegen ein Alpha-Niveau von $p = .05$ verwendet, um der vergleichsweise geringeren Teststärke Rechnung zu tragen (vgl. Cohen, 1977). Zur Evaluierung der statistischen Bedeutsamkeit von Dreifachinteraktionseffekten, bei der eine Vielzahl von Termen erster bis dritter Ordnung in die Analyse eingehen, wurde schließlich aufgrund der relativ geringen Stichprobengröße ein Signifikanzniveau von $p = .10$ verwendet, um die reduzierte Teststärke angemessen zu berücksichtigen (vgl. McClelland & Judd, 1993).

4.2.1 Zur querschnittlichen Beziehung zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit (Hypothesen 1a–1c)

Den theoretischen Annahmen folgend wird die Beziehung zwischen Ressourcen und Alterszufriedenheit durch die SOC-Lebensmanagementstrategien moderiert. Entsprechend wurde im Hypothesenblock 1 postuliert, dass sowohl die Ressourcen als auch die SOC-Strategien eine positive Beziehung zur Alterszufriedenheit aufweisen (*Hypothese 1a und 1b*), zudem jedoch eine statistisch bedeutsame Interaktion zwischen Ressourcen und SOC-Strategien besteht, die den erwarteten Moderatoreffekt abbildet (*Hypothese 1c*).

Die Untersuchung der Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit erfolgte unter Nutzung verschiedener Vorgehensweisen. Begonnen wurde mit der simultanen Betrachtung aller spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien, um die *relative Bedeutsamkeit der einzelnen Facetten* für das Wohlbefinden zu ermitteln. Daran anschließend wurde der *Bedeutung des funktionalen Zusammenwirkens* zwischen Ressourcen und SOC für das Wohlbefinden unter Nutzung der zusammenfassenden Composite-Indikatoren nachgegangen, da die gleichzeitige Verwendung aller Ressourcen- und SOC-Dimensionen aus verschiedenen Gründen problematisch erschien. Aus theoretischer Sicht war bei der Spezifizierung eines Modells, das mehrere Interaktionsterme enthielt (z. B. kognitive Ressourcen \times Optimierung; gesundheitliche Ressourcen \times Optimierung usw.), mit einem Grad an Komplexität zu rechnen, der Schwierigkeiten bei der Ergebnisinterpretation erwarten ließ (Aiken & West, 1991). Zudem bestanden methodische Bedenken in Bezug auf ein entsprechend ungünstiges Verhältnis zwischen der benötigten Prädiktoranzahl und der relativ geringen Stichprobengröße (Tabachnik & Fidell, 1989).

Um dem funktionalen Zusammenspiel zwischen Ressourcen und spezifischen SOC-Dimensionen dennoch nachgehen zu können, wurde die Untersuchung der Composite-Indikatoren um Folgeanalysen zu den einzelnen SOC-Strategien ergänzt.

4.2.1.1 Beschreibung der multiplen korrelativen (Zero-order-) Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit

Zur vollständigen Abbildung des Datenraums und um einen ersten Eindruck der Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit zu erhalten, wurden Pearson-Produkt-Moment-Korrelationen berechnet und einer deskriptiven Analyse unterzogen. Erwartungsgemäß waren die Korrelationskoeffizienten zwischen den Indikatoren einer Konstruktgruppe in der Regel höher als zwischen Indikatoren unterschiedlicher Konstruktgruppen, was auf eine konvergente und diskriminante Validität der zentralen Kon-

strukture hinwies (Campbell & Fiske, 1959; vgl. Tabelle 13). Dieser Befund verdeutlicht, dass es sich bei Ressourcen und SOC um hinreichend voneinander getrennte Faktoren handelt und die Gefahr einer Überschneidung der Konstrukte als sehr gering eingeschätzt werden konnte.

Ressourcen und Lebensmanagementstrategien waren auf der Ebene der zusammenfassenden Composite-Indikatoren mit $r = .17$ ($p < .05$) moderat korreliert. Auf der Ebene der Subdimensionen bestanden Beziehungen zwischen den sozialen Ressourcen und Optimierung ($r = .31$, $p < .01$) sowie zwischen den demographischen Ressourcen und verlustbasierter Selektion ($r = .19$, $p < .05$), Optimierung und Kompensation (beide $r = .18$, $p < .05$).

Wurde Alterszufriedenheit zusätzlich berücksichtigt, so zeigte sich, dass sowohl die Ressourcen als auch die Lebensmanagementstrategien positive Beziehungen zur Alterszufriedenheit aufwiesen. Das Ressourcencomposite korrelierte mit $r = .31$ ($p < .01$). Signifikante Korrelationen bestanden auch für die kognitiven Ressourcen ($r = .17$, $p < .05$) und vor allem für die gesundheitlichen Ressourcen, die mit $r = .45$ ($p < .01$) einen sehr deutlichen Zusammenhang zur Alterszufriedenheit aufwiesen. Demographische und soziale Ressourcen zeigten hingegen keine Beziehungen zur Alterszufriedenheit ($r = .08$ bzw. $r = .13$, beide *ns*).

Die Lebensmanagementstrategien waren mit $r = .20$ ($p < .05$) ebenfalls signifikant positiv mit Alterszufriedenheit korreliert. Optimierung zeigte mit $r = .26$ ($p < .01$) die höchste Beziehung zur Alterszufriedenheit, gefolgt von der verlustbasierten Selektion mit $r = .18$ ($p < .05$). Elektive Selektion und Kompensation waren im Gegensatz dazu ohne Zusammenhang zur Alterszufriedenheit ($r = .09$ bzw. $r = .05$, beide *ns*).

Im nächsten Schritt wurde das Lebensalter als Korrelat zur Betrachtung hinzugezogen. Der Zusammenhang zwischen Ressourcen und SOC zum Lebensalter unterschied sich deutlich zwischen den beiden Konstruktgruppen. Die Ressourcen wiesen ausschließlich negative Korrelationen mittlerer Ausprägung zum Alter auf. Am stärksten war diese negative Beziehung für die kognitiven Ressourcen mit $r = -.43$ ($p < .01$), gefolgt von gesundheitlichen und demographischen Ressourcen ($r = -.33$ bzw. $r = -.32$, $ps < .01$). Die sozialen Ressourcen zeigten mit $r = -.26$ ($p < .01$) eine etwas geringere negative Beziehung zum Alter.

Während auch das Ressourcencomposite mit $r = -.50$ ($p < .01$) eine relativ hohe Beziehung zum Alter aufwies, standen die Lebensmanagementstrategien kaum in einem Zusammenhang zum Lebensalter. Nur die elektive Selektion besaß eine bedeutsame Beziehung zum Alter: Mit zunehmenden Lebensjahren stieg die angegebene Nutzung der elektiven Selektion an ($r = .18$, $p < .05$). Das zusammenfassende SOC-Composite war mit $r = .05$ (*ns*) ebenso wie die Alterszufriedenheit mit $r = -.11$ (*ns*) ohne Beziehung zum Alter.

Tabelle 13. *Interrelationen zwischen Ressourcen, SOC, Alterszufriedenheit und Alter (N = 156)*

| Dimension | Ressourcen | | | | | SOC-Strategien | | | | | AS |
|-----------------------|------------|--------|--------|--------|--------|----------------|-------|-------|-------|------|------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| 1. Demograph. R. | 1.00 | | | | | | | | | | |
| 2. Kognitive R. | .39** | 1.00 | | | | | | | | | |
| 3. Gesundheitl. R. | .19* | .39** | 1.00 | | | | | | | | |
| 4. Soziale R. | .07 | .31** | .19* | 1.00 | | | | | | | |
| 5. Gesamtressourcen | .62** | .79** | .67** | .59** | 1.00 | | | | | | |
| 6. Elektive S. | -.11 | -.11 | -.07 | .00 | -.11 | 1.00 | | | | | |
| 7. Verlustbasierte S. | .19* | .12 | .12 | .10 | .20* | .29** | 1.00 | | | | |
| 8. Optimierung | .18* | .02 | .14 | .31** | .24** | .31** | .51** | 1.00 | | | |
| 9. Kompensation | .18* | .04 | .13 | .06 | .16* | .18* | .50** | .43** | 1.00 | | |
| 10. Gesamt-SOC | .15 | .02 | .11 | .16* | .17* | .61** | .79** | .77** | .73** | 1.00 | |
| 11. Alterszufriedenh. | .08 | .17* | .45** | .13 | .31** | .09 | .18* | .26** | .05 | .20* | 1.00 |
| 12. Lebensalter | -.32** | -.43** | -.33** | -.26** | -.50** | .18* | .01 | -.03 | -.02 | .05 | -.11 |

Anmerkung. AS: Alterszufriedenheit. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ von Null verschieden.

4.2.1.2 Regressionsanalytische Prüfung der multiplen Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit

Die Beziehung zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit wurde anschließend mit multiplen Regressionen untersucht. Angenommen wurde, dass sowohl die Ressourcen als auch die SOC-Strategien in positivem Zusammenhang zum subjektiven Wohlbefinden stehen. Je mehr Ressourcen einer Person zur Verfügung hat und je mehr SOC sie davon unabhängig nutzt, desto höher sollte ihre Alterszufriedenheit sein. Das Zusammenspiel beider Konstrukte wurde an dieser Stelle noch nicht untersucht (siehe unten).

Um die Beziehungen von Ressourcen und SOC zur Alterszufriedenheit detailliert betrachten zu können, wurden die Analysen mit Regressionsmodellen begonnen, in die *multiple Indikatoren* für Ressourcen und SOC als Prädiktoren eingingen. In diesen Modellen wurden alle Ressourcendimensionen und SOC-Strategien einzeln eingegeben, ohne Interaktionsterme zu spezifizieren.¹³ Diese Analysen trugen einen explorativen Charakter und sollten Hinweise auf die relative Bedeutsamkeit der einzelnen Ressourcen und SOC-Strategien liefern. Die für die Fragestellung zentralen Interaktionsmodelle werden im Abschnitt 4.2.1.3 dargestellt.

¹³ Obwohl die Hypothesen 1a–1c Annahmen zu Interaktionsmodellen beschreiben, wurden die Analysen mit Regressionen ohne Interaktionsterme begonnen. Dies erfolgte aus dem pragmatischen Grunde, dass die Stichprobengröße keine hierarchischen Modelle mit Berücksichtigung aller spezifischen Interaktionen zwischen den Ressourcen- und SOC-Dimensionen zuließ (mindestens 24 Prädiktoren). Wichtig ist an dieser Stelle der Hinweis, dass Haupteffekt- und Interaktionsmodelle unterschiedliche Konzepte darstellen: In Haupteffektmodellen schätzen die Regressionskoeffizienten die Effekte der Prädiktoren (z. B. Ressourcen) auf das Kriterium (z. B. Alterszufriedenheit) über alle möglichen Ausprägungen der anderen Prädiktoren (z. B. SOC) hinweg. Interaktionsmodelle bestimmen hingegen bedingte, d. h. von bestimmten Ausprägungen der anderen Prädiktoren abhängige Beziehungen zum Kriterium (Jaccard, Turrisi & Wan, 1990).

Tabachnik und Fidell (1989) raten bei hierarchischen Regressionsmodellen zur Verwendung von mindestens 20 Personen pro Prädiktor. Angesichts der Stichprobengröße von $N = 156$ bestanden für Regressionsmodelle mit acht unabhängigen Variablen ideale Bedingungen. Da für alle Prädiktor- und Kriteriumsvariablen akzeptable Werte für Schiefe und Exzess vorlagen (siehe Abschnitt 4.1.3.2), wurden als weitere Voraussetzungen Linearität, Homoskedastizität und Unabhängigkeit der Residuen graphisch geprüft. Auch hier bestanden keine auffälligen Abweichungen von den erwarteten Mustern. Da nur geringe bis moderate Relationen zwischen den Prädiktoren vorlagen (vgl. Abschnitt 4.2.1.1), konnte eine unzuverlässige Schätzung der Koeffizienten durch Multikollinearität zudem ausgeschlossen werden.¹⁴

Die zuerst durchgeführte nichthierarchische multiple Regressionsanalyse zeigte, dass bei der gemeinsamen Berücksichtigung aller Ressourcendimensionen und SOC-Strategien mit $R^2 = .26$ ($F_{(8, 147)} = 6.41$, $p < .001$) insgesamt 26% der Varianz der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit aufgeklärt wurden (vgl. Tabelle 14). Die Betrachtung der standardisierten Regressionskoeffizienten (Betagewichte: β) verdeutlichte, dass die gesundheitlichen Ressourcen mit $\beta = .43$ ($p < .001$) und Optimierung mit $\beta = .21$ ($p < .05$) auch nach Kontrolle aller anderen Prädiktoren spezifische Varianz erklären konnten (gesundheitliche Ressourcen: 15%; Optimierung: 3%; siehe Tabellen A15 u. A16 in Appendix A).¹⁵ Beide Prädiktoren zeichneten sich durch relativ hohe Beziehungen zur Alterszufriedenheit aus. Zudem zeigten die Betagewichte, dass – mit Ausnahme der demographischen und sozialen Ressourcen sowie der Kompensation – ausschließlich positive Beziehungen zum Kriterium bestanden: Je mehr Ressourcen einer Person zur Verfügung standen und je mehr Lebensmanagementstrategien sie anwendete, desto höher war ihre Alterszufriedenheit. Diese Befunde lieferten erste Hinweise auf die Gültigkeit der *Hypothesen 1a* und *1b*.

Um die spezifischen und gemeinsamen Beiträge der Ressourcen und der Lebensmanagementstrategien in der Vorhersage der Alterszufriedenheit zu ermitteln, wurde eine Kommunalitätsanalyse durchgeführt. In zwei multiplen hierarchischen Regressionen wurden Ressourcen- und SOC-Prädiktoren jeweils als Block in getrennten, aufeinander folgenden Schritten und in unterschiedlicher Reihenfolge eingegeben. Die Prüfung auf eine bedeutsame Zunahme der Varianzaufklärung durch das schrittweise Hinzufügen von Prädiktoren, die das Vorliegen spezifischer (uniquer) Varianzanteile indiziert, erfolgte durch F-Tests.

¹⁴ Multikollinearitätseffekte sind ab Prädiktorkorrelationen von $r = .70$ zu erwarten (Tabachnik & Fidell, 1989).

¹⁵ In allen Regressionsanalysen wurden zentrierte Variablen verwendet, um die Interpretierbarkeit zu maximieren und Probleme der Multikollinearität zu minimieren (Aiken & West, 1991). Diese Transformation hat keinen Einfluss auf Signifikanztests und Effektstärken (Jaccard et al., 1990). Vom traditionellen Ansatz der Nutzung standardisierter Indikatoren (z. B. Friedrich, 1982) wurde abgesehen, da dies zu Schwierigkeiten bei der Interpretation von Interaktionstermen führen kann (vgl. Jaccard et al., 1990), die in späteren Regressionsanalysen notwendig waren. Somit konnte jeweils dasselbe methodische Vorgehen angewandt werden.

Tabelle 14. *Multiplere Regressionsmodell mit spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien als Prädiktoren der Alterszufriedenheit (N = 156)*

| Prädiktor | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|-----------------------------------|-----------------------------------|---|-----------------------------|------------|
| Ressourcen | | | | |
| Demographische Ressourcen | -.03 | .06 | -.03 | .67 |
| Kognitive Ressourcen | .01 | .08 | .02 | .86 |
| Gesundheitliche Ressourcen | .40 | .07 | .43 | .00 |
| Soziale Ressourcen | -.01 | .08 | -.01 | .86 |
| SOC-Strategien | | | | |
| Elektive Selektion | .02 | .08 | .05 | .49 |
| Verlustbasierte Selektion | .02 | .03 | .08 | .39 |
| Optimierung | .06 | .03 | .21 | .02 |
| Kompensation | -.04 | .03 | -.14 | .11 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .26$ | $F_{(8, 147)} = 6.41$ | $p = .00$ | |

Anmerkung. *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Im ersten schrittweise hierarchischen Modell (Modell 1; vgl. Tabelle 15) wurden die SOC-Strategien im ersten Analyseschritt blockweise als Prädiktoren der Alterszufriedenheit eingegeben, da auf Grundlage der theoretischen Vorannahmen erwartet wurde, dass die SOC-Strategien im Vergleich zu den grundlegenden Ressourcen weniger Varianz der Alterszufriedenheit aufklären sollten. Die SOC-Strategien führten zu einem signifikanten Determinationskoeffizienten von $R^2 = .08$ ($\Delta F_{(4, 151)} = 3.19, p < .05$). Wurden im zweiten Schritt der Analyse die vier Ressourcenindikatoren ins Modell aufgenommen, so kam es zu einem signifikanten Anstieg des Determinationskoeffizienten um $R^2 = .18$ ($\Delta F_{(8, 147)} = 8.96, p < .001$): Die Ressourcen erklärten damit über die Varianzanteile der Lebensmanagementstrategien und über die gemeinsame Varianz mit SOC 18% spezifische und unabhängige (unique) Varianz.

Im zweiten schrittweise hierarchischen Regressionsmodell (Modell 2; vgl. Tabelle 15) wurde die Reihenfolge der Prädiktorblöcke vertauscht, um zu ermitteln, ob auch die Lebensmanagementstrategien spezifische und eigenständige Beiträge zur Erklärung der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit leisten konnten. Das multiple R^2 des Gesamtmodells entsprach aufgrund derselben Prädiktoren dem ersten Modell ($R^2 = .26, F_{(8, 147)} = 6.41, p < .001$). Wurden die Ressourcenindikatoren zuerst in die Analyse eingegeben, so kam es zu einem Anstieg des Determinationskoeffizienten um $R^2 = .20$ ($\Delta F_{(4, 151)} = 9.62, p < .001$). Wurde so für die Ressourcen kontrolliert und wurden die Lebensmanagementstrategien im zweiten Analyseschritt als Prädiktorblock eingeführt, so verdeutlichte der signifikante Zuwachs des R^2 , dass auch die SOC-Strategien eigenständige Varianzanteile, und zwar 6% der Varianz, über die Ressourcen hinaus erklärten ($\Delta R^2 = .06; \Delta F_{(8, 147)} = 2.75, p < .05$).

Tabelle 15. *Multiple hierarchische Regressionsmodelle mit spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien als Prädiktoren der Alterszufriedenheit mit variierender Eingabereihenfolge (N = 156)*

| Prädiktor | $R^2 / \Delta R^2$ | $F / \Delta F$ | p |
|------------------------------------|-----------------------------------|--|-----------------------------|
| Modell 1 | | | |
| Step 1 | | | |
| SOC: ELS, LBS, OPT, COM | .08 | 3.19 | .02 |
| Step 2 | | | |
| RES: DEM, COG, GES, SOZ | .18 | 8.96 | .00 |
| Modell 2 | | | |
| Step 1 | | | |
| RES: DEM, COG, GES, SOZ | .20 | 9.62 | .00 |
| Step 2 | | | |
| SOC: ELS, LBS, OPT, COM | .06 | 2.75 | .03 |
| Gesamtmodell (Modell 1 + 2) | Cum $R^2 = .26$ | $F_{(8,147)} = 6.41$ | $p = .00$ |

Anmerkung. ELS: elektive Selektion; LBS: verlustbasierte Selektion; OPT: Optimierung; COM: Kompensation; RES: Ressourcen; DEM: demographische; COG: kognitive; GES: gesundheitliche; SOZ: soziale Ressourcen; $R^2 / \Delta R^2$: Determinationskoeffizient bzw. seine Veränderung; $F / \Delta F$: zugehöriger F -Test; p : exaktes Signifikanzniveau.

Die Ergebnisse der Regressionsmodelle mit den multiplen Ressourcen- und SOC-Indikatoren verdeutlichen, dass sowohl Ressourcen als auch SOC zur Erklärung interindividueller Unterschiede in der Ausprägung der Alterszufriedenheit beitragen. Beide Prädiktorengruppen leisteten eigenständige und voneinander unabhängige Beiträge zur Vorhersage von Alterszufriedenheit, wobei den Ressourcen ein dreimal so hoher prädiktiver Wert zukam (18%) wie den SOC-Strategien (6%). Gemeinsam teilten sie sich einen Varianzanteil von 2%. Der Ressourcenumfang und die Nutzung der SOC-Strategien sind damit für die Höhe des Wohlbefindens bedeutsam, allerdings in unterschiedlicher Stärke.

Diese ersten Befunde zur differentiellen Vorhersagekraft der einzelnen Ressourcen- bzw. SOC-Subdimensionen wurden im Folgenden weiter exploriert. Vor allem die negativen Beziehungen z. B. der Kompensation zur Alterszufriedenheit in den Regressionen erschienen nicht erwartungskonform. Hierzu wurden die einfachen (Zero-order-) Korrelationen aller Ressourcen- und SOC-Prädiktoren zum Kriterium Alterszufriedenheit mit den standardisierten Betagewichten des multiplen Regressionsmodells verglichen, um mögliche Suppressions-effekte zwischen den Prädiktoren zu ermitteln. Dabei wurden Diskrepanzen zwischen Korrelationen und Betagewichten für die Prädiktoren kognitive Ressourcen ($r = .17, p < .05$ vs. $\beta = .02, ns$), verlustbasierte Selektion ($r = .18, p < .05$ vs. $\beta = .08, ns$), Optimierung ($r = .26, p < .01$ vs. $\beta = .21, p < .05$) und Kompensation ($r = .05, ns$ vs. $\beta = -.14, ns$) deutlich. In allen Fällen waren die Betagewichte geringer als aufgrund der Zero-order-Korrelationen

erwartet worden war. Nach Cohen und Cohens (1975) Kriterium der Suppressor-identifikation bestand jedoch lediglich für die Kompensation der Verdacht eines Suppressionseffekts.¹⁶ Kompensation zeichnete sich trotz positiver Korrelation zur Alterszufriedenheit in den vorliegenden Regressionsanalysen durch ein negatives Betagewicht aus, was darauf hinwies, dass Kompensation im Zusammenspiel mit den anderen Prädiktoren die Rolle eines negativen Suppressors zukam (vgl. Darlington, 1968). Die von Bortz (1993) vorgeschlagene Prüfung ergab, dass Kompensation sowohl in Bezug auf die verlustbasierte Selektion als auch auf die Optimierung eine negative Suppressorwirkung ausübte.¹⁷ Die Kompensation unterdrückte in der multiplen Regression einen Teil der Varianz der verlustbasierten Selektion bzw. Optimierung, der mit der Alterszufriedenheit unkorreliert ist. Durch das Unterdrücken der Varianz der Prädiktoren (verlustbasierte Selektion bzw. Optimierung), die mit dem negativen Suppressor (Kompensation) assoziiert ist, steigt in der Regel die Beziehung zwischen Prädiktor und Kriterium (Selektion bzw. Optimierung und Alterszufriedenheit).¹⁸

Inhaltlich bedeuten die hier beobachteten Suppressorsituationen, dass dann, wenn die Nutzung der verlustbasierten Selektion bzw. Optimierung kontrolliert wird, mit einer häufigeren Kompensationsanwendung eine geringere Alterszufriedenheit einhergeht. Gleichzeitig liegt unabhängig von der Anwendung der verlustbasierten Selektion bzw. Optimierung eine höhere Alterszufriedenheit vor, wenn weniger kompensiert wird. Dadurch ist die Alterszufriedenheit mit zunehmender verlustbasierter Selektion bzw. Optimierung vergleichsweise höher, als wenn Kompensationsstrategien häufiger genutzt werden (vgl. Cohen & Cohen, 1975; Tzelgov & Henik, 1991).¹⁹ Die verlustbasierte Selektion und die Optimierung sind damit – der Interpretation negativer Suppressionssituationen von Tzelgov und Henik (1991) folgend – vergleichsweise wichtiger für die Alterszufriedenheit als die Kompensation.

¹⁶ Dieses Kriterium besagt, dass die Ausprägung des Betagewichts eines Prädiktors außerhalb des Ranges zwischen Null und der jeweiligen Korrelation zwischen Prädiktor und Kriterium liegen muss.

¹⁷ Zur Prüfung negativer Suppressionseffekte wird von der Korrelation zwischen Suppressor (S) und Kriterium (C) das Produkt zwischen der Korrelation Prädiktor (P) und Kriterium (C) und der Korrelation zwischen Prädiktor und Suppressor subtrahiert. Dieser Term muss kleiner Null sein: $r_{SC} - r_{PC} \times r_{PS} < 0$ (vgl. Bortz, 1993). Die Berechnungen ergaben für P: LBS; S: COM: $.05 - .18 \times .50 = -.04$ und für P: OPT; S: COM: $.05 - .26 \times .43 = -.06$, was den Nachweis einer negativen Suppression der Kompensation für verlustbasierte Selektion und Optimierung erbrachte.

¹⁸ Dies lässt sich für die Optimierung beobachten. Hier entstand eine Partialkorrelation von .27, die leicht über der einfachen Korrelation ($r = .26$) lag. Für die verlustbasierte Selektion trat hingegen der Fall ein, der von Holling (1980) beschrieben wurde. Hier wird durch den negativen Suppressor Kompensation nicht nur kriteriumsirrelevante Varianz unterdrückt, sondern auch relevante, da die Partialkorrelation von .17 etwas geringer war als die einfache Korrelation ($r = .18$).

¹⁹ Gleichzeitig weisen Cohen und Cohen (1975) sowie Tzelgov und Henik (1991) darauf hin, dass Suppressionssituationen immer relativ sind: „Suppression is a phenomenon involving two or more IVs, and it is fully symmetrical or mutual. Whenever it can be said that X_2 suppresses X_1 , it may also be said that X_1 suppresses X_2 . Although the negative partial coefficients will end up attached to the variable with the initially smaller validity coefficient, substantive considerations may lead the researcher to concentrate on its partial relation to Y rather than the other IV.“ (Cohen & Cohen, 1975, S. 90).

Weitere Folgeanalysen zeigten, dass eine hohe Kompensation ohne die gleichzeitige Nutzung der verlustbasierten Selektion bzw. der Optimierung mit der geringsten Alterszufriedenheit einherging (Alterszufriedenheit [AS] bei hoher [hi] COM und geringer [lo] LBS: $M = 3.06$, $SD = .78$; hi COM, lo OPT: $M = 2.92$, $SD = .64$). Wurde hingegen nur wenig kompensiert und gleichzeitig viel selektiert bzw. optimiert, so war die Alterszufriedenheit bedeutend höher. Auch bestanden kaum Unterschiede in Abhängigkeit von der Höhe verlustbasierter Selektion bzw. Optimierung (AS bei lo COM mit lo LBS: $M = 3.25$, $SD = .74$, bzw. hi LBS: $M = 3.45$, $SD = .70$; mit lo OPT: $M = 3.26$, $SD = .71$, bzw. hi OPT: $M = 3.41$, $SD = .75$). Eine starke Nutzung von Kompensation bedarf damit gleichzeitig einer hohen verlustbasierten Selektion bzw. Optimierung, um positiv zur Alterszufriedenheit beizutragen.

4.2.1.2.1 Kontrollanalysen: Erklärt das Lebensalter zusätzliche Varianz der Alterszufriedenheit?

Da theoretische Überlegungen erwarten lassen, dass es mit zunehmendem Alter schwieriger werden müsste, das Wohlbefinden aufrechtzuerhalten, wurde regressionsanalytisch untersucht, ob das chronologische Alter über die Effekte der Ressourcen und der SOC-Strategien hinaus, zusätzliche Varianz der Alterszufriedenheit erklärte. Da das Ressourcencomposite mit $r = -.50$ eine enge, jedoch nicht perfekte Beziehung zum Lebensalter aufwies, schien interessant, ob das Alter im Sinne einer Carrier-Variable zusätzliche Aspekte einschloss, die Ressourcen und SOC in ihrer Vorhersage der Alterszufriedenheit ergänzten.

Der Frage nach der Bedeutung des Lebensalters wurde mit einem multiplen schrittweise hierarchischen Regressionsmodell nachgegangen. Wurde Alter *vor* allen Ressourcen- und SOC-Prädiktoren als kontinuierliche Variable im ersten Analyseschritt in die Gleichung eingegeben, so zeigte sich, dass Alter keine Rolle für die Vorhersage der Alterszufriedenheit spielte. Der Zuwachs des Determinationskoeffizienten auf $R^2 = .01$ war mit $F_{(1, 146)} = 1.73$ ($p > .10$) nur sehr gering und statistisch nicht bedeutsam (vgl. Tabelle 16). Entsprechend war auch der standardisierte Regressionskoeffizient von $\beta = .03$ ($p > .60$) nicht signifikant, was verdeutlichte, dass das Lebensalter ebenfalls keinerlei Vorhersage über Ressourcen und SOC leisten konnte. Demzufolge konnte darauf verzichtet werden, ein Modell aufzustellen, in dem das Alter *nach* Ressourcen und SOC als Prädiktor berücksichtigt wurde.

Das Alter spielte damit bei gleichzeitiger Betrachtung der Ressourcen und SOC keine Rolle für die Alterszufriedenheit. Hingegen zeigte sich erneut der hohe Vorhersagewert der gesundheitlichen Ressourcen und der SOC-Strategie Optimierung für die Alterszufriedenheit. Die Bedeutung dieser beiden Prädiktoren wurde in Folgeanalysen weiter exploriert.

Tabelle 16. *Multiplere hierarchisches Regressionsmodell mit spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien sowie Lebensalter als Prädiktoren der Alterszufriedenheit (N = 156): 1. Schritt Alter, 2. Schritt Ressourcen, 3. Schritt SOC*

| Prädiktor | $R^2 / \Delta R^2$ | $F / \Delta F$ | B | SE_B | β | p |
|---------------------------|-----------------------------------|----------------|--|--------|-----------------------------|------------|
| Step 1 | .01 | 1.73 | | | | .19 |
| Alter | | | .00 | .01 | .03 | .70 |
| Step 2 | .19 | 9.20 | | | | .00 |
| Demographische R. | | | -.02 | .06 | -.03 | .72 |
| Kognitive R. | | | .02 | .08 | .02 | .80 |
| Gesundheitliche R. | | | .40 | .07 | .44 | .00 |
| Soziale R. | | | -.01 | .08 | -.01 | .90 |
| Step 3 | .05 | 2.6 | | | | .04 |
| Elektive S. | | | .02 | .02 | .05 | .52 |
| Verlustbasierte S. | | | .02 | .03 | .08 | .40 |
| Optimierung | | | .06 | .03 | .21 | .03 |
| Kompensation | | | -.04 | .02 | -.14 | .11 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .26$ | | $F_{(9,146)} = 5.68$ | | $p = .00$ | |

Anmerkung. $R^2 / \Delta R^2$: Determinationskoeffizient bzw. seine Veränderung; $F / \Delta F$: zugehöriger F -Test; B : unstandardisierter Regressionskoeffizient; SE_B : zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; p : exaktes Signifikanzniveau.

4.2.1.2.2 Folgeanalysen: Wie bedeutsam sind gesundheitliche Ressourcen und die SOC-Strategie Optimierung im Vergleich zu den anderen Indikatoren?

Aufgrund der starken Prädiktionseffekte der Gesundheit und Optimierung für die Alterszufriedenheit wurde die Rolle dieser beiden Determinanten im Folgenden genauer betrachtet. Im Zentrum stand hierbei die Frage, ob diesen beiden Variablen im Vergleich zu den anderen Indikatoren ihrer Prädiktorgruppe eine so starke Bedeutung zukam, dass die anderen Variablen aus Gründen der Sparsamkeit aus den folgenden Analysen ausgeschlossen werden sollten. Dementsprechend wurde beispielsweise untersucht, ob die Strategie Optimierung zur Vorhersage der Alterszufriedenheit eine vergleichbare Prädiktionsleistung erbringen konnte wie die gleichzeitige Nutzung aller SOC-Prädiktoren.

Begonnen wurde mit spezifischen Untersuchungen der *gesundheitlichen Ressourcen*. Die gesundheitlichen Ressourcen wurden in einem multiplen hierarchischen Regressionsmodell nach den Prädiktoren demographische, kognitive und soziale Ressourcen zur Vorhersage der Alterszufriedenheit in die Analyse aufgenommen. Während die drei im ersten Block verwendeten Ressourcen insgesamt nur einfache (d. h. unabhängige sowie mit den gesundheitlichen Ressourcen gemeinsame) 4% Varianz der Alterszufriedenheit erklärten, entfielen auf die gesundheitlichen Ressourcen unique (von den anderen Ressourcen unabhängige) 17%

an Varianzaufklärung ($\Delta F_{(1, 151)} = 31.53, p < .001$; Tabelle A17 in Appendix A). Auch gemeinsam konnten die demographischen, kognitiven und sozialen Ressourcen keine über die gesundheitlichen Ressourcen hinausgehende, unabhängige Varianz erklären, wie eine weitere Regressionsanalyse zeigte ($\Delta R^2 = .00, \Delta F_{(3, 151)} = .20, p > .90$; Tabelle A18). In einem weiteren Modell wurde zudem für die SOC-Strategien kontrolliert. Während die anderen Ressourcen keinen bedeutsamen Beitrag über die SOC-Strategien hinaus leisteten konnten ($\Delta R^2 = .03, \Delta F_{(3, 148)} = 1.47, p > .20$), erklärten die gesundheitlichen Ressourcen nach Kontrolle von SOC und den anderen Ressourcen 15% unique Varianz ($\Delta F_{(1, 147)} = 30.55, p < .001$; Tabelle A16).

Der spezifischen Bedeutung der Lebensmanagementstrategie *Optimierung* wurde ebenfalls in getrennten Folgeanalysen nachgegangen. Optimierung erklärte über die Strategien elektive Selektion, verlustbasierte Selektion und Kompensation zusätzliche 4% der Varianz der Alterszufriedenheit ($\Delta F_{(1, 151)} = 7.02, p < .01$; Tabelle A19 in Appendix A). Bei der Eingabe in umgekehrter Reihenfolge zeigte sich, dass elektive Selektion, verlustbasierte Selektion und Kompensation auch gemeinsam keine Varianz über die Optimierung hinaus erklären konnten ($\Delta F_{(3, 151)} = .59, p > .60$; Tabelle A20). Wurde zudem für den Erklärungsgehalt der Ressourcen adjustiert, so trug Optimierung über Ressourcen hinaus 4% ($\Delta F_{(1, 150)} = 7.73, p < .001$; Tabelle A21), sowie über Ressourcen und die anderen SOC-Strategien weitere 3% zur Varianzaufklärung bei ($\Delta F_{(1, 147)} = 5.14, p < .05$; Tabelle A15). Insgesamt wurde deutlich, dass elektive und verlustbasierte Selektion sowie Kompensation bei Berücksichtigung der Ressourcen keinen eigenständigen Beitrag zur Erklärung der Alterszufriedenheit leisten konnten.

Des Weiteren wurde die Vorhersagekraft der gesundheitlichen Ressourcen und Optimierung als einzige Prädiktoren der Alterszufriedenheit untersucht. Das Modell ergab einen kumulierten Determinationskoeffizienten von $R^2 = .24$ ($F_{(2, 153)} = 24.13, p < .001$) und entsprach damit in seiner Vorhersageleistung dem Regressionsmodell, in dem alle Ressourcen und Optimierung als Prädiktoren verwendet worden waren (vgl. Tabelle 17). Die Unterschiede in der erklärten Gesamtvarianz gingen damit auf die restlichen SOC-Prozesse zurück, nicht auf die anderen Ressourcen. Optimierung konnte über die gesundheitlichen Ressourcen unabhängige 4% der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit erklären ($\Delta F_{(1, 153)} = 8.01, p < .01$; Modell 1). Gesundheitliche Ressourcen leisteten 17% unique Varianzaufklärung bei Kontrolle für Optimierung ($\Delta F_{(1, 153)} = 34.76, p < .001$; Modell 2). Gesundheitliche Ressourcen und Optimierung teilten sich eine gemeinsame Varianz von 3%.

Ausgehend von dem Befund der vergleichsweise geringen Vorhersageleistung der demographischen, kognitiven und sozialen Ressourcen sowie der elektiven, verlustbasierten Selektion und Kompensation stellte sich die Frage, ob die folgenden Analysen ausschließlich auf gesundheitliche Ressourcen und Optimierung beschränkt werden sollten. In einer ab-

Tabelle 17. *Hierarchische Regressionsmodelle mit gesundheitlichen Ressourcen und Optimierung als Prädiktoren der Alterszufriedenheit mit variierender Eingabereihenfolge (N = 156)*

| Prädiktor | $R^2 / \Delta R^2$ | $F / \Delta F$ | B | SE_B | β | p |
|-----------------------------|-----------------------------------|----------------|---|--------|-----------------------------|-------------|
| Modell 1 | | | | | | |
| Step 1 | .20 | 38.50 | | | | .00 |
| Gesundheitliche R. | | | .38 | .06 | .42 | .00 |
| Step 2 | .04 | 8.01 | | | | .005 |
| Optimierung | | | .06 | .02 | .20 | .005 |
| Modell 2 | | | | | | |
| Step 1 | .07 | 11.07 | | | | .001 |
| Optimierung | | | .06 | .02 | .20 | .005 |
| Step 2 | .17 | 34.76 | | | | .00 |
| Gesundheitliche R. | | | .38 | .06 | .42 | .00 |
| Gesamtmodell (1 + 2) | Cum $R^2 = .24$ | | $F_{(2,153)} = 24.13$ | | $p = .01$ | |

Anmerkung. $R^2 / \Delta R^2$: Determinationskoeffizient bzw. seine Veränderung; $F / \Delta F$: zugehöriger F -Test; B : unstandardisierter Regressionskoeffizient; SE_B : zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; p : exaktes Signifikanzniveau.

schließenden Analyse wurde daher untersucht, wie viel Varianz die anderen Ressourcen und SOC-Strategien auf sich vereinen konnten, wenn gesundheitliche Ressourcen und Optimierung kontrolliert wurden. Es handelte sich dabei lediglich um 2% ($\Delta F_{6, 149} = .62, p > .70$; Tabelle A22). Auch wenn diese Differenz auf den ersten Blick gering erscheint, so stellt sie im vorliegenden Kontext dennoch einen nicht zu vernachlässigenden Betrag dar (vgl. Staudinger et al., 1999). Zudem schien es aufgrund des gewählten theoretischen Hintergrundes nicht gerechtfertigt, die weiteren Analysen auf die Prädiktoren gesundheitliche Ressourcen und Optimierung zu beschränken. Darüber hinaus sei außerdem darauf verwiesen, dass sich die Effekte dieser Haupteffektmodelle von den Effekten der im Folgenden untersuchten und für die Fragestellung zentralen Interaktionsmodelle unterscheiden können.

4.2.1.3 Prüfung der Existenz eines Interaktionseffekts zwischen Ressourcen und SOC und seiner Bedeutung für die Vorhersage der Alterszufriedenheit

Während in den bisher dargestellten Analysen die Beziehung zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit unter simultaner Berücksichtigung der spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Subskalen untersucht wurde, um der differentiellen Bedeutung der einzelnen Dimensionen und Strategien nachzugehen, lag der Fokus nun auf der Betrachtung des *dynamischen Zusammenspiels zwischen Ressourcen und SOC (Hypothese 1c)*. Dieses Zusammenspiel wurde im Folgenden in seiner funktionalen Bedeutung untersucht.

Um das Zusammenwirken von Ressourcen und SOC innerhalb von möglichst sparsamen Modellen zu untersuchen (vgl. Abschnitt 4.1.3.2), wurden einerseits die zusammen-

fassenden Indikatoren für Ressourcen und SOC verwendet und andererseits getrennte Analysen für Kombinationen der Ressourcen mit einzelnen SOC-Strategien durchgeführt. Für diese Modelle wurde postuliert, dass sowohl Ressourcen und SOC voneinander unabhängige unique Beiträge zur Erklärung interindividueller Unterschiede in der Alterszufriedenheit im Sinne von Haupteffekten erklären (*Hypothese 1a* und *1b*) als auch die Interaktion zwischen Ressourcen und SOC zusätzliche Varianz der Alterszufriedenheit aufklärt (*Hypothese 1c*). Hinsichtlich der funktionalen Bedeutung des Interaktionseffekts wurde erwartet, dass Personen mit wenigen Ressourcen besonders stark vom Einsatz der SOC-Lebensmanagementstrategien profitieren. Sie sollten eine höhere Alterszufriedenheit aufweisen als ressourcenarme Personen, die weniger SOC anwenden, womit SOC eine protektive-stabilisierende Rolle (vgl. Luthar, Cicchetti & Becker, 2000) bei geringem Ressourcenstatus zukommt. In struktureller Hinsicht entsprechen die SOC-Strategien damit nach Baron und Kenny (1986) einem Moderator: „ (...) a third variable, which partitions a focal independent variable into subgroups that establish its domains of maximal effectiveness in regard to a given dependent variable“ (S. 1173). Die Beziehung zwischen Ressourcen und Alterszufriedenheit sollte damit von der Ausprägung der SOC-Strategien abhängig sein.²⁰

Zur Überprüfung von Interaktionseffekten werden in der Literatur drei Strategien vorgeschlagen (z. B. Baron & Kenny, 1986; Jaccard et al., 1990): (a) die Durchführung einer klassischen 2×2 Varianzanalyse mit dichotomisierten Prädiktoren, (b) die Teilung der Stichprobe anhand der Moderatorvariable (z. B. durch Median split auf SOC) und getrennter Vorhersage der abhängigen Variable durch die zweite unabhängige Variable (hier: Ressourcen) und (c) die Prüfung durch multiple hierarchische Regressionsanalysen unter Verwendung eines die Interaktion repräsentierenden, aus Ressourcen und SOC gebildeten Produkterms, der als zusätzlicher Prädiktor genutzt wird. Nach Cohen und Cohen (1983) besitzt diese letzte, regressionsanalytische Strategie die meisten Vorteile (so können z. B. kontinuierliche Variablen verwendet werden, anstatt sie zu dichotomisieren), sodass sie für die Analysen ausgewählt wurde. Diese Interaktionsmodelle unterscheiden sich konzeptuell von den bisher untersuchten Haupteffektmodellen: In Interaktionsmodellen ist die Bedeutung der Prädiktoren von den Ausprägungen der anderen Prädiktoren abhängig, sodass bedingte Effekte vorliegen. In Haupteffektmodellen werden die Effekte der Prädiktoren über alle Werte der anderen Prädiktoren geschätzt (Jaccard et al., 1990).

²⁰ Um Missverständnissen vorzubeugen, sei darauf verwiesen, dass sich die Testung einer Moderatorbeziehung ausschließlich auf die Signifikanzprüfung des Interaktionseffekts bezieht. Gleichzeitig sind Haupteffekte für beide an der Interaktion beteiligten Variablen möglich: „The moderator hypothesis is supported if the interaction is significant. There may also be significant main effects for the predictor and the moderator, but these are not directly relevant conceptually to testing the moderator hypothesis“ (Baron & Kenny, 1986, S. 1174).

Zur Analyse des Zusammenwirkens von Ressourcen und SOC wurde auf die zusammenfassenden *Composite-Indikatoren* (d. h. unit-weighted composites) zurückgegriffen. In der multiplen schrittweise hierarchischen Regression wurden zuerst das Ressourcen- und SOC-Composite als sogenannte Terme erster Ordnung in das Modell aufgenommen (vgl. Tabelle 18). Der Multiplikationsterm Ressourcen \times SOC wurde im folgenden Analyseschritt eingeführt (vgl. Baron & Kenny, 1986). Das R^2 des Gesamtmodells lag bei .13 ($F_{(3, 152)} = 7.30$, $p = .00$), d. h. insgesamt wurden 13% der Varianz der Alterszufriedenheit durch dieses Modell aufgeklärt. Die Verwendung der Composites für Ressourcen und SOC erklärten zusammen 12% einfache Varianz ($F_{(2, 152)} = 10.32$, $p = .00$), was im Vergleich zu den Regressionsmodellen mit multiplen Ressourcen- und SOC-Indikatoren, die gemeinsam 26% erklärten, bedeutend geringer war. Die Differenz kam dadurch zustande, dass die einzelnen Ressourcen- und SOC-Indikatoren stärker variierten und so eine größere Varianzaufklärung ermöglichten.

Die Ergebnisse zeigten weiter, dass sowohl das Ressourcen- als auch das SOC-Composite zur Vorhersage der Alterszufriedenheit beitrug. Das positive signifikante Beta-gewicht der Ressourcen ($\beta = .29$, $p < .001$) und das marginal signifikante Beta-gewicht der Lebensmanagementstrategien ($\beta = .15$, $p = .05$) bestätigten die postulierten unigen, d. h. voneinander unabhängigen Effekte: Je mehr Ressourcen vorhanden waren, desto höher war die Alterszufriedenheit. Unabhängig davon ging mit dem stärkeren Einsatz der Lebensmanagementstrategien tendenziell ein höherer Alterszufriedenheit einher. Der Effekt der Ressourcen war im Vergleich zum Effekt der Strategien beinahe doppelt so groß. *Hypothese 1a* konnte somit angenommen werden. *Hypothese 1b* wurde tendenziell bestätigt. Diese Ergebnisse stehen in Einklang mit den Befunden der Haupteffektmodelle (vgl. Abschnitt 4.2.1.2).

In Bezug auf die Annahme, dass die Interaktion zwischen Ressourcen und SOC zusätzlich zur Erklärung der Alterszufriedenheit beiträgt, zeigte sich, dass der Interaktionsterm keinen über die Haupteffekte hinausgehenden Erklärungsbeitrag leisten konnte ($\Delta R^2 = .01$, $\Delta F_{(1, 152)} = 1.24$, $p = .24$). Somit bestand in der Gesamtstichprobe keine bilineare Wechselwirkung zwischen Ressourcen und SOC, die für die Alterszufriedenheit bedeutsam war.

Auch in den Folgeanalysen zur Interaktion zwischen Ressourcen und spezifischen SOC-Strategien zeigte sich keine Bestätigung der Annahme von statistisch bedeutsamen Wechselwirkungen (RES \times ELS: $\Delta R^2 = .00$, $\Delta F_{(1, 152)} = .03$, $p > .80$, Tabelle A23; RES \times OPT: $\Delta R^2 = .00$, $\Delta F_{(1, 152)} = .18$, $p > .60$, Tabelle A24; RES \times COM: $\Delta R^2 = .01$, $\Delta F_{(1, 152)} = 1.92$, $p = .17$, Tabelle A25 in Appendix A). Zwischen den Ressourcen und der verlustbasierten Selektion bestand allerdings eine tendenzielle Interaktion (RES \times LBS: $\Delta R^2 = .02$, $\Delta F_{(1, 152)} = 2.80$, $p = .096$, Tabelle A26). Alle vier Modelle zeichneten sich durch einen Haupteffekt der

Tabelle 18. Hierarchisches Regressionsmodell mit Ressourcen, SOC und ihrer Interaktion als Prädiktoren der Alterszufriedenheit ($N = 156$)

| Prädiktor | B | SE_B | β | p |
|-------------------------|-----------------------------------|--|-----------------------------|------------|
| Step 1 | | | | |
| SOC | .21 | .11 | .15 | .05 |
| Ressourcen | .43 | .12 | .29 | .00 |
| Step 2 | | | | |
| SOC \times Ressourcen | -.18 | .16 | -.08 | .27 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .13$ | $F_{(3,152)} = 7.30$ | $p = .00$ | |

Anmerkung. $R^2 = .12$ ($p < .001$) für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .01$ ($p > .20$) für Analyseschritt 2; B : unstandardisierter Regressionskoeffizient; SE_B : zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; p : exaktes Signifikanzniveau.

Ressourcen aus, deren Betagewicht zwischen .27 und .32 ($ps < .001$) variierte. In diesen getrennten, SOC-spezifischen Interaktionsmodellen trug neben den Ressourcen lediglich die Optimierung im Sinne eines Haupteffekts ebenfalls signifikant zur Erklärung der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit bei ($\beta = .20$, $p < .01$; Tabelle A24). Auf die Untersuchung der Ressourcendimensionen mit den SOC-Strategien wurde aufgrund der unzureichenden Passung zwischen den spezifischen Ressourcen und den bereichsübergreifenden Strategien verzichtet. Zusammenfassend lag für die Gesamtstichprobe kein Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und SOC vor. Den SOC-Strategien kam damit keine Moderatorfunktion zu. *Hypothese 1c* musste verworfen werden (vgl. Abbildung 4).

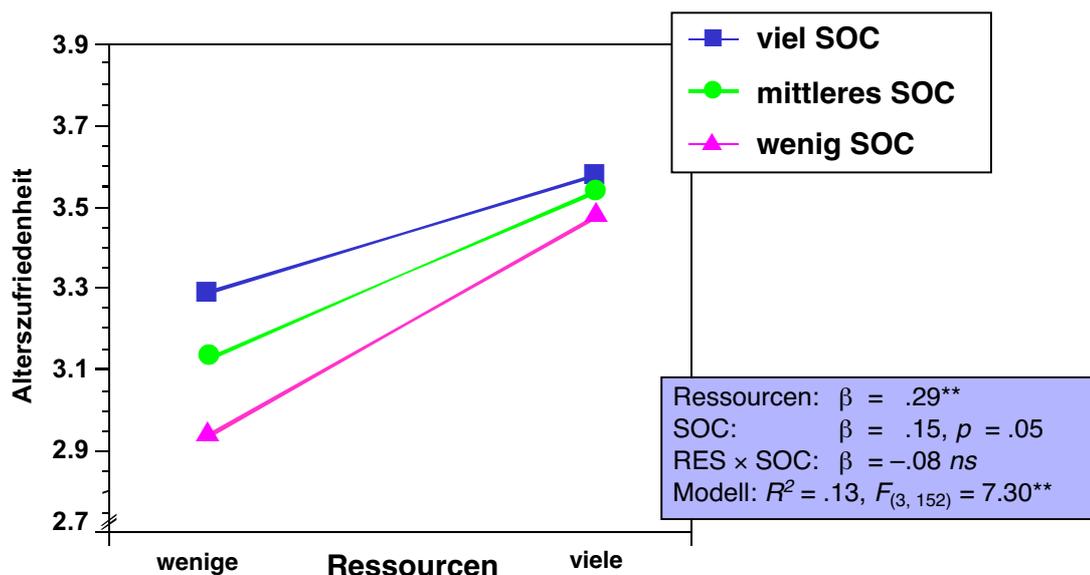


Abbildung 4. In der Gesamtstichprobe gehen ein höherer Ressourcenstatus und eine stärkere Nutzung der SOC-Strategien jeweils unabhängig voneinander mit einer höheren Alterszufriedenheit einher ($N = 156$).

Insgesamt zeigen die Befunde der gemeinsamen Analyse aller spezifischen Ressourcen und SOC-Strategien sowie die Analyse der Interaktionsmodelle, dass Ressourcen und SOC voneinander unabhängige Effekte in Bezug auf die Alterszufriedenheit aufweisen. Eine Interaktion zwischen Ressourcen und SOC konnte für die Gesamtstichprobe nicht nachgewiesen werden, die den für die SOC-Strategien postulierten protektiven Effekt gestützt hätte. Bei der Beurteilung des Befundes der nicht signifikanten Interaktion sind allerdings einige methodische Aspekte zu berücksichtigen. Wie McClelland und Judd (1993) betonen, gestaltet sich der Nachweis von Interaktionseffekten bei normalverteilten Prädiktoren als schwierig, da diese eine geringere Residualvarianz des Produktterms bewirken, was zu einer eingeschränkten Effizienz der Parameterschätzung und einer reduzierten statistischen Teststärke führt. Sie raten daher neben der Akzeptanz liberalerer Alpha-Niveaus zu einem gezielten Übersampeln von extremen Ausprägungen der Prädiktoren.²¹ Auch große Stichproben können die Teststärke erhöhen (McClelland & Judd, 1993), wovon in Studie 1 mit 156 Personen jedoch nicht profitiert werden konnte. Jaccard und Kollegen (1990) weisen auf eine weitere Schwierigkeit bei der Interaktionsprüfung hin: „ (...) the failure to obtain a statistically significant interaction using traditional product terms may reflect the presence of an alternative functional form rather than the absence of a moderated relationship“ (S. 24). Da jedoch keine alternativen Formen des Zusammenwirkens postuliert worden waren, wurde von entsprechenden Zusatzanalysen abgesehen.

Aus theoretischer Sicht wurde eine weitere Option ins Auge gefasst, nämlich dass die Darstellung der Interaktion durch einen linearen Produktterm möglicherweise deshalb inadäquat sein könnte, weil ein diskontinuierlicher Kaskadeneffekt (z. B. Birren, 1964) vorliegt, der zu einem differentiellen Zusammenspiel von Ressourcen und SOC in bestimmten Subgruppen führen könnte. Folglich wäre denkbar, dass die postulierte protektive Funktion der SOC-Strategien erst unterhalb eines kritischen Ressourcenniveaus wirksam wird, so z. B. bei den alten Alten. Die nun folgenden Auswertungen widmen sich dem Vergleich der jungen Alten und alten Alten in Bezug auf die Höhe des Ressourcenhaushalts, der SOC-Nutzung und der Alterszufriedenheit. Daran anschließend wird geprüft, ob altersdifferentielle Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit bestehen.²²

²¹ Berücksichtigte man, dieser Idee folgend, zusätzlich die eine Person, die aufgrund ihrer extrem umfangreichen sozialen Ressourcen und einem abweichenden Datenmuster bezüglich der Relation zwischen sozialen Ressourcen und SOC aus der Gesamtstichprobe ausgeschlossen worden war (vgl. 4.1.3.1), so zeigten sich in den Analysen zur Interaktion zwischen Ressourcen und SOC identische Effekte.

²² Dieses Vorgehen unterscheidet sich von der Überprüfung der Bedeutung des Lebensalters als linearer Prädiktor der Alterszufriedenheit. Das Lebensalter konnte keinen Beitrag zur Vorhersage der Alterszufriedenheit leisten (Abschnitt 4.2.1.2.1). Dennoch ist denkbar, dass sich die Beziehung zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit mit dem zu erwartenden altersassoziierten Ressourcenrückgang verändert.

4.2.2 Zu Altersgruppenunterschieden in der Ausprägung sowie den Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit (Hypothesen 2a–2d)

4.2.2.1 Varianzanalytische Prüfung von Altersunterschieden auf Mittelwertebene

4.2.2.1.1 Ressourcen

Basierend auf der Erwartung, dass das hohe Alter mit zunehmenden Verlusten an Ressourcen einhergeht, wurde angenommen, dass alte-alte Personen über einen geringeren Ressourcenstatus verfügten als junge-alte (*Hypothese 2a*).

Zur Überprüfung der Annahme von Altersunterschieden in der Ressourcenausprägung wurden die einzelnen Ressourcendimensionen getrennt untersucht (vgl. Tabelle 19). Pro Ressourcendimension wurde eine einfaktorielles multivariate Varianzanalyse (between-group design MANOVA) mit Altersgruppe als unabhängiger Variable (junge Alte vs. alte Alte) und den jeweiligen Ressourcenindikatoren als multiplen abhängigen Variablen durchgeführt.²³

Die Untersuchung der *demographischen Ressourcenindikatoren* auf Altersgruppenunterschiede ergab unter der Verwendung des Hotelling's T^2 -Tests, der als statistischer Test zum Vergleich zweier unabhängiger Gruppen empfohlen wird (vgl. Bortz, 1993; Weinfurt, 1995), einen T^2 -Wert von .04 mit einem exakten F-Wert von $F_{(2, 153)} = 3.33$ ($p = .04$).²⁴ Aufgrund des für Mittelwertsunterschiede gewählten Signifikanzniveaus von $p < .01$ musste die Nullhypothese angenommen werden. Für die demographischen Ressourcen bestanden damit keine Unterschiede zwischen den Altersgruppen. Die Analyse der *kognitiven Ressourcenindikatoren* ergab einen Hotelling's T^2 -Wert von .16 mit einem exakten F-Wert von $F_{(4, 151)} = 6.19$ ($p < .001$, $\eta^2 = .14$).²⁵ Aufgrund des signifikanten Omnibus F-Tests wurden zur

²³ Damit konnten einerseits die Beziehungen zwischen den abhängigen Variablen (z. B. Bildungsjahre und Sozialprestige) berücksichtigt werden. Andererseits ließ sich die Wahrscheinlichkeit einer Inflation des Alphaniveaus reduzieren, womit bei multiplen univariaten Einzelvergleichen zu rechnen ist (vgl. Tabachnik & Fidell, 1989; Weinfurt, 1995). Eine Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor wurde nicht durchgeführt. Einerseits war der Vergleich der Ausprägungen der Einzelindikatoren von geringem Interesse (z. B. Wörter mit S vs. Tiere nennen). Andererseits wäre aufgrund der unterschiedlichen Skalierungen der Indikatoren (z. B. Romberg-Versuch vs. aktueller Gesundheitszustand) die Verwendung von standardisierten Scores notwendig gewesen, was infolge der auf Null gesetzten Mittelwerte T-Tests für abhängige Gruppen erfordert hätte.

²⁴ Die Voraussetzung multivariater Varianzhomogenität war mit Box's $M = 4.44$ ($p > .20$) gewährleistet. Die ebenfalls erforderte Normalverteilung bestand für Bildungsjahre (Kolomogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 1.15$, $p = .14$) und Sozialprestige ($z = 1.08$, $p = .19$).

²⁵ Während die Voraussetzung multivariater Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen bestand (Box's $M = 12.29$, $p > .20$), war nur die Variable Wortanfang mit S normalverteilt (Kolomogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 1.14$, $p = .15$). Keine Normalverteilung lag für Tiere nennen ($z = 1.47$, $p = .03$), den Zahlen-Buchstaben-Test ($z = 2.22$, $p = .00$) und den Zahlensymboltest ($z = 2.29$, $p = .00$) vor. Nach Bortz (1993) ist die Varianzanalyse gegen solche Verstöße relativ robust, vor allem, wenn es sich wie hier um gleich große Stichproben handelt.

Spezifizierung des multivariaten Zusammenhangs univariate Tests (ONEWAY) durchgeführt. Wie diese nachfolgenden F-Tests zeigten, waren alle vier Indikatoren bei den alten Alten geringer ausgeprägt als bei den jungen Alten. Die Effekte der Altersunterschiede waren erwartungsgemäß bei den Maßen der Wahrnehmungsgeschwindigkeit (Zahlen-Buchstaben-Test: $F_{(1, 154)} = 21.81, p < .001, \eta^2 = .12$; Zahlensymboltest: $F_{(1, 154)} = 13.70, p < .001, \eta^2 = .08$) etwas stärker ausgeprägt als bei den Wortflüssigkeitstests (Tiere nennen: $F_{(1, 154)} = 12.24, p < .01, \eta^2 = .07$). Für Wortanfang mit S waren lediglich tendenzielle Altersunterschiede zu beobachten ($F_{(1, 154)} = 4.79, p > .01, \eta^2 = .03$). Auch die *gesundheitlichen Ressourcen* wiesen Altersunterschiede auf. Es bestanden signifikante multivariate Unterschiede, was der Hotelling's T^2 -Wert von .11 mit exaktem F-Wert von $F_{(5, 150)} = 3.33 (p < .01, \eta^2 = .10)$ belegte.²⁶ Nachfolgende univariate Tests ergaben, dass der einfachere Romberg-Balancetest sowie die Drehung um 360° in der Gruppe der alten Alten signifikant schlechter ausgefallen waren als bei den jungen Alten (Romberg mit normaler Kopfhaltung: $F_{(1, 154)} = 9.27, p < .01, \eta^2 = .06$; Drehung um 360° : $F_{(1, 154)} = 14.00, p < .001, \eta^2 = .08$). Für den schwereren Romberg mit Kopf im Nacken bestand ein marginaler Unterschied ($F_{(1, 154)} = 8.88, p > .01, \eta^2 = .05$). Die Einschätzung der subjektiven Gesundheit unterschied sich ebenfalls weder in der Bewertung des aktuellen Gesundheitszustands ($F_{(1, 154)} = 1.00, p > .10, \eta^2 = .01$) noch in der temporal vergleichenden Einschätzung des Gesundheitsstatus ($F_{(1, 154)} = 5.69, p > .01, \eta^2 = .04$).²⁷ Bei der multivariaten Untersuchung der Altersunterschiede fand sich auch bei den *sozialen Ressourcen* hypothesenkonform ein geringerer Ressourcenstatus bei den alten Alten. Dies zeigte ein Hotelling's T^2 -Wert von .13 mit exaktem F-Wert von $F_{(3, 152)} = 6.34 (p < .001, \eta^2 = .11)$.²⁸ Die univariaten Folgeanalysen ergaben allerdings, dass sich nur die Anzahl der Gesamtnetzwerkpartner signifikant zwischen den beiden Altersgruppen unterschied (Gesamtnetzwerk: $F_{(1, 154)} = 16.78, p < .001, \eta^2 = .10$), wohingegen die Anzahl der wichtigsten Partner sowie die Anzahl der Kinder keine Gruppendifferenzen aufwiesen (Wichtigste Partner: $F_{(1, 154)} =$

²⁶ Die Voraussetzung multivariater Varianzhomogenität (Box's $M = 30.89, p < .05$) war nicht gegeben. Zudem waren für zwei der gesundheitlichen Variablen nicht normalverteilt (Romberg A: Kolomogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 1.70, p = .006$; Drehung um 360° : $z = 2.13, p = .00$). Beides legte die Durchführung nonparametrischer Tests zur Absicherung der Befunde nahe (siehe nächste Fußnote).

²⁷ Nonparametrische U-Tests nach Mann und Whitney (1947) bestätigten die ermittelten Gruppenunterschiede (Romberg A: $U = 2165.0, z = -3.29, p < .001$; Romberg B: $U = 2280.5, z = -2.88, p < .01$; Drehung um 360° : $U = 2056.5, z = -3.94, p < .001$). Keine Unterschiede in der zentralen Tendenz bestanden für aktuelle Gesundheit ($U = 2732.0, z = -1.20, p > .20$) und vergleichende Gesundheit ($U = 2388.0, z = -2.49, p > .01$).

²⁸ Auch hier war die Voraussetzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen verletzt (Box's $M = 16.94, p < .05$). Der Wert lag allerdings innerhalb eines für die Signifikanzprüfung tolerierbaren Bereichs (vgl. Tabachnik & Fidell, 1989). Zudem konnten Hakstian, Roed & Lind (1979) zeigen, dass sich der T^2 -Test bei gleich großen Stichproben als relativ robust gegenüber der Verletzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen erweist. Die Variablen Wichtigste Partner und Kinder waren normalverteilt (Kolomogoroff-Smirnov-Test; Wichtigste Partner: $z = .86, p > .40$; Kinder: $z = .47, p > .90$), die Variable Gesamtnetzwerk nicht ($z = 2.02, p = .001$). Zur Absicherung der Ergebnisse wurden wie bereits zuvor nonparametrische Tests (Mann-Whitney-U-Tests) durchgeführt (siehe nächste Fußnote).

Tabelle 19. *Einzelne Ressourcenindikatoren: Mittelwerte, Standardabweichungen je Altersgruppe sowie Ergebnisse uni- und multivariater Analysen*

| Dimension | Junge Alte (n = 80) | | Alte Alte (n = 76) | | Gruppen- differenz <i>p</i> |
|---|------------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------------------|
| | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | |
| Demographische Ressourcen ^a | | | | | <i>ns</i> |
| Bildungsjahre | 13.61 | 2.96 | 12.53 | 2.34 | <i>ns</i> |
| Sozialprestige | 82.99 | 36.62 | 71.63 | 31.77 | <i>ns</i> |
| Kognitive Ressourcen ^a | | | | | .001 |
| Zahlen-Buchstaben-Test | 97.78 | 22.75 | 81.26 | 21.34 | .001 |
| Zahlensymboltest | 35.91 | 9.64 | 30.03 | 10.20 | .001 |
| Tiere nennen | 26.27 | 7.53 | 21.96 | 7.85 | .01 |
| Wortanfang mit S | 20.08 | 6.78 | 17.78 | 6.30 | <i>ns</i> |
| Gesundheitliche Ressourcen ^a | | | | | .01 |
| Romberg A | 4.38 | 1.18 | 3.72 | 1.48 | .01 |
| Romberg B | 4.05 | 1.23 | 3.38 | 1.55 | <i>ns</i> |
| Drehung um 360° | 3.54 | .92 | 2.90 | 1.22 | .001 |
| Gesundheit A | 2.71 | .78 | 2.59 | .75 | <i>ns</i> |
| Gesundheit B | 2.90 | .89 | 2.57 | .85 | <i>ns</i> |
| Soziale Ressourcen ^a | | | | | .001 |
| Wichtigste Sozialpartner | 3.11 | 2.37 | 2.62 | 2.38 | <i>ns</i> |
| Gesamtnetzwerk | 9.89 | 5.85 | 6.52 | 4.25 | .001 |
| Anzahl an Kindern | 1.53 | 1.12 | 1.42 | 1.22 | <i>ns</i> |

Anmerkung. Höhere Werte stehen für eine positivere Ausprägung der jeweiligen Ressource. ^a Multivariater Test, sonst univariate Tests; Romberg A: normale Kopfhaltung; B: Kopf im Nacken. Gesundheit A: aktueller; B: vergleichender Gesundheitszustand. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung. *p*: Gruppendifferenz signifikant auf dem angegebenen Alpha-Niveau.

1.69, $p > .10$, $\eta^2 = .01$; Kinder: $F_{(1, 154)} = .29$, $p > .10$, $\eta^2 = .00$),²⁹ was mehrfach replizierten Befunden zu sozialen Netzwerken im Alter entspricht (z. B. Lang & Carstensen, 1994).

In den folgenden Analysen wurden die *zusammenfassenden Ressourcencomposites* auf Altersunterschiede untersucht. Tabelle 20 liefert eine nach Altersgruppen getrennte Übersicht über Mittelwerte und Standardabweichungen der vier Subdimensionen sowie des Gesamtressourcenindikators. Da die Subdimensionen demographische, kognitive, gesundheitliche und soziale Ressourcen aufgrund der unterschiedlichen Skalierung ihrer Einzelindikatoren aus dem Mittel ihrer standardisierten Werte gebildet wurden, besaßen alle Composites denselben Mittelwert und die gleiche Standardabweichung (vgl. Abschnitt 4.1.3.2.1). Daher war hier die Durchführung einer Varianzanalyse mit Messwiederholungsfaktor nicht möglich, die das stärkere statistische Verfahren dargestellt hätte (Hatcher & Stepanski, 1999).

²⁹ Die nonparametrischen U-Tests nach Mann und Whitney bestätigten die Befunde der parametrischen Analysen: Altersunterschiede fanden sich für das Gesamtnetzwerk ($U = 1925.0$, $z = -3.96$, $p < .001$), nicht hingegen für Wichtigste Partner ($U = 2582.5$, $z = -1.65$, $p > .10$) und Kinder ($U = 2847.0$, $z = -.71$, $p > .40$).

Tabelle 20. *Ressourcendimensionen und Gesamtressourcen getrennt nach Altersgruppe (z-Werte) sowie Ergebnisse zu Gruppendifferenzen*

| Dimension | Junge Alte (n = 80) | | Alte Alte (n = 76) | | Gruppen- differenz <i>p</i> |
|----------------------------|------------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------------------|
| | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | |
| Demographische Ressourcen | .19 | 1.08 | -.20 | .87 | <i>ns</i> |
| Kognitive Ressourcen | .33 | .93 | -.35 | .96 | .001 |
| Gesundheitliche Ressourcen | .26 | .88 | -.27 | 1.05 | .001 |
| Soziale Ressourcen | .20 | .97 | -.21 | .99 | .01 ^a |
| Gesamtressourcen | .37 | .89 | -.39 | .96 | .001 |

Anmerkung. ^a Altersunterschiede bestanden in der zentralen Tendenz; *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung; *p*: Gruppendifferenz signifikant auf dem angegebenen Alpha-Niveau.

Anstelle dessen wurde eine multivariate Varianzanalyse mit Altersgruppe (junge Alte vs. alte Alte) als unabhängige Variable und mit demographischen, kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen als multiplen abhängigen Variablen durchgeführt (between-group design MANOVA; vgl. Tabelle 20). Der Hotelling's Test ergab einen T^2 -Wert von .18 für den Omnibus Test mit einem exakten $F_{(4, 151)} = 6.68$ ($p < .001$, $\eta^2 = .15$).³⁰ Die anschließenden univariaten Analysen bestätigten, dass die jungen Alten über mehr kognitive Ressourcen ($F_{(1, 154)} = 20.76$, $p < .001$), mehr gesundheitliche Ressourcen ($F_{(1, 154)} = 11.41$, $p < .001$) und mehr soziale Ressourcen ($U = 2203.5$, $z = -2.97$, $p < .01$) verfügten.³¹ Die demographischen Ressourcen ($F_{(1, 154)} = 6.37$, $p > .01$) wiesen keine Altersgruppendifferenzen auf.³²

Für das Gesamtressourcencomposite, in das die Dimensionen gleichgewichtet eingingen, bildete sich derselbe Altersgruppeneffekt wie in den multivariaten Analysen ab: Die ältere Gruppe besaß einen geringeren Ressourcenstatus (ONEWAY; $F_{(1, 154)} = 25.68$, $p < .001$).³³

Die multivariaten Ergebnisse zu den einzelnen Ressourcendimensionen sowie die univariate Prüfung des zusammenfassenden Ressourcenstatus verdeutlichten damit überwiegend einen geringeren Ressourcenstatus der alten Alten, was *Hypothese 2a* bestätigte. Lediglich die demographischen Ressourcen wiesen keine Altersdifferenzen auf.

³⁰ Die Voraussetzung multivariater Varianzhomogenität war gewährleistet (Box's $M = 7.70$, $p > .60$). Eine (tendenzielle) Normalverteilung bestand nur für die demographischen Ressourcen (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 1.28$, $p = .08$) und nicht für die drei anderen Ressourcendimensionen (kognitive: $z = 2.35$, $p = .00$; gesundheitliche: $z = 2.02$, $p = .00$; soziale Ressourcen: $z = 1.86$, $p = .002$). Dies erforderte eine Absicherung der Mittelwertsvergleiche durch nonparametrische Tests (siehe nächste Fußnote).

³¹ Der F-Test zu den sozialen Ressourcen indizierte keine Gruppenunterschiede ($F_{(1, 154)} = 6.50$, $p > .01$). Da jedoch die Normalverteilungsvoraussetzung verletzt war, wurde ein nonparametrischer U-Test nach Mann und Whitney durchgeführt, der Altersgruppenunterschieden in der zentralen Tendenz ermittelte.

³² Nonparametrische U-Tests nach Mann und Whitney bestätigten die parametrischen Analysen: Altersunterschiede bestanden für kognitive ($U = 1760.0$, $z = -4.54$, $p < .001$), gesundheitliche ($U = 1953.0$, $z = -3.86$, $p < .001$) und waren für demographische Ressourcen tendenziell vorhanden ($U = 2348.5$, $z = -2.45$, $p > .01$).

³³ Der Gesamtressourcenindikator war nicht normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test; $z = 2.41$; $p < .001$). Die Varianzhomogenität war hingegen gewährleistet (Bartlett-Box $F_{(1, 71020)} = .43$, $p > .50$). Ein Mann-Whitney-U-Test bestätigte das parametrische Ergebnis ($U = 1698.05$, $z = -4.76$, $p < .001$).

4.2.2.1.2 Strategien des Lebensmanagements (SOC)

In Hinblick auf die SOC-Lebensmanagementstrategien wurde angenommen, dass keine bedeutsamen Unterschiede in der Nutzungshäufigkeit zwischen jungen-alten und alten-alten Personen bestanden (*Hypothese 2b*). Eine Inspektion der Mittelwerte und Standardabweichung der elektiven und verlustbasierten Selektion, Optimierung und Kompensation sowie Gesamt-SOC ergab kaum Unterschiede zwischen den Altersgruppen (vgl. Tabelle 21).

Tabelle 21. SOC-Nutzung getrennt nach Altersgruppen (Rohwerte; Gesamt-SOC: z-Werte)

| Dimension | Junge Alte (n = 80) | | Alte Alte (n = 76) | | Gruppen- differenz <i>p</i> |
|---------------------------|------------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------------------|
| | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | |
| Elektive Selektion | 6.67 | 2.66 | 7.41 | 2.07 | <i>ns</i> |
| Verlustbasierte Selektion | 7.76 | 2.36 | 7.99 | 2.34 | <i>ns</i> |
| Optimierung | 7.33 | 2.46 | 7.49 | 2.22 | <i>ns</i> |
| Kompensation | 7.36 | 2.53 | 7.57 | 2.55 | <i>ns</i> |
| Gesamt-SOC | -.09 | 1.05 | .10 | .95 | <i>ns</i> |

Anmerkung. *M*: Mittelwert; *SD*: Standardabweichung; *p*: Gruppendifferenz signifikant auf dem angegebenen Alpha-Niveau.

Zur Prüfung der Mittelwertsunterschiede zwischen den Altersgruppen wurde eine einfaktorielle Varianzanalyse mit den SOC-Subskalen als Messwiederholungsfaktor (mixed-design ANOVA) durchgeführt, die durch die Kontrolle der Variabilität zwischen den Individuen eine sensitivere Testung der Effekte versprach als eine multivariate Varianzanalyse (Hatcher & Stepanski, 1999).³⁴ Elektive Selektion, verlustbasierte Selektion, Optimierung und Kompensation wurden als getrennte abhängige (Within-subject-Faktor) und Altersgruppe als unabhängige Variable (Between-subject-Faktor) verwandt. Es bestand ein signifikanter Effekt des Faktors SOC-Subskalen ($F_{(3, 462)} = 4.96, p < .01$), der wie der im Methodenteil berichtete Effekt (vgl. Abschnitt 4.1.3.2.2) Unterschiede in der Häufigkeit der Nutzung der einzelnen Strategien bestätigte.³⁵ Allerdings indizierte der Mauchly-Sphericity-Test eine Verletzung des zweiten Symmetriekriteriums³⁶ (Mauchly Sphericity $W = .88$, Greenhouse-Geisser $\epsilon = .92$, $p = .002$), was zu progressiven Entscheidungen führen kann. Da die festgestellte Abweichung

³⁴ Im Gegensatz zur Analyse der Ressourcen war die Verwendung dieses stärkeren Verfahrens hier angezeigt, weil die SOC-Indikatoren Rohwerte darstellten und keine standardisierten Indikatoren vorlagen.

³⁵ Die Voraussetzung der Normalverteilung war für alle SOC-Indikatoren erfüllt (Kolmogoroff-Smirnov-Test: ELS: $z = 1.07$, LBS: $z = .42$, OPT: $z = .65$, COM: $z = .52$; alle $p > .15$). Die Voraussetzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen lag vor (Box's $M = 9.31, p > .50$).

³⁶ Bei Varianzanalysen mit Messwiederholung muß die Voraussetzung gewährleistet sein, dass die Varianzen unter den einzelnen Faktorstufen und die Korrelationen zwischen den Faktorstufen homogen sind (Bortz, 1993). Dies besagt, dass die Kovarianzmatrix der transformierten Variablen konstante Varianzen auf der Diagonalen besitzen sowie ansonsten aus Nullelementen bestehen muss (Morrisson, 1976).

gering war ($\epsilon > .75$), wurde zur inferenzstatistischen Absicherung ein modifizierter F-Test mit reduzierten Freiheitsgraden vorgenommen, um die Wahrscheinlichkeit zufällig signifikanter Ergebnisse zu verringern (vgl. Hatcher & Stepanski, 1999). Das Ergebnis blieb auch bei der Bewertung nach der Adjustierung nach Greenhouse und Geisser (1959) bestehen und bestätigte den Within-group-Effekt der SOC-Dimensionen ($F_{(2.76, 425.11)} = 4.96, p = .003$). Der Faktor Altersgruppe war nicht signifikant ($F_{(1, 154)} = 1.40, p = .24$), wodurch sich die univariate Prüfung der Einzelstrategien auf Altersunterschiede erübrigte. Die Interaktion zwischen SOC und Altersgruppe war nicht signifikant ($F_{(2.76, 425.11)} = .77, p = .50$; Tabelle 24).

Die als Folgeanalysen durchgeführten Post-hoc-Kontraste zum Within-subject-Effekt SOC ergaben dieselben Ergebnisse, wie sie bereits im Methodenteil zur unterschiedlichen Nutzung der SOC-Strategien berichtet wurden (vgl. Abschnitt 4.1.3.2.2): Verlustbasierte Selektion ($M = 7.87, SD = 2.34$) wurde im Vergleich zur elektiven Selektion ($M = 7.03, SD = 2.41; F_{(1, 154)} = 13.56, p < .001$) häufiger genutzt. Die Unterschiede der mittleren Nutzung der verlustbasierten Selektion zur Optimierung ($M = 7.40, SD = 2.34; F_{(1, 154)} = 6.29, p = .01$) und zur Kompensation ($M = 7.46, SD = 2.53; F_{(1, 154)} = 4.36, p = .04$) verfehlten knapp das Signifikanzniveau. Auch die anderen Strategien divergierten nicht in der Nutzungshäufigkeit. Die abschließende Prüfung des SOC-Gesamtscore auf Altersunterschiede (ONEWAY) ergab ebenfalls keine bedeutsame Gruppendifferenz ($F_{(1, 154)} = 1.40, p > .10$).³⁷ Insgesamt bestätigen die Befunde *Hypothese 2b*: Es bestanden keine Altersunterschiede in der SOC-Nutzung.

Tabelle 22. *Ergebnisse der Varianzanalyse: Altersgruppenunterschiede der SOC-Nutzung (N = 156)*

| Effekt | F | df | p | η^2 |
|-----------------------------------|------|---------------------------|-------------|------------|
| <i>Haupteffekte</i> | | | | |
| SOC-Subskalen | 4.96 | 2.76, 425.11 ^a | .003 | .03 |
| Altersgruppe | 1.40 | 1, 154 | .24 | .01 |
| <i>Interaktion erster Ordnung</i> | | | | |
| SOC-Subskalen × Altersgruppe | .77 | 2.76, 425.11 ^a | .50 | .00 |

Anmerkung. ^a adjustiert nach Greenhouse & Geisser (1959); p: exaktes Signifikanzniveau.

4.2.2.1.3 Alterszufriedenheit

Im Folgenden wurde untersucht, ob sich alte und sehr alte Personen in ihrer Zufriedenheit mit dem eigenen Altern unterschieden. Die durchschnittliche Alterszufriedenheit war bei den alten Alten ($M = 3.27, SD = .75$) etwas geringer ausgeprägt als bei den jungen Alten ($M = 3.37, SD = .68$). Allerdings ergab eine einfaktorielle Varianzanalyse (ONEWAY), dass diese

³⁷ Der SOC-Gesamtindikator war ebenfalls normalverteilt (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test: $z = .92, p > .90$). Die Varianz-Kovarianz-Homogenität war zudem gewährleistet (Bartlett-Box $F_{(1, 71020)} = .77, p > .30$).

Differenz nicht signifikant war ($F_{(1, 154)} = .65, p > .40$).³⁸ Die fehlenden Altersgruppenunterschiede hatten sich bereits in der Interkorrelation zwischen Alterszufriedenheit und Alter angedeutet: Sie war negativ, aber nicht von Null verschieden ($r = -.11, ns$). Die fehlenden Altersgruppenunterschiede entsprachen der in *Hypothese 2c* formulierten Erwartung, dass junge-alte und alte-alte Personen im gleichen Umfang zufrieden mit ihrem Altern sind.

4.2.2.2 Altersvergleichende Beschreibung der multiplen korrelativen (Zero-order-) Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit

Im Anschluss an die Prüfung der Mittelwerte auf Altersunterschiede wurden die Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit unter Verwendung der Korrelationsmatrizen nach Altersgruppen getrennt untersucht. Auf den ersten Blick fiel auf, dass sich das Zusammenhangsmuster innerhalb der Ressourcenindikatoren und innerhalb der Lebensmanagementstrategien nur geringfügig zwischen jungen-alten und alten-alten Studienteilnehmern unterschied. Zudem wurde deutlich, dass die Korrelationskoeffizienten in beiden Gruppen ein Bild konvergenter und diskriminanter Validität zeichneten: In beiden Altersgruppen waren die Korrelationen innerhalb der Konstruktgruppen deutlich höher als zwischen den Konstruktgruppen (vgl. Campbell & Fiske, 1959; Tabelle 23 und 24).

Begonnen wurde mit der Betrachtung der Interkorrelationen der Ressourcen. Angesichts der differentiellen Altersunterschiede im Ressourcenstatus stellte sich die Frage, ob die *Beziehungen zwischen den Ressourcendimensionen* möglicherweise zwischen jungen Alten und alten Alten divergierten. Eine solche strukturelle Veränderung der korrelativen Beziehungen konnte beispielsweise für die kognitiven Fertigkeiten im hohen Alter ermittelt werden (P. Baltes et al., 1980; Deary & Pagliari, 1991; Lindenberger & Reischies, 1999). Hier wuchs der Zusammenhang zwischen den Einzelfähigkeiten mit zunehmendem Alter (sog. Dedifferenzierung), woraus die Existenz einer zugrunde liegenden Drittvariable abgeleitet wurde, die die Veränderungen über einzelne Kognitionsdimensionen hinweg steuert. Da ausgehend von entwicklungspsychologischen Überlegungen auch für die Ressourcen solche sich im hohen Alter verändernden Beziehungen möglich schienen, wurden die Korrelationen der Ressourcendimensionen altersvergleichenden Analysen unterzogen, um Unterschiede der Relationen zwischen den Altersgruppen zu überprüfen. Eine dem kognitiven Bereich vergleichbare Dedifferenzierung bestand für die Ressourcen jedoch nicht (vgl. Tabelle 23). Im Gegenteil: Ein Vergleich der nach Altersgruppen getrennten Korrelationsmatrizen ergab, dass sich in beiden Gruppen das Muster replizierte, das für die Gesamtstichprobe beschrieben

³⁸ Die Normalverteilungsvoraussetzung war gegeben (Kolmogoroff-Smirnov-2-Gruppen-Test: $z = .80, p > .50$).

wurde. Die Korrelationskoeffizienten unterschieden sich nur geringfügig in beiden Altersgruppen. Lediglich die Beziehung zwischen kognitiven und gesundheitlichen Ressourcen schien bei den jungen Alten mit $r = .26$ ($p < .01$) im Vergleich zu den alten Alten mit $r = .40$ ($p < .01$) geringer, die Differenz war jedoch nicht von Null verschieden ($z = -.96, p = .17$).³⁹

In beiden Altersgruppen bestanden ebenfalls überwiegend parallele *Zusammenhangsmuster zwischen den SOC-Dimensionen*. Bei den *jungen Alten* war die Beziehung zwischen Kompensation und verlustbasierter Selektion am höchsten ausgeprägt ($r = .52, p < .01$), gefolgt von der Beziehung zwischen Optimierung und verlustbasierter Selektion ($r = .49, p < .01$) und der Beziehung zwischen Optimierung und Kompensation ($r = .48, p < .01$; vgl. Tabelle 23). Der Zusammenhang zwischen Optimierung und verlustbasierter Selektion ($r = .49, p < .01$) war im Vergleich zur Relation zwischen Optimierung und elektiver Selektion ($r = .27, p < .05$) bei adjustiertem Alpha-Niveau nur tendenziell höher ($z = 1.86, p = .03; p_{\text{crit}} = .025$).⁴⁰ Die Beziehung der Kompensation zur verlustbasierten Selektion war höher ausgeprägt als zur elektiven Selektion (COM zu LBS: $r = .52$ vs. zu ELS: $r = .21, z = 2.61, p < .025$).⁴¹ Bei den *alten Alten* bestand ebenfalls kein signifikanter Unterschied in der Höhe der Beziehung der Optimierung zu den beiden Selektionsprozessen (OPT zu LBS: $r = .53$ vs. zu ELS: $r = .38, z = 1.22, p > .017$; vgl. Tabelle 24). Kompensation war hingegen wie bei den jungen Alten deutlich höher mit verlustbasierter Selektion korreliert als mit elektiver Selektion (COM zu LBS: $r = .48$ vs. zu ELS: $r = .13, z = 2.60, p < .017$).⁴² Zudem zeigte die Optimierung eine tendenziell höhere Beziehung zur elektiven Selektion als die Kompensation (ELS zu OPT: $r = .38$ vs. zu COM: $r = .13, z = 1.99, p = .023, p_{\text{crit}} = .017$).⁴³

Die *Zusammenhänge zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien* unterschieden sich hingegen deutlich zwischen den beiden Altersgruppen. Bei den *jungen Alten* bestand zwischen Ressourcen und SOC-Composite eine Korrelation von $r = .25$ ($p < .05$). Vor allem die Strategie Kompensation zeichnete sich durch enge Beziehungen zu den Ressourcen aus, vor allem zu demographischen und gesundheitlichen Ressourcen (beide $r = .22, p < .05$). Auch zu den Gesamtressourcen bestand ein ausgeprägter Zusammenhang ($r = .32, p < .01$). Zudem zeigte verlustbasierte Selektion eine enge Beziehung zum Gesamtressourcenindex ($r = .31, p < .01$). Optimierung korrelierte signifikant mit sozialen Ressourcen ($r = .25, p < .05$).

³⁹ Vergleich unabhängiger Korrelationskoeffizienten nach Bortz (1993).

⁴⁰ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni zum Schutz vor kumuliertem Alpha-Fehler bei zwei Einzelvergleichen: $p = .05/2 = .025$ (nach Bortz, 1993).

⁴¹ Siehe vorangegangene Fußnote.

⁴² Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni zum Schutz vor kumuliertem Alpha-Fehler bei drei Einzelvergleichen: $p = .05/3 = .017$ (nach Bortz, 1993).

⁴³ Siehe vorangegangene Fußnote.

Tabelle 23. *Junge Alte: Interrelationen zwischen Ressourcen, SOC, Alterszufriedenheit (n = 80)*

| | Ressourcen | | | | | SOC-Strategien | | | | | AS |
|-------------------------|------------|--------|-------|-------|--------|----------------|-------|-------|-------|-------|------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| 1. Demograph. R. | 1.00 | | | | | | | | | | |
| 2. Kognitive R. | .33** | 1.00 | | | | | | | | | |
| 3. Gesundheitl. R. | .09 | .26* | 1.00 | | | | | | | | |
| 4. Soziale R. | -.01 | .27* | .13 | 1.00 | | | | | | | |
| 5. Gesamtressourcen | .61** | .74** | .56** | .56** | 1.00 | | | | | | |
| 6. Elektive S. | -.10 | -.04 | -.09 | .02 | -.09 | 1.00 | | | | | |
| 7. Verlustbasierte S. | .19 | .21 | .18 | .18 | .31** | .33** | 1.00 | | | | |
| 8. Optimierung | .14 | .01 | .11 | .25* | .21 | .27* | .49** | 1.00 | | | |
| 9. Kompensation | .22* | .18 | .22* | .16 | .32** | .21 | .52** | .48** | 1.00 | | |
| 10. Gesamt-SOC | .15 | .11 | .14 | .21 | .25* | .66** | .79** | .76** | .74** | 1.00 | |
| 11. Alterszufriedenheit | .01 | .22 | .39** | .21 | .32** | .21 | .25* | .38** | .04 | .31** | 1.00 |
| 12. Lebensalter | -.29** | -.29** | -.09 | -.17 | -.35** | .14 | -.03 | -.05 | -.01 | .02 | .02 |

Anmerkung. AS: Alterszufriedenheit. Mit Wellen unterstrichene Korrelationen unterscheiden sich zeilenweise mit $p < .025$. Hervorgehobene Zahlen beziehen sich auf Korrelationsunterschiede zwischen beiden Tabellen mit $p < .05$. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ von Null verschieden.

Tabelle 24. *Alte Alte: Interrelationen zwischen Ressourcen, SOC, Alterszufriedenheit (n = 76)*

| | Ressourcen | | | | | SOC-Strategien | | | | | AS |
|-------------------------|------------|-------|--------|-------|--------|----------------|-------|-------|-------|------|------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| 1. Demograph. R. | 1.00 | | | | | | | | | | |
| 2. Kognitive R. | .39** | 1.00 | | | | | | | | | |
| 3. Gesundheitl. R. | .22 | .40** | 1.00 | | | | | | | | |
| 4. Soziale R. | .08 | .26* | .15 | 1.00 | | | | | | | |
| 5. Gesamtressourcen | .61** | .77** | .69** | .57** | 1.00 | | | | | | |
| 6. Elektive S. | -.06 | -.08 | .04 | .05 | -.01 | 1.00 | | | | | |
| 7. Verlustbasierte S. | .22 | .07 | .09 | .04 | .16 | .23* | 1.00 | | | | |
| 8. Optimierung | .25* | .07 | .20 | .42** | .35** | .38** | .53** | 1.00 | | | |
| 9. Kompensation | .17 | -.07 | .09 | -.02 | .06 | .13 | .48** | .37** | 1.00 | | |
| 10. Gesamt-SOC | .21 | -.00 | .15 | .17 | .20 | .58** | .79** | .79** | .71** | 1.00 | |
| 11. Alterszufriedenheit | .13 | .11 | .49** | .05 | .30** | -.03 | .11 | .14 | .07 | .11 | 1.00 |
| 12. Lebensalter | -.30** | -.28* | -.32** | -.16 | -.40** | .02 | -.10 | -.19 | -.20 | -.17 | .02 |

Anmerkung. AS: Alterszufriedenheit. Mit Wellen unterstrichene Korrelationen unterscheiden sich zeilenweise mit $p < .017$. Einfach unterstrichene Zahlen unterscheiden sich spaltenweise mit $p < .025$. Hervorgehobene Zahlen bezeichnen Korrelationsunterschiede zwischen beiden Tabellen mit $p < .05$. Mit * $p < .05$ bzw. ** $p < .01$ von Null verschieden.

Während bei den jungen Alten vor allem Kompensation hohe Relationen zu den Ressourcen besaß, zeigte sich bei den alten Alten eine Dominanz der Optimierung. Im Vergleich zur jüngeren Altersgruppe bestand auf der Ebene der Gesamtindikatoren keine statistisch bedeutsame Relation zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien: Die Korrelation von $r = .20$ verfehlte knapp das Signifikanzniveau ($p = .09$). Um so deutlicher war der Zusammenhang zwischen Optimierung und dem Ressourcenindikator ($r = .35, p < .01$). Signifikant positive Beziehungen wies Optimierung auch zu den demographischen und den sozialen Ressourcen auf ($r = .25, p < .05$, bzw. $r = .42, p < .01$).

Innerhalb der Gruppe der *alten Alten* bestanden ebenfalls signifikante Korrelationsunterschiede. So wiesen soziale Ressourcen eine bedeutend höhere Relation zu Optimierung als zu Kompensation auf (SOZ zu OPT: $r = .42$ vs. zu COM: $r = -.02, z = 3.45, p < .025$).⁴⁴ Das gleiche Bild spiegelte sich auch für die Beziehung zum Gesamtressourcencomposite wider: Auch hier bestand eine statistisch relevant höhere Beziehung zu Optimierung als zu Kompensation (RES zu OPT: $r = .35$ vs. zu COM: $r = .06, z = 2.27, p < .025$).⁴⁵

Beim *Vergleich zwischen den Altersgruppen* war die Beziehung zwischen Kompensation und Ressourcen bei den jungen Alten signifikant höher als bei den alten Alten (COM, RES bei den jungen Alten: $r = .32$ vs. bei den alten Alten: $r = .06, z = 1.66, p < .05$).⁴⁶ Die Beziehungen zur Alterszufriedenheit wurden an dieser Stelle nicht betrachtet, da sie im Zentrum der folgenden regressionsanalytischen Untersuchung stehen.

4.2.2.3 Bestehen Altersgruppenunterschiede in der Bedeutung der multiplen Ressourcen und SOC-Strategien für die Prädiktion der Alterszufriedenheit?

Im Folgenden wurde untersucht, ob den demographischen, kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen sowie der elektiven Selektion, verlustbasierten Selektion, Optimierung und Kompensation in beiden Altersgruppen eine unterschiedliche Bedeutung zur Vorhersage der Alterszufriedenheit zukam. Die Methode der Wahl zur Ermittlung signifikanter Differenzen in solchen Beziehungsmustern ist die Prüfung der statistischen Bedeutsamkeit von Interaktionstermen, die zwischen allen Einzelprädiktoren und der Gruppierungsvariablen, im vorliegenden Fall Altersgruppe, multiplikativ gebildet werden (z. B. Luszcz & Hinton, 1995). Allerdings hat dies, wie in Abschnitt 4.2.1.2 angesprochen, zur Folge, dass solche multip-

⁴⁴ Vergleich abhängiger Korrelationskoeffizienten nach Meng et al. (1992), Formel (1). Alpha-Niveau-Adjustierung nach Bonferroni zum Schutz vor kumuliertem Alpha-Fehler bei zwei Einzelvergleichen: $p = .05/2 = .025$ (nach Bortz, 1993).

⁴⁵ Siehe vorangegangene Fußnote.

⁴⁶ Vergleich unabhängiger Korrelationskoeffizienten nach Bortz (1993).

len hierarchischen Regressionsmodelle sehr komplex und groß werden, sodass sie die zulässige Relation zwischen Prädiktorenanzahl und Stichprobengröße überschreiten können. In der Literatur wird daher häufig ein Vorgehen gewählt, in dem getrennte Analysen für die entsprechenden Gruppen durchgeführt werden, deren Ergebnisse dann verglichen werden (z. B. Adkins et al., 1996). Auch wenn im Rahmen solcher Analysen sehr häufig Aussagen zu Gruppendifferenzen gemacht werden, stellen die auf diesem Wege ermittelten Resultate aufgrund der fehlenden inferenzstatistischen Absicherung lediglich erste deskriptive Hinweise auf mögliche Gruppenunterschiede dar. Eine Möglichkeit, solche Beziehungsmuster auf Unterschiedlichkeit zu prüfen, besteht in der Testung von Korrelationsdifferenzen (z. B. Acitelli & Antonucci, 1994; vgl. Bortz, 1993; Meng et al., 1992). Allerdings können hierbei nur paarweise Vergleiche durchgeführt werden, wie sie z. B. bereits in Abschnitt 4.2.2.2 berichtet wurden. Infolgedessen bleiben die Effekte zwischen den multiplen Prädiktoren (z. B. Suppressioneffekte) unberücksichtigt, sodass bedeutende Informationsverluste möglich sind.

Prinzipiell schien auch hier das regressionsanalytische Vorgehen mit Interaktionseffekten zur Prüfung der Altersgruppenunterschiede zu bevorzugen, um sowohl multiple Beziehungen gleichzeitig zu betrachten als auch ihre Unterschiedlichkeit statistisch prüfen zu können. Da der hier interessierende Vergleich der Prädiktionsmuster auf multiplen Ressourcen- und SOC-Prädiktoren basieren sollte, konnte dieses Vorgehen aufgrund der Vielzahl der benötigten Prädiktoren allerdings nicht innerhalb einer entsprechenden Regressionsanalyse durchgeführt werden.⁴⁷ Zur Ermittlung von Altersgruppenunterschieden in der relativen Bedeutung der einzelnen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien wurde daher an dieser Stelle auf getrennte Analysen für junge-alte und alte-alte Personen zurückgegriffen. Ab Abschnitt 4.2.2.4 werden dann analog zur Untersuchung der Gesamtstichprobe (vgl. Abschnitt 4.2.1.2) Dreifachinteraktionen zwischen Altersgruppe, Gesamtressourcen und dem SOC-Composite bzw. den spezifischen SOC-Dimensionen geprüft.

In der Gruppe der *jungen Alten* erklärte das multiple Regressionsmodell unter Verwendung aller Einzelindikatoren für Ressourcen und Lebensmanagementstrategien insgesamt 39% der Varianz der Alterszufriedenheit ($F_{(8, 71)} = 5.78, p < .001$). Zwei hierarchische Modelle ergaben, dass die Ressourcen 19% der interindividuellen Differenzen der Alterszufriedenheit über die Strategien hinaus erklärten ($\Delta F_{(4, 71)} = 5.70, p < .001$). Umgekehrt leisteten die SOC-Strategien einen von den Ressourcen unabhängigen unigen Beitrag von 21% zur Varianzaufklärung ($\Delta F_{(4, 71)} = 6.04, p < .001$; Tabelle 25). Vor allem gesundheitliche Ressourcen und

⁴⁷ Bei 18 benötigten Prädiktoren (9 Effekte erster Ordnung, 8 Effekte zweiter Ordnung, 1 Effekt dritter Ordnung) \times 20 empfohlenen Personen je Prädiktor resultierte $N = 360$ als angeratene Stichprobengröße (Tabachnik & Fidell, 1989).

Tabelle 25. *Multiplere hierarchisches Regressionsmodell mit spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien als Prädiktoren der Alterszufriedenheit der jungen Alten (n = 80): 1. Schritt Ressourcen, 2. Schritt SOC*

| Prädiktor | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|---------------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|-----------------------------|------------|
| Step 1 | | | | |
| Demographische R. | -.05 | .07 | -.07 | .53 |
| Kognitive R. | .17 | .10 | .18 | .10 |
| Gesundheitliche R. | .38 | .10 | .38 | .00 |
| Soziale R. | .04 | .09 | .04 | .67 |
| Step 2 | | | | |
| Elektive S. | .05 | .03 | .19 | .07 |
| Verlustbasierte S. | .02 | .03 | .06 | .61 |
| Optimierung | .12 | .03 | .41 | .00 |
| Kompensation | -.09 | .03 | -.34 | .00 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .39$ | $F_{(8,71)} = 5.78$ | $p = .00$ | |

Anmerkung. $R^2 = .19$ ($p < .001$) für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .21$ ($p < .001$) für Analyseschritt 2; *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Optimierung zeichneten sich im Vergleich zu den anderen Prädiktoren durch hoch positive standardisierte Regressionsgewichte aus (GES: $\beta = .38$; OPT: $\beta = .41$, $ps < .001$). Die herausragende Bedeutung der gesundheitlichen Ressourcen und der Optimierung war bereits in den Analysen der Gesamtstichprobe beobachtet worden. Darüber hinaus besaß Kompensation ein hoch negatives Betagewicht ($\beta = -.34$, $p < .01$). Hier lag im Vergleich zum einfachen Korrelationskoeffizienten von $r = .04$ (*ns*) ein Vorzeichenwechsel vor, der darauf hindeutete, dass Kompensation wie bereits in der Gesamtstichprobe als negativer Suppressor fungierte.⁴⁸ Entsprechend konnte auch für diese Altersgruppe festgehalten werden, dass verlustbasierte Selektion bzw. Optimierung eine größere Bedeutung für die Alterszufriedenheit aufweist als Kompensation und dass eine hohe Kompensation bei gleichzeitiger geringer verlustbasierter Selektion bzw. Optimierung mit einer geringen Alterszufriedenheit assoziiert ist.

In der Gruppe der *alten Alten* erklärte das multiple Regressionsmodell unter Verwendung aller Ressourcendimensionen und aller spezifischen SOC-Strategien insgesamt 27% der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit ($F_{(8,67)} = 3.03$, $p < .01$). Dieser Betrag war um 12% geringer als in der jüngeren Altersgruppe. Das Prädiktionsmuster zur Vorhersage der Alterszufriedenheit unterschied sich weiterhin dadurch, dass der unabhängige

⁴⁸ Die Prüfung der negativen Suppressionseffekte nach Bortz (1993) ergab für verlustbasierte Selektion (P) und Kompensation (S): $r_{SC} - r_{PC} \times r_{PS} = .04 - .21 \times .21 = -.004$, sowie für Optimierung (P) und Kompensation (S): $r_{SC} - r_{PC} \times r_{PS} = .04 - .38 \times .48 = -.14$. Die aus beiden Gleichungen resultierenden negativen Werte bestätigten, dass Kompensation sowohl für verlustbasierte Selektion als auch für Optimierung als negativer Suppressor wirkte.

positive Einfluss der SOC-Strategien bei den alten Alten nicht zu beobachten war, wie das hierarchische Modell in Tabelle 26 zeigt. Während ein erstes Modell ergab, dass die Ressourcen 24% unabhängige Varianz der Alterszufriedenheit über die SOC-Strategien hinaus erklärten ($\Delta F_{(4, 67)} = 5.39, p < .001$), bestand im zweiten Modell für die SOC-Strategien ein nicht signifikanter Zuwachs des R^2 um .01 ($\Delta F_{(4, 67)} = .25, p > .90$; Tabelle 26). Während den gesundheitlichen Ressourcen auch in der Gruppe der alten Alten eine hohe und positive Vorhersagekraft zukam ($\beta = .53, p < .001$), konnte keine der SOC-Strategien zur Varianzaufklärung beitragen (β s zwischen $-.09$ und $.08, ps > .40$). Die Optimierung schien somit in der Gruppe der sehr alten Personen insgesamt an Bedeutung verloren zu haben. Zur Prüfung der statistischen Bedeutsamkeit dieser Differenzen wurde auf einen einfachen Korrelationsvergleich zurückgegriffen. Die altersdifferentielle Beziehung zwischen Optimierung und Alterszufriedenheit zwischen jungen Alten ($r = .38, p < .01$) und alten Alten ($r = .14, ns$) konnte mit $z = 1.59 (p = .06)$ in der Tendenz abgesichert werden.⁴⁹

Tabelle 26. *Multiplere hierarchisches Regressionsmodell mit spezifischen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien als Prädiktoren der Alterszufriedenheit der alten Alten (n = 76): 1. Schritt Ressourcen, 2. Schritt SOC*

| Prädiktor | B | SE _B | β | p |
|---------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|-----------------|------------|
| Step 1 | | | | |
| Demographische R. | .04 | .11 | .04 | .73 |
| Kognitive R. | -.14 | .13 | -.14 | .29 |
| Gesundheitliche R. | .48 | .11 | .53 | .00 |
| Soziale R. | -.02 | .12 | -.02 | .86 |
| Step 2 | | | | |
| Elektive S. | -.03 | .04 | -.09 | .44 |
| Verlustbasierte S. | .02 | .04 | .08 | .58 |
| Optimierung | .02 | .05 | .05 | .73 |
| Kompensation | -.01 | .04 | -.04 | .75 |
| Gesamtmodell | Cum R² = .27 | F_(8, 67) = 3.03 | p = .006 | |

Anmerkung. $R^2 = .25 (p < .001)$ für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .01 (p > .90)$ für Analyseschritt 2; B: unstandardisierter Regressionskoeffizient; SE_B: zugehöriger Standardfehler; β: standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; p: exaktes Signifikanzniveau.

In der Gruppe der alten Alten lagen ebenfalls Suppressionseffekte vor, die sich jedoch von denen in der Gesamtstichprobe und in der jüngeren Gruppe unterschieden. Folgte man dem Entscheidungskriterium zur Identifikation von Suppression nach Cohen und Cohen (1975), so besaß die Kompensation wiederum die Rolle eines negativen Suppressors in Bezug auf die verlustbasierte Selektion und die Optimierung. Verwendete man zu weiteren Klärung

⁴⁹ Vergleich unabhängiger Korrelationskoeffizienten nach Bortz (1993).

das Gleichungssystem zur Suppressoridentifikation nach Bortz (1993), so bestätigte sich lediglich der negative Suppressionseffekte der Kompensation in Bezug auf die Optimierung. Zusätzlich bestand ein negativer Suppressionseffekt auf Seiten der Ressourcenvariablen. Für den Prädiktor kognitive Ressourcen lag im Vergleich zur positiven Zero-order-Korrelation mit Alterszufriedenheit ($r = .11, ns$) ein negatives Betagewicht ($\beta = -.14, ns$) vor. Hierbei unterdrückten die kognitiven Ressourcen kriteriumsirrelevante Varianz der gesundheitlichen Ressourcen, sodass die Beziehung zwischen gesundheitlichen Ressourcen und Alterszufriedenheit anstieg.⁵⁰ Unabhängig von den gesundheitlichen Ressourcen gingen somit höhere kognitive Ressourcen mit einer geringeren Alterszufriedenheit bzw. geringere kognitive Ressourcen mit einer höheren Alterszufriedenheit einher. Nach Tzelgov und Henik (1991) sind damit die gesundheitlichen Ressourcen wichtiger für die Alterszufriedenheit als die kognitiven Ressourcen. Folgeanalysen zeigten darüber hinaus, dass eine besonders geringe Alterszufriedenheit vorlag, wenn hohe kognitive Ressourcen gleichzeitig mit geringen gesundheitlichen Ressourcen auftraten (AS bei hi COG, lo GES: $M = 2.97, SD = .59$).

Zusammenfassend weisen die Ergebnisse der altersvergleichenden Betrachtung der Prädiktionsmuster darauf hin, dass in beiden Altersgruppen gesundheitliche Ressourcen unabhängig von allen anderen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien eine starke Vorhersage der interindividuellen Differenzen der Alterszufriedenheit leisten. Neben dieser deutlichen Gemeinsamkeit im Prädiktionsmuster bestehen vor allem in Hinblick auf die SOC-Strategien Optimierung und Kompensation Hinweise auf Differenzen zwischen den Altersgruppen. Während in der jüngeren Altersgruppe Optimierung signifikant positiv und Kompensation aufgrund ihrer Wirkung als negativer Suppressor signifikant negativ zur Varianzaufklärung der Alterszufriedenheit beitragen, besitzen diese SOC-Strategien in der älteren Gruppe keinen prädiktiven Wert zur Vorhersage der Alterszufriedenheit. Bei den alten Alten schien die Optimierung ihre positive Bedeutung für die Alterszufriedenheit verloren zu haben.

4.2.2.4 Prüfung der Prädiktionsmuster von Ressourcen, SOC und ihrer Interaktion auf Unterschiedlichkeit zwischen jungen Alten und alten Alten

Im ersten Teil der Analysen zu Studie 1 waren für die Gesamtstichprobe keine statistisch bedeutsamen Interaktionseffekte zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien zur Vorhersage der Alterszufriedenheit nachgewiesen worden. Im Gegensatz zum erwarteten Prä-

⁵⁰ Die Prüfung des negativen Suppressionseffekts nach Bortz (1993) ergab für gesundheitliche Ressourcen (P) und kognitive Ressourcen (S): $r_{SC} - r_{PC} \times r_{PS} = .11 - .49 \times .40 = -.09$. Da das Ergebnis der Gleichung kleiner Null war, kam den kognitiven Ressourcen in Bezug auf gesundheitliche Ressourcen die Rolle eines negativen Suppressors zu.

diktionsmuster war in der Gesamtstichprobe ein Modell mit zwei Haupteffekten für Ressourcen und SOC ermittelt worden. Dies legte nahe, zu untersuchen, ob dieses Muster in beiden Altersgruppen repliziert werden konnte oder ob altersdifferentielle Prädiktionsmuster bestanden. Um mögliche Unterschiede inferenzstatistisch absichern zu können, wurde das Vorliegen von Gruppenunterschieden mit einer Dreiwegsinteraktion geprüft (vgl. Aiken & West, 1991). Die Testung der entsprechenden Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, SOC und Altersgruppe wurde in einem multiplen hierarchischen Regressionsmodell vorgenommen. Das allgemeine Vorgehen umfasste die Prüfung des Produktterms aller Einzelprädiktoren nach der Kontrolle aller Terme erster und zweiter Ordnung. Im ersten Schritt der Analyse wurden daher Ressourcen und SOC als kontinuierliche Prädiktoren und Altersgruppe als kategorialer Prädiktor eingegeben, im zweiten Schritt die Multiplikationsterme Ressourcen \times Altersgruppe, SOC \times Altersgruppe und Ressourcen \times SOC als Prädiktoren zweiter Ordnung sowie im dritten und letzten Schritt der Dreifachterm Ressourcen \times SOC \times Altersgruppe.⁵¹

Das Gesamtmodell prädizierte 16% der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit ($F_{(7, 148)} = 3.92, p < .001$; siehe Tabelle 27). Die im ersten Analyseschritt enthaltenen Prädiktoren Ressourcen, SOC und Altersgruppe erklärten 12% einfache Varianz ($F_{(3, 152)} = 6.67, p < .001$). Die im zweiten Analyseschritt enthaltenen Prädiktoren zweiter Ordnung konnten über die in Schritt eins spezifizierten Effekte hinaus keine zusätzliche Varianz erklären ($\Delta R^2 = .02, \Delta F_{(6, 149)} = 1.05, p = .37$). Der im letzten Analyseschritt ins Modell aufgenommene Interaktionsterm Ressourcen \times SOC \times Altersgruppe konnte hingegen auf dem für diese Analysen gewählten Signifikanzniveau von $p = .10$ abgesichert werden. Mit einem Zuwachs des Determinationskoeffizienten von $.02$ ($\Delta F_{(7, 148)} = 3.17, p = .08$) trug er über alle anderen Prädiktoren hinaus zusätzliche 2% zur Varianzaufklärung bei. Das standardisierte Regressionsgewicht des Dreifachterms lag bei $\beta = -.44$. Die Signifikanz der Dreifachinteraktion bestätigte das Vorliegen altersdifferentieller Beziehungsmuster und legte somit eine nach Altersgruppen getrennte Prüfung des Zusammenwirkens von Ressourcen und SOC nahe.

Zusammenfassend ergab diese Analyse, dass altersdifferentielle Muster in der Vorhersage der Alterszufriedenheit durch Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und ihre Interaktion vorlagen. Damit konnte die Annahme, dass die strukturellen Beziehungen zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit zwischen jungen Alten und alten Alten identisch sind, nicht bestätigt werden. *Hypothese 2d* wurde verworfen. Um die Unterschiede der Beziehungsmuster weiter zu spezifizieren, wurde der Interaktion zwischen Ressourcen und SOC in nach Altersgruppen getrennten Analysen nachgegangen.

⁵¹ Mit Ausnahme der Altersgruppe wurden alle Variablen vor Bildung der Multiplikationsterme zur Erhöhung der Interpretierbarkeit und zur Vermeidung von Multikollinearitätseffekten zentriert (Aiken & West, 1991).

Tabelle 27. *Hierarchisches Regressionsmodell zur Prüfung der Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, SOC und Altersgruppe zur Vorhersage der Alterszufriedenheit (N = 156)*

| Prädiktor | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|----------------------------------|-----------------------------------|---|-----------------------------|------------|
| Step 1 | | | | |
| SOC | .45 | .24 | .46 | .07 |
| Ressourcen | .22 | .29 | .20 | .46 |
| Altersgruppe | .09 | .12 | .07 | .44 |
| Step 2 | | | | |
| SOC × Ressourcen | .47 | .38 | .30 | .22 |
| Ressourcen × Gruppe | .08 | .18 | .12 | .66 |
| SOC × Gruppe | -.24 | .16 | -.38 | .14 |
| Step 3 | | | | |
| SOC × Ressourcen × Gruppe | -.43 | .24 | -.44 | .08 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .16$ | $F_{(7, 148)} = 3.92$ | $p = .00$ | |

Anmerkung. $R^2 = .12$ ($p < .001$) für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .02$ ($p > .30$) für Analyseschritt 2; $\Delta R^2 = .02$ ($p = .08$) für Analyseschritt 3; *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

4.2.2.5 Altersvergleichende Untersuchung zur Interaktion zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien

Zur Spezifizierung der altersdifferentiellen Effekte von Ressourcen, SOC und ihrer Interaktion wurden zwei nach Altersgruppen getrennte multiple hierarchische Regressionsanalysen durchgeführt. Bei den *jungen Alten* erklärte das Modell insgesamt 16% der Varianz der Alterszufriedenheit ($F_{(3, 76)} = 4.67$, $p < .001$; vgl. Tabelle 28). Im ersten Regressionsschritt berücksichtigt, entfielen auf Ressourcen und SOC 15% einfache Varianz. Beide Betagewichte waren positiv und signifikant. Sie indizierten etwa gleich große, voneinander unabhängige Effekte (Ressourcen: $\beta = .26$; SOC: $\beta = .24$, $ps < .05$). Die Interaktion zwischen Ressourcen und SOC konnte über diese beiden Haupteffekte hinaus keine zusätzliche Varianz aufklären ($\Delta R^2 = .00$, $\Delta F_{(1, 76)} = .06$, $p = .81$). Damit bestand bei den jungen Alten zur Vorhersage der Alterszufriedenheit ein Prädiktionsmuster von zwei Haupteffekten für Ressourcen und SOC-Strategien: Je mehr Ressourcen eine junge-alte Person aufwies und je mehr SOC sie unabhängig davon anwendete, desto zufriedener war sie mit ihrem Altern.

Wurde dasselbe Regressionsmodell in der Gruppe der *alten Alten* untersucht, so erklärten Ressourcen, SOC und ihre Interaktion insgesamt 15% der Varianz der Alterszufriedenheit ($F_{(3, 72)} = 4.24$, $p < .01$; Tabelle 29). Im ersten Analyseschritt eingegeben, erklärten Ressourcen und SOC zusammen 9% einfache Varianz. Der Interaktionsterm Ressourcen × SOC erklärte über diesen Effekt hinaus 6% unique Varianz ($\Delta F_{(1, 72)} = 4.70$, $p < .05$). Die Betagewichte

Tabelle 28. *Hierarchisches Regressionsmodell mit Ressourcen, SOC und der Ressourcen × SOC-Interaktion als Prädiktoren der Alterszufriedenheit der jungen Alten (n = 80)*

| Prädiktor | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|---------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|-----------------------------|------------|
| Step 1 | | | | |
| SOC | .22 | .10 | .24 | .03 |
| Ressourcen | .29 | .12 | .26 | .02 |
| Step 2 | | | | |
| SOC × Ressourcen | .04 | .16 | .03 | .81 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .16$ | $F_{(3,76)} = 4.67$ | $p = .00$ | |

Anmerkung. $R^2 = .15$ ($p < .001$) für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .00$ ($p > .80$) für Analyseschritt 2; *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

verdeutlichen, dass nur Ressourcen mit $\beta = .30$ ($p < .01$) und die Ressourcen × SOC-Interaktion mit $\beta = -.24$ ($p < .05$) einen unabhängigen Teil der Varianz erklärten, was einem Haupteffekt der Ressourcen und einem Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und SOC entsprach. Das Beta für SOC war positiv, jedoch nicht signifikant ($\beta = .07$, $p > .50$).

Das negative Betagewicht des Multiplikationsterms weist gemeinsam mit den beiden positiven Betagewichten der Terme erster Ordnung nach Neter, Kutner, Nachtsheim und Wasserman (1996) auf eine als Inferenz- oder antagonistischen Typus bezeichnete Interaktion hin. Die Steigung der Antwortfunktion (d. h. der Alterszufriedenheit) nimmt in Abhängigkeit vom einen Prädiktor (z. B. Ressourcen) mit zunehmender Höhe des zweiten Prädiktors (z. B. SOC) ab. Dies besagt, dass sich der Zusammenhang zwischen Ressourcen und Wohlbefinden bei hohen Werten des Moderators SOC verringert. Die Beziehung zwischen Ressourcen und Alterszufriedenheit wird schwächer, je häufiger die SOC-Strategien zum Einsatz kommen. Mit einer höheren SOC-Nutzung scheinen damit geringe Ressourcen für die Alterszufriedenheit weniger ins Gewicht zu fallen.

Tabelle 29. *Hierarchisches Regressionsmodell mit Ressourcen, SOC und der Ressourcen × SOC-Interaktion als Prädiktoren der Alterszufriedenheit der alten Alten (n = 76)*

| Prädiktor | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|---------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|------------------------------|-------------|
| Step 1 | | | | |
| SOC | .08 | .12 | .07 | .53 |
| Ressourcen | .35 | .13 | .30 | .009 |
| Step 2 | | | | |
| SOC × Ressourcen | -.39 | .18 | -.24 | .03 |
| Gesamtmodell | Cum $R^2 = .15$ | $F_{(3,72)} = 4.24$ | $p = .008$ | |

Anmerkung. $R^2 = .09$ ($p < .05$) für Analyseschritt 1; $\Delta R^2 = .06$ ($p = .03$) für Analyseschritt 2; *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

Um das Ausmaß der Unterschiedlichkeit dieser altersdifferentiellen Prädiktionsmuster zu veranschaulichen, wurden Kommunalitätsanalysen (vgl. Hertzog, 1989; Pedhazur, 1982) durchgeführt und die unigen Anteile von Ressourcen, SOC und ihrer Interaktion graphisch dargestellt (siehe Abbildung 5). Bei den jungen Alten erklärten Ressourcen (6.2%) und SOC (5.6%) in ungefähr gleichem Ausmaß interindividuelle Unterschiede der Alterszufriedenheit. Der Erklärungsbeitrag des Zusammenwirkens von Ressourcen und SOC war minimal (0.1%). Bei den alten Alten erklärten die Ressourcen einen höheren Anteil als bei den jungen Alten (8.6%). Der Varianzanteil, der bei den alten Alten durch die Interaktion zwischen Ressourcen und SOC erklärt wurde (5.5%), war beinahe genauso groß wie der Anteil, der bei den jungen Alten auf SOC alleine zurückging. Der Beitrag, den die SOC-Strategien unabhängig von den Ressourcen erklärten, war in der älteren Gruppe hingegen sehr gering (0.5%).

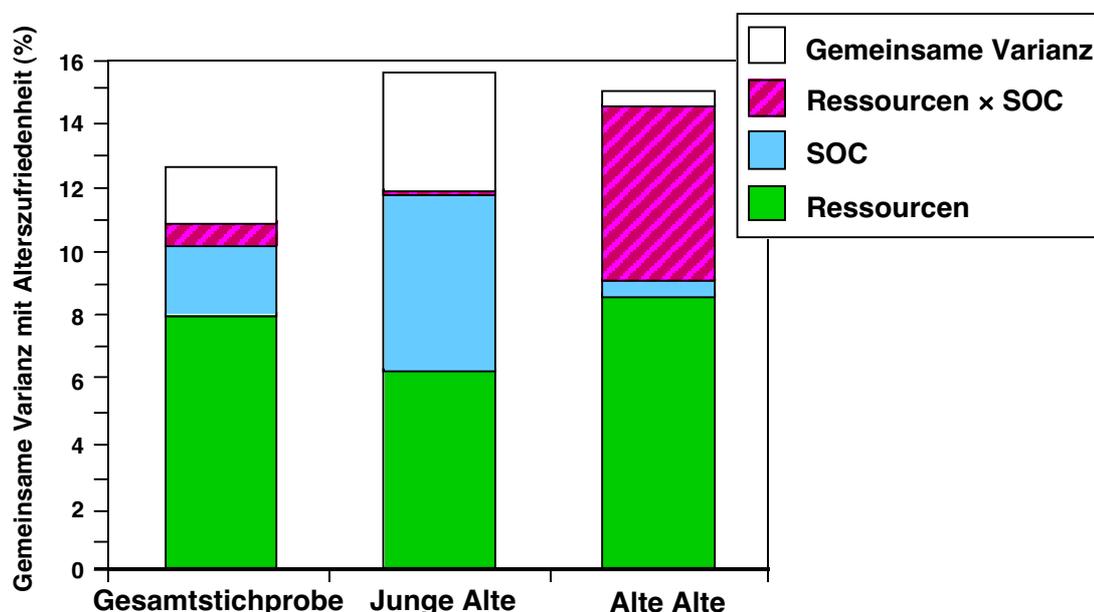


Abbildung 5. Unique Erklärungsbeiträge von Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und ihrer Interaktion bei der Vorhersage der Alterszufriedenheit (Kommunalitätsanalyse).

Nachdem die Existenz des Interaktionseffekts zwischen Ressourcen und SOC in der Altersgruppe der alten Alten inferenzstatistisch nachgewiesen und in seiner Stärke untersucht worden war, wurde im Folgenden die Natur der Interaktion untersucht, um ihre Interpretation abzusichern. Hierzu wurden ein graphisches und ein statistisches Vorgehen gewählt (vgl. Aiken & West, 1991). Bei der graphischen Methode werden durch das Einsetzen von konditionalen Werten in die Regressionsgleichung des Gesamtmodells drei Gleichungen für geringe, mittlere und hohe Ausprägungen des einen Prädiktors erstellt (z. B. Ressourcen), in die dann die Werte geringer, mittlerer und hoher Ausprägung des zweiten Prädiktors (z. B. SOC) eingesetzt werden. Wendet man dieses Vorgehen auch umgekehrt an (z. B. erstellt man

Regressionsgleichungen für SOC mit anschließendem Einsetzen von Ressourcenwerten), so ermöglicht ein Vergleich der (nicht dargestellten Graphiken) die Klassifikation der Interaktion (Bortz, 1993). Im vorliegenden Fall handelte es sich nach der Definition von Leight und Kinnear (1980) um eine hybride Interaktion: Die Regressionsgeraden für einen geringen, mittleren und hohen Ressourcenstatus beschrieben gegenläufige Trends, was beim Zeichnen der SOC-Regressionsgeraden zwangsläufig zu einer Überschneidung führte. Dennoch lagen in allen Geraden gleichgerichtete Steigungen vor. Beide graphischen Darstellungen verdeutlichten den Haupteffekt der Ressourcen, da die Rangfolge der Werte der Alterszufriedenheit für alle SOC-Ausprägungen identisch war ($AS_{\text{viele}} > AS_{\text{mittlere}} > AS_{\text{geringe Ressourcen}}$). Alte Alte mit vielen Ressourcen waren somit unabhängig von der Höhe der Nutzung der SOC-Strategien zufriedener mit ihrem Altern als alte Alte mit wenigen Ressourcen. Im Gegensatz dazu konnte der zweite Effekt, die Bedeutung der SOC-Strategien, nur in Abhängigkeit vom Haupteffekt der Ressourcen interpretiert werden. Während ein größeres Ausmaß an Ressourcen immer mit einer höheren Alterszufriedenheit einherging, bestand der positive Effekt von SOC auf die Alterszufriedenheit vor allem dann, wenn besonders wenige Ressourcen vorhanden waren. Gleichzeitig war die Bedeutung der SOC-Strategien für die Alterszufriedenheit bei Personen mit vielen Ressourcen gering. Beides entsprach den Erwartungen: Je weniger Ressourcen zur Verfügung stehen, desto wichtiger ist es, sie optimal – durch Nutzung der SOC-Strategien – einzusetzen.⁵²

Abbildung 6 stellt die Effekte von Ressourcen und SOC für beide Altersgruppen dar. Bei den jungen Alten beschrieben die Regressionsgeraden aufgrund der Haupteffekte von Ressourcen und SOC parallele Verläufe. Je mehr Ressourcen vorhanden waren und je mehr SOC-Strategien genutzt wurden, desto höher war die Alterszufriedenheit. Bei den alten Alten überschritten sich die Geraden: Während sie im Bereich eines hohen Ressourcenstatus relativ nahe beieinander lagen, kreuzten sie sich etwa im mittleren Ressourcenbereich und liefen bei geringem Ressourcenstatus auseinander.

Die graphische Prüfung wurde durch die Prüfung der Steigung der Regressionskoeffizienten vervollständigt (vgl. Aiken & West, 1991). Um zu ermitteln, in welchem Wertebereich der Ressourcen die SOC-Strategien einen statistisch bedeutsamen Effekt hatten, wurden vier zusätzliche Variablen gebildet, die unter (below) bzw. über (above) dem Mittelwert

⁵² Ausgehend von der Gefahr einer Überschneidung von Ressourcen und Alterszufriedenheit bestand das theoretische Anliegen, ausschließlich objektive Ressourcen zu nutzen. Aus pragmatischen Gründen wurde allerdings auch die subjektive Gesundheit in den Analysen verwendet. Zur Absicherung der berichteten Ergebnisse wurde daher eine Kontrollanalyse durchgeführt, in die ein Ressourcencomposite einging, das unter Ausschluss der subjektiven Gesundheitsindikatoren gebildet wurde. Die Ergebnisse zeigten, dass die Effekte der Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, SOC und Altersgruppe sowie der Interaktion zwischen Ressourcen und SOC bei den alten Alten sogar stärker wurden (Appendix A, Abschnitt A5.1), was dafür spricht, dass die subjektive Gesundheit eher zur Verschleierung als zur Akzentuierung der Interaktionseffekte führte.

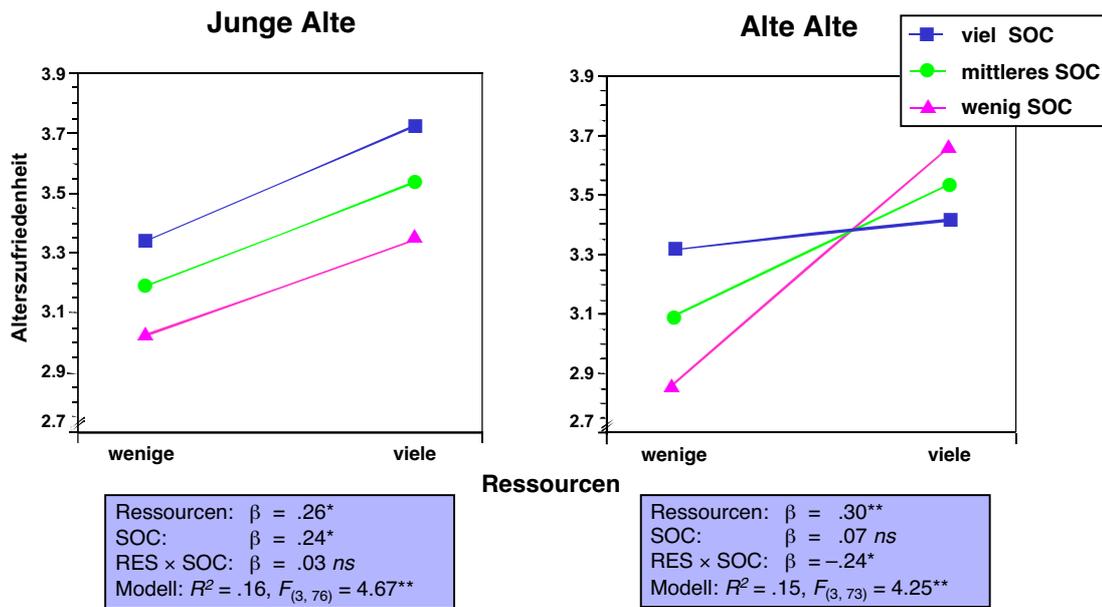


Abbildung 6. Darstellung der Interaktion von Ressourcen und SOC getrennt nach Altersgruppe.

liegende Werte der Ressourcen ($RES_{\text{below}}: M - 1.5 \times SD$; $RES_{\text{above}}: M + 1.5 \times SD$) sowie deren Interaktion mit SOC ($RES_{\text{below}} \times SOC$; $RES_{\text{above}} \times SOC$) repräsentierten. Mit diesen Variablen wurden getrennte Regressionsanalysen durchgeführt. Es wurde hierbei deutlich, dass die Nutzung der SOC-Strategien im Bereich eines über dem Durchschnitt liegenden Ressourcenstatus kaum eine Rolle für die Alterszufriedenheit spielte (SOC bei $RES_{\text{above}}: \beta = -.28$, $p > .10$). Dies unterstrich, dass, obwohl sich die SOC-Regressionsgeraden im Bereich vieler Ressourcen graphisch zu unterscheiden schienen, keine relevanten Differenzen in der Alterszufriedenheit vorlagen (vgl. Abbildung 6). Im Bereich weniger Ressourcen bestand hingegen erwartungsgemäß ein signifikanter Effekt für die SOC-Strategien (SOC bei $RES_{\text{below}}: \beta = .42$, $p < .04$). Während die Nutzung der SOC-Strategien bei den alten-alten Personen mit vielen Ressourcen nur von geringer Bedeutung für die Alterszufriedenheit war, besaßen die SOC-Strategien bei den alten Alten mit wenigen Ressourcen einen signifikanten und positiven Effekt auf die Alterszufriedenheit. Ressourcenarme alte Alte profitieren demzufolge besonders von der Verwendung von SOC. Nutzten ressourcenarme alte Alte die SOC-Strategien häufiger, so war ihre Alterszufriedenheit deutlich höher als bei ressourcenarmen alten Alten, die wenig SOC anwendeten. Die SOC-Strategien besaßen damit eine protektiv-stabilisierende Funktion und federten den negativen Einfluss eines geringen Ressourcenstatus auf die Alterszufriedenheit ab. Dies bestätigte den in *Hypothese 1c* postulierten Puffereffekt der SOC-Strategien für die Gruppe der alten Alten.

4.2.2.5.1 Folgeanalysen: Welche SOC-Dimensionen wirken bei den alten Alten protektiv?

Die Bedeutung der Ressourcen, der spezifischen SOC-Strategien sowie ihrer Interaktion wurde auf Altersdifferenzen hin untersucht (vgl. Tabelle 30). Die Testung der Dreifachinteraktion wurde beim Hinweis auf differentielle Prädiktionsmuster um Gruppenanalysen ergänzt.⁵³

Für die *elektive Selektion* bestand kein Hinweis darauf, dass sich das Effektmuster zwischen den beiden Altersgruppen unterschied. Der Dreifachinteraktionsterm, als letzter nach den Prädiktoren erster und zweiter Ordnung ins Modell aufgenommen, war nicht signifikant und konnte keine zusätzliche Varianz erklären ($\Delta R^2 = .00$, $\Delta F_{(1, 147)} = .48$, $p = .48$; Tabelle A28). Der für die Gesamtstichprobe ermittelte Befund eines für die Alterszufriedenheit bedeutsamen Ressourcenstatus bei gleichzeitiger Nichtsignifikanz der elektiven Selektion bzw. ihrer Interaktion bestand damit für beide Altersgruppen (vgl. Abschnitt 4.2.1.3).

Im Gegensatz zu den Befunden zur elektiven Selektion zeigte der signifikante Dreifachinteraktionsterm zwischen Ressourcen, *verlustbasierter Selektion* und Altersgruppe mit 2% unguer Varianz ($\Delta F_{(1, 147)} = 2.93$, $p = .09$; Tabelle A29) ein bedeutsames altersdifferentielles Prädiktionsmuster bei jungen Alten und alten Alten an. Die nach Altersgruppen getrennten Folgeanalysen ergaben, dass eine signifikante Interaktion zwischen verlustbasierter Selektion und Ressourcen in der Gruppe der alten Alten vorlag ($\Delta R^2 = .07$, $\Delta F_{(1, 72)} = 6.10$, $\beta = -.27$, $p < .05$; Tabelle A31), nicht aber bei den jungen Alten (vgl. Tabelle A30). Die Interaktion trug zusätzliche 7% zur Erklärung interindividueller Unterschiede in der Alterszufriedenheit der alten-alten Studienteilnehmer bei. Die graphische und inferenzstatistische Prüfung der Natur des Interaktionseffekts ergab erwartungsgemäß, dass der Effekt der verlustbasierten Selektion für einen niedrigen Ressourcenstatus bestand (LBS bei RES_{below} : $\beta = .48$, $p < .05$). Unter der Bedingung vieler Ressourcen war der Effekt nicht signifikant (LBS bei RES_{above} : $\beta = -.11$, $p > .20$; Abbildung 7). Die positive Wirkung der verlustbasierten Selektion auf die Alterszufriedenheit entfaltete sich also primär bei geringen Ressourcen. Alte-alte Personen mit wenigen Ressourcen profitierten damit besonders von der verlustbasierten Selektion, während die Alterszufriedenheit der alten Alten mit vielen Ressourcen nicht in Abhängigkeit von ihrer Nutzung variierte.

Bei der Prüfung der Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, *Optimierung* und Altersgruppe erklärte die Interaktion Ressourcen \times Optimierung \times Altersgruppe 2% unguer Varianz ($\Delta F_{(1, 148)} = 4.00$, $p < .05$; vgl. Tabelle A32). Somit lagen auch hier in beiden Altersgruppen unterschiedliche Prädiktionsmuster vor, die genauer untersucht wurden. Die getrennten

⁵³ Von getrennten Analysen der Ressourcendimensionen wurde aufgrund der unzureichenden Passung zwischen spezifischen Ressourcen und bereichsübergreifenden SOC-Strategien abgesehen, da zur adäquaten Beschreibung der Interaktion die bereichsspezifische SOC-Erfassung notwendig ist (Abschnitt 4.1.3.2.1).

Analysen ergaben, dass bei den jungen Alten nur Haupteffekte für Ressourcen und SOC vorlagen (vgl. Tabelle A33), in der Gruppe der alten Alten hingegen eine signifikante Interaktion zwischen Optimierung und Ressourcen bestand ($\Delta R^2 = .05$, $\Delta F_{(1, 72)} = 4.48$, $\beta = -.24$, $p < .05$; vgl. Tabelle A34). Die Interaktion erklärte über die Effekte erster Ordnung hinaus zusätzliche 5% der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit der alten Alten. Die graphischen Folgeanalysen ergaben, dass wie bereits bei Gesamt-SOC und der verlustbasierten Selektion vor allem alte Alte mit geringen Ressourcen vom Einsatz der Optimierung profitierten. Die statistische Absicherung gelang jedoch nur in der Tendenz, da der Effekt der Optimierung bei geringem Ressourcenstatus knapp das gewählte Signifikanzniveau verfehlte (OPT bei RES_{below}: $\beta = .34$, $p = .07$). Unter der Bedingung eines hohen Ressourcenstatus war der Effekt der SOC-Strategie Optimierung hingegen ohne statistische Relevanz (OPT bei RES_{above}: $\beta = -.31$, $p > .10$; vgl. Abbildung 8).

Die abschließend untersuchte Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, *Kompensation* und Altersgruppe ergab keinen unigen Varianzbeitrag des Dreifachinteraktionsterms ($\Delta R^2 = .00$; $\Delta F_{(1, 147)} = .00$, $p = .98$; vgl. Tabelle A35), woraus gefolgert werden konnte, dass zwischen jungen Alten und alten Alten keine unterschiedlichen Beziehungen zwischen Kompensation, Ressourcen und Alterszufriedenheit bestanden. In beiden Altersgruppen leisteten lediglich die Ressourcen einen Beitrag zur Erklärung interindividueller Unterschiede der Alterszufriedenheit, während die Kompensation sowie die Interaktion zwischen Ressourcen und Kompensation ohne Bedeutung waren (vgl. Abschnitt 4.2.1.3).

Tabelle 30. Zusammenfassung der Ergebnisse der hierarchischen Regressionsmodelle zur Bedeutung der Interaktionen zwischen Ressourcen, spezifischen SOC-Strategien und Altersgruppe als Prädiktoren der Alterszufriedenheit ($N = 156$)

| Prädiktoren × Ressourcen × Gruppe | <i>B</i> | <i>SE_B</i> | β | <i>p</i> |
|-----------------------------------|----------|-----------------------|-------------|-------------|
| Elektive Selektion | -.06 | .08 | -.19 | .49 |
| Verlustbasierte Selektion | -.13 | .08 | -.45 | .09 |
| Optimierung | -.15 | .07 | -.54 | .047 |
| Kompensation | .00 | .07 | -.01 | .98 |

Anmerkung. *B*: unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE_B*: zugehöriger Standardfehler; β : standardisierter Regressionskoeffizient simultaner Analysen; *p*: exaktes Signifikanzniveau.

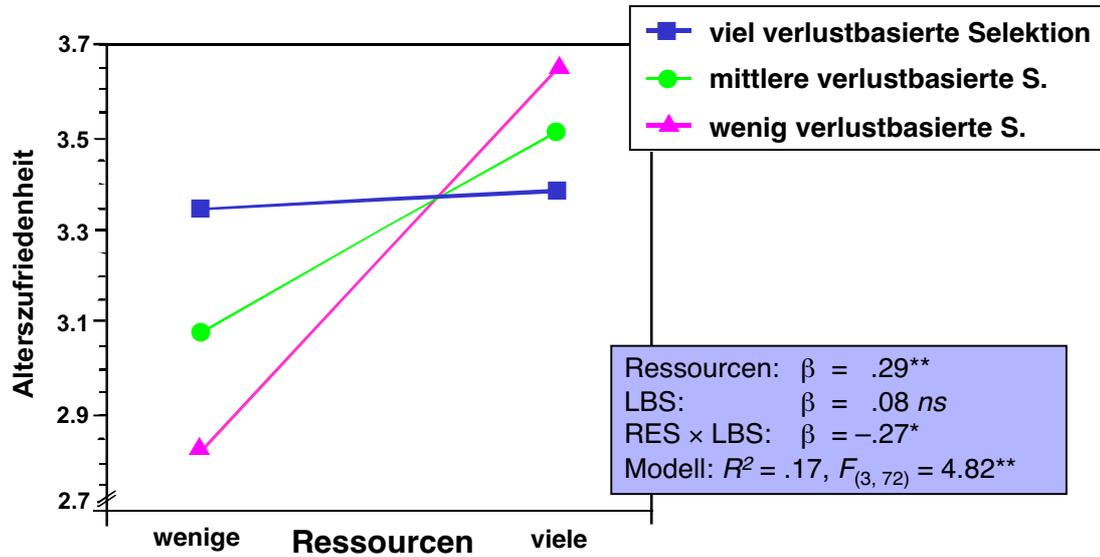


Abbildung 7. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und verlustbasierter Selektion in der Gruppe der alten-alten Personen ($n = 76$).

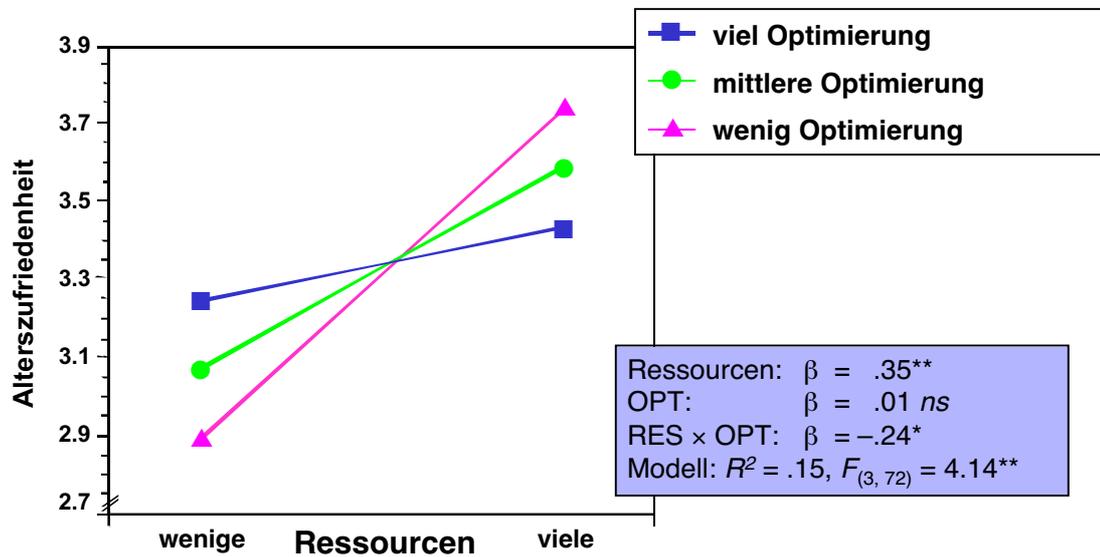


Abbildung 8. Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und Optimierung in der Gruppe der alten-alten Personen ($n = 76$).

4.2.3 Zusammenfassung der Ergebnisse der Studie 1

Ziel der Studie 1 war die querschnittliche Analyse des dynamischen Zusammenspiels zwischen Ressourcen und Lebensmanagementstrategien in seiner Bedeutung für die Alterszufriedenheit als Kriterium erfolgreichen Alterns anhand einer repräsentativen Stichprobe von Personen zwischen 70 und 90 Jahren. Während der erste Teil der Analysen auf die allgemeine Beziehung zwischen Ressourcen, Lebensmanagementstrategien und Alterszufriedenheit im Alter einging, standen im zweiten Teil Altersunterschiede zwischen alten und sehr alten Personen in der funktionalen Wirkweise von Ressourcen und Strategien im Mittelpunkt.

Die Bedeutung des Zusammenspiels der Ressourcen und der SOC-Lebensmanagementstrategien für die Alterszufriedenheit wurde im *ersten Teil der Studie 1* aus unterschiedlichen Perspektiven beleuchtet (Hypothesenblock 1). Die *gleichzeitige Betrachtung der multiplen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien* zeigte, dass Ressourcen und Lebensmanagementstrategien voneinander unabhängige Varianzanteile der Alterszufriedenheit erklärten. Ressourcen erklärten unabhängig von den SOC-Strategien 18% der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit. Die SOC-Strategien hingegen erklärten unabhängig vom Beitrag der Ressourcen 6% der Varianz. Vor allem die gesundheitlichen Ressourcen und die Optimierung konnten innerhalb der Gesamtstichprobe den vergleichsweise höchsten prädiktiven Beitrag zur Vorhersage der Alterszufriedenheit leisten und stellten damit die wichtigsten Determinanten der Zufriedenheit mit dem eigenen Altern dar. Sie prädizierten den größten Teil der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit, während die restlichen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien nur einen bescheidenen Beitrag zur Varianzaufklärung leisteten. Diese Befunde lieferten erste Hinweise auf die in Hypothese 1a und 1b postulierte positive Bedeutung der Ressourcen und der SOC-Strategien für die Alterszufriedenheit, die im weiteren Auswertungsverlauf in Interaktionsmodellen überprüft wurden.

Demographische, kognitive, gesundheitliche und soziale Ressourcen waren in dieser Studie ausgewählt worden, da sie aufgrund theoretischer Überlegungen und empirischer Befunde als Basismerkmale für Anpassungsprozesse im Alter identifiziert worden waren. Allerdings handelte es sich hierbei um eine subjektive Auswahl, die durch weitere Ressourcen hätte ergänzt werden können. Gleiches galt für die Auswahl der SOC-Strategien als Repräsentanten der ein erfolgreiches Altern fördernden Verhaltensstrategien. Da die Alterszufriedenheit möglicherweise maßgeblich durch andere Ressourcen und Strategien bedingt sein konnte, wurde das *Lebensalter als Proxi* für solche nichtberücksichtigten Alternativen als zusätzlicher Prädiktor zur Vorhersage der Alterszufriedenheit einbezogen. Diese Analyse zeigte jedoch, dass das chronologische Alter weder einen mit den anderen Prädiktoren

gemeinsamen noch einen statistisch bedeutsamen unabhängigen Teil der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit erklärte. Da das Alter insbesondere keinen über die Ressourcen und SOC-Strategien hinausgehenden Beitrag zur Vorhersage der Zufriedenheit mit dem eigenen Altern leisten konnte, bestätigte sich die getroffene Wahl der Prädiktoren: Die demographischen, kognitiven, gesundheitlichen und sozialen Ressourcen sowie die SOC-Strategien erwiesen sich damit als gelungene Auswahl von Determinanten der Alterszufriedenheit, dem verwendeten Kriterium erfolgreichen Alterns.

Die Untersuchung der Bedeutung des dynamischen *Zusammenspiels von Ressourcen und Lebensmanagementstrategien* in der Vorhersage der Alterszufriedenheit ergab, dass für die Gesamtstichprobe erwartungswidrig keine statistisch bedeutsame Interaktion zwischen Ressourcen und Strategien vorlag. Während angenommen worden war, dass der optimale Einsatz der Ressourcen, indiziert durch eine häufigere Anwendung der SOC-Lebensmanagementstrategien, vor allem bei Personen mit wenigen Ressourcen positive Auswirkungen für die Alterszufriedenheit haben sollte, trugen Ressourcen und SOC-Strategien unabhängig voneinander zur Alterszufriedenheit bei. Mit zunehmendem Ressourcenstatus stieg die Alterszufriedenheit an. Gleichzeitig ging unabhängig davon eine stärkere Nutzung der Lebensmanagementstrategien mit einer höheren Alterszufriedenheit einher. Dieses Ergebnis entsprach *Hypothese 1a* und *1b*, nicht aber *Hypothese 1c*.

Im *zweiten Teil der Studie 1* standen Unterschiede zwischen alten und sehr alten Personen im Mittelpunkt (Hypothesenblock 2). Altersgruppenunterschieden wurde auf der Ebene der Ausprägung des Ressourcenstatus, der Nutzung der Lebensmanagementstrategien und der Höhe der Alterszufriedenheit nachgegangen. Darüber hinaus wurde die Frage untersucht, ob die funktionalen Beziehungen zwischen Ressourcen und SOC-Strategien hinsichtlich der Alterszufriedenheit bei jungen-alten Personen und bei alten-alten Personen vergleichbar waren oder ob altersdifferentielle Prädiktionsmuster vorlagen.

Begonnen wurde mit der Analyse von *Altersgruppendifferenzen auf der Ebene der Mittelwertsausprägungen*. Die Ergebnisse bestätigten die postulierten Gruppenunterschiede zwischen jungen-alten und alten-alten Personen: Die alten Alten zeichneten sich durch geringere kognitive, gesundheitliche und soziale Ressourcen als die jungen Alten aus. Lediglich die demographischen Ressourcen unterschieden sich nicht zwischen beiden Altersgruppen. Da der Gesamtressourcenstatus ebenfalls zwischen den beiden Altersgruppen divergierte, konnte *Hypothese 2a* angenommen werden.

Im Gegensatz dazu ließen sich keine Altersgruppendifferenzen hinsichtlich der Nutzung der SOC-Lebensmanagementstrategien feststellen. Weder Gesamt-SOC noch die spezifischen SOC-Strategien wurden von beiden Altersgruppen unterschiedlich häufig angewendet. Auch

die erlebte Zufriedenheit mit dem eigenen Altern unterschied sich nicht zwischen jungen Alten und alten Alten. Diese Ergebnisse bestätigten *Hypothese 2b* und *2c*.

Die *korrelativen Beziehungen* zwischen den multiplen Indikatoren für Ressourcen, SOC-Strategien und Alterszufriedenheit unterschieden sich nur geringfügig zwischen jungen-alten und alten-alten Personen. Bedeutsame altersdifferentielle Interrelationen bestanden lediglich hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Kompensation und dem Gesamtressourcenstatus. Diese Beziehung war bei den jungen-alten Personen signifikant höher als bei den alten-alten. Je höher der Ressourcenstatus bei den jungen-alten Studienteilnehmern war, desto häufiger nutzten sie Kompensationsstrategien. Bei den alten-alten Personen war dieser Zusammenhang bedeutend geringer ausgeprägt.

Die nach Altersgruppen getrennte Untersuchung der *multiplen Ressourcendimensionen und SOC-Strategien als Prädiktoren der Alterszufriedenheit* ergab, dass die Alterszufriedenheit der jungen Alten vor allem durch gesundheitliche Ressourcen sowie die SOC-Strategie Optimierung prädiziert wurde. Optimierung sagte hierbei den höchsten Varianzanteil vorher. Kompensation zeichnete sich durch ein negatives Betagewicht aus und fungierte in Bezug auf verlustbasierte Selektion und Optimierung als negativer Suppressor. Bei den alten Alten erklärten die gesundheitlichen Ressourcen den höchsten Anteil der interindividuellen Unterschiede der Alterszufriedenheit. Im Gegensatz zur jüngeren Altersgruppe leisteten die SOC-Strategien in dieser Gruppe keinen über die Ressourcen hinausgehenden Erklärungsbeitrag.

Im Gegensatz zur postulierten Abwesenheit von *altersgruppenspezifischen Vorhersagemustern* belegte eine statistisch bedeutsame Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, SOC und Altersgruppe, dass in den beiden Altersgruppen statistisch relevante Unterschiede in den Interrelationen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit bestanden. Die folgenden nach Altersgruppen getrennt durchgeführten Regressionsanalysen verdeutlichten, dass Ressourcen und SOC-Strategien in beiden Altersgruppen in unterschiedlicher Weise zur Vorhersage der Alterszufriedenheit beitrugen. In der Gruppe der *jungen Alten* lag ein Vorhersagemuster mit voneinander unabhängigen Haupteffekten für Ressourcen und SOC vor, wie es bereits für die Gesamtstichprobe ermittelt worden war: Je mehr Ressourcen vorhanden waren, desto höher war die erlebte Alterszufriedenheit. Zudem war eine häufigere Nutzung der SOC-Lebensmanagementstrategien unabhängig von der Höhe des Ressourcenstatus ebenfalls mit einer höheren Zufriedenheit mit dem eigenen Altern assoziiert. In der Gruppe der *alten Alten* bestand hingegen der in Hypothese 1c postulierte Interaktionseffekt zwischen Ressourcen und SOC. Neben der signifikanten Interaktion erklärten Ressourcen einen unabhängigen Anteil der Alterszufriedenheit. Viele Ressourcen gingen damit in der Gruppe der alten Alten immer, d. h. unabhängig von der Nutzung der SOC-Strategien, mit einer höheren Alterszufriedenheit

einher. Im Gegensatz dazu hatte SOC keine Bedeutung im Sinne eines Haupteffekts. Graphische Analysen zu Art und Richtung der Interaktion bestätigten das Vorliegen einer hybriden Interaktion: Für den Ressourcenstatus bestand ein unabhängiger positiver Effekt, wohingegen der Effekt der Lebensmanagementstrategien nur in Abhängigkeit von der Höhe der Ressourcen interpretiert werden konnte. Folgeanalysen ergaben, dass die Nutzung der SOC-Strategien insbesondere in der Gruppe der ressourcenarmen alten Alten einen positiven Effekt hinsichtlich der Alterszufriedenheit zeigte. Bei alten Alten mit umfangreichem Ressourcenstatus kam den SOC-Strategien hingegen nur eine geringe Bedeutung für die Zufriedenheit mit dem eigenen Altern zu. Die SOC-Strategien federten den negativen Einfluss des geringen Ressourcenstatus im Sinne eines protektiv-stabilisierenden Mechanismus auf die Alterszufriedenheit ab. Der Nachweis dieser altersdifferentiellen Prädiktionsmuster führte dazu, dass *Hypothese 2d*, die für beide Altersgruppen dieselben Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit angenommen hatte, verworfen werden musste. Allerdings wurde mit dem Befund einer für die Alterszufriedenheit bedeutsamen Interaktion zwischen Ressourcen und SOC die in *Hypothese 1c* postulierte Moderatorbeziehung zumindest in der Gruppe der alten Alten bestätigt.

Neben der Interaktion zwischen den Ressourcen und dem SOC-Composite konnten dieselben Dreifach- und Zweifachinteraktionseffekte für die *spezifischen SOC-Strategien verlustbasierte Selektion* und *Optimierung* identifiziert werden. Die Dreifachinteraktionen legitimierten die nach Altersgruppen getrennten Analysen, die zum Nachweis der Interaktionen von Ressourcen \times verlustbasierte Selektion bzw. Optimierung in der Gruppe der sehr alten Personen führten. Art und Richtung der Interaktionen entsprachen dem für den SOC-Gesamtindikator ermittelten Befund. Ressourcen trugen unabhängig von der Nutzung der verlustbasierten Selektion bzw. Optimierung zu einer höheren Zufriedenheit bei. Zudem wiesen vor allem Personen mit wenigen Ressourcen dann eine höhere Alterszufriedenheit auf, wenn sie häufiger verlustbasiert selegierten bzw. optimierten. Personen mit einem umfangreichen Ressourcenstatus diente die Nutzung der beiden SOC-Strategien hingegen sehr viel weniger. Damit besaßen die verlustbasierte Selektion und die Optimierung ebenfalls eine protektiv-stabilisierende Funktion bezüglich der negativen Auswirkungen eines geringen Ressourcenstatus auf die Alterszufriedenheit. Für die elektive Selektion und die Kompensation waren vergleichbare Interaktionseffekte mit dem Ressourcenstatus nicht zu beobachten.

Eine abschließende Zusammenschau der in Studie 1 untersuchten Hypothesen ist in Tabelle 31 wiedergegeben. Das sich daran anschließende Kapitel umfasst die Beschreibung der Studie 2.

Tabelle 31. Studie 1: Zusammenfassung der Befunde

| Hypothese | Bestätigt? | Folgeanalysen: Bestätigt? ^a | |
|---|--------------------------|--|-----------------------|
| | Studie 1 (N = 156) | Junge Alte (n = 80) | Alte Alte (n = 76) |
| <i>Hypothese 1a.</i> Ressourcen leisten einen unabhängigen positiven Beitrag zur Vorhersage der Alterszufriedenheit. | JA | JA | JA |
| <i>Hypothese 1b.</i> SOC-Lebensmanagementstrategien leisten einen unabhängigen positiven Beitrag zur Vorhersage der Alterszufriedenheit. | Tendenziell (p = .05) | JA | NEIN |
| <i>Hypothese 1c.</i> Es besteht eine statistisch bedeutsame Interaktion zwischen Ressourcen und SOC: Personen mit wenigen Ressourcen profitieren hinsichtlich ihrer Alterszufriedenheit stärker von der SOC-Nutzung als Personen mit vielen Ressourcen. | NEIN | NEIN | JA |
| <i>Hypothese 2a.</i> Junge Alte besitzen in der Regel mehr Ressourcen als alte Alte. | JA | | |
| <i>Hypothese 2b.</i> Junge Alte wenden SOC-Strategien durchschnittlich ebenso häufig an wie alte Alte. | JA | | |
| <i>Hypothese 2c.</i> Junge Alte und alte Alte zeigen in der Regel ein vergleichbares Ausmaß an Alterszufriedenheit. | JA | | |
| <i>Hypothese 2d.</i> Die Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit, wie in Hypothese 1c beschrieben, bestehen bei jungen Alten und alten Alten. Es bestehen keine Altersunterschiede in den Beziehungen zwischen Ressourcen, SOC und Alterszufriedenheit. | NEIN | (siehe Hypothesenblock 1 in dieser Spalte) | |

Ergebnisse der Folgeanalysen

Das Lebensalter erklärt keine über Ressourcen und SOC hinausgehende Varianz der Alterszufriedenheit.

Gesundheitliche Ressourcen und Optimierung sind besonders bedeutsam für die Vorhersage der Alterszufriedenheit.

Es besteht eine Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen × SOC × Altersgruppe.^a

Die für Ressourcen, SOC und Altersgruppe ermittelte Dreifachinteraktion besteht zudem für verlustbasierte Selektion und Optimierung. Hier lassen sich die gleichen altersdifferentiellen Vorhersagemuster beobachten wie für Gesamt-SOC.

Anmerkung. ^a Die in den beiden rechten Spalten berichteten Folgeanalysen zum Hypothesenblock 1 basieren auf dem Befund einer signifikanten Dreifachinteraktion zwischen Ressourcen, SOC und Altersgruppe, der die alterdifferenziellen Vorhersagemuster statistisch absichert.