

9. Längsschnittliche Ergebnisse zur Wirkrichtung

Nachdem in den Kapiteln 7 und 8 die Ergebnisse der beiden Messzeitpunkte jeweils getrennt betrachtet wurden, soll im nächsten Abschnitt die Entwicklung im Verlauf des einen Jahres im Mittelpunkt stehen, das heißt die gleichzeitige Betrachtung der Ergebnisse aus beiden Jahren im Verhältnis zueinander.

9.1 *Wie stabil sind aggressives Verhalten und Lieblingscomputerspiele?*

Die Frage nach der Stabilität zielt darauf ab, ob das aggressive Verhalten und die Lieblingsspiele über den Verlauf des einen Jahres hinweg gleich, also stabil bleiben. Oder, ob es Veränderungen wie zum Beispiel eine Zunahmen des aggressiven Verhaltens oder variierte Vorlieben bei den Computerspielen gibt.

9.1.1 *Stabilitäten der Vorliebe für Computerspiele*

Die Frage nach Stabilität und Veränderung lässt sich auf verschiedenen Wegen beantworten. Zunächst kann der *prozentuale Anteil* der Kinder ermittelt werden, die jeweils gewalthaltige Computerspiele als Lieblingsspiele nennen. Beim zweiten Ansatz findet ein Ebenenwechsel statt: Es gilt zu klären, wie hoch der Anteil der gewalthaltigen Spiele an allen Lieblingsspielen ist, welche die Kinder im Durchschnitt pro Jahr nannten. Anders ausgedrückt geht das darum, die *Gruppenmittelwerte* – der gesamten Stichprobe – zu den beiden Messzeitpunkten miteinander zu vergleichen (Prüfung von Unterschiedshypothesen). Mit der dritten Herangehensweise ist die Frage nach den *individuellen Stabilitäten* zu beantworten. Basierend auf den Werten von Individuen können damit Aussagen über die Stabilität der Computerspielpräferenzen abgebildet werden (Prüfung von Zusammenhangshypothesen; Bortz, 1993)

Anhand eines McNemar-Tests ist die erste Frage nach dem prozentualen Anteil derjenigen Kinder, welche überhaupt gewalthaltige Spiele als Lieblingsspiele nannten, zu beantworten. Der Tabelle 9.1 ist zu entnehmen, dass signifikant mehr Grundschüler im zweiten als im ersten Jahr gewalthaltige Spiele wie *Actionspiele* und *Spiele freigegeben ab 16/18 Jahren* als Lieblingsspiele nannten.

Tabelle 9.1. Anteil der Kinder mit gewalthaltigen Lieblingscomputerspielen (Jungen-Stichprot

Variable	Anteil der Kinder in %				
	MZP1	MZP2	<i>chi</i> ²	<i>p</i>	<i>n</i>
1. USK Actionspiel	43	62	9.80	.00	128
2. USK ab 16/18 Jahren	20	40	15.57	.00	124
3. Egoshooter	20	26	1.33	.25	129

Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt

Nicht nur mehr Kinder nannten im zweiten Jahr gewalthaltige Spiele unter ihren Favoriten, sondern auch der Anteil der gewalthaltigen Spiele an allen genannten Lieblingsspielen stieg signifikant an. Eine multivariate Varianzanalyse mit Messwiederholung bildete insgesamt diese Zunahme ab ($F(4, 118) = 3.63; p = .01$). Der deutlichste Zuwachs war bei Spielen *freigegeben ab 16/18 Jahren* zu vermerken. Im ersten Jahre waren nur 7% aller Lieblingsspiele nicht für Kinder geeignet, ein Jahr später bei den Viert- und Fünftklässlern hingegen 16% ($F(1, 121) = 14.48; p = .00$). Der Anteil der *Actionspiele* an allen durchschnittlich genannten Lieblingsspielen erhöhte sich zwar nicht signifikant ($F(1, 121) = 2.79; p = .10$) aber immerhin tendenziell von 19% auf 24%. Keine Veränderung ergab sich hingegen für den Anteil der *Egoshooter* unter den Lieblingsspielen. Für Spiele mit *brutaler und blutiger Spielhandlung* zeichnete sich ebenfalls eine signifikante Veränderung ab: Lieblingstitel aus dem zweiten Jahr ($M = .04$) waren im Durchschnitt deutlich brutaler als solche aus dem ersten Jahr ($M = -.12; F(1, 121) = 5.73; p = .02$).

Die Frage nach den individuellen Stabilitäten lässt sich anhand von Korrelationen über die Zeit hinweg beantworten. Die Korrelationskoeffizienten für gewalthaltige Computerspiele lagen alle im mittleren Bereich (siehe Tabelle 9.2). Mit anderen Worten: Es gab einen Zusammenhang zwischen der individuellen Präferenz für gewalthaltige Lieblingsspiele zum ersten und zum zweiten Erhebungszeitpunkt, aber dieser Zusammenhang war nur mäßig stabil über das Jahr hinweg. Es ist zu vermuten, dass diese mäßigen Stabilitäten den vielen „Neueinsteigern“ (31% bei *Actionspiel*; 25% bei *16/18 Jahren*; 13% bei *Egoshooter*) und „Aussteigern“ (12% bei *Actionspiel*; 5% bei *16/18 Jahren*; 8% bei *Egoshooter*) im zweiten Jahr geschuldet sind. Im Schnitt nannten doppelt so viele Jungen („Neueinsteiger“) erstmals in der 4. und 5. Klasse gewalthaltige Lieblingsspiele als „ausstiegen“. Unter „Aussteigern“ sind die Kinder zu verstehen, die nur in der 3. und 4. Klasse solche Titel zu ihren Favoriten zählten, nicht aber auch bei der zweiten Befragung.

Tabelle 9.2. Korrelationen gewalthaltige Computerspiele über Jahresspanne (Jungen-Stichprobe)

Indikator	Korrelationskoeffizienten
	MZP1 mit MZP 2
1. USK Actionspiel	.23 **
2. USK: Ab 16/18 Jahren	.27 **
3. Egoshooter	.30 **
4. Brutale Computerspielhandlung	.22 *

Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N = 124-129$. * $p < .05$. ** $p < .01$.

9.1.2 Stabilitäten des aggressiven Verhaltens

Auch die Frage nach Stabilität und Veränderung beim aggressiven Verhalten soll anhand mehrerer Herangehensweisen beantwortet werden. Zunächst erwies sich das aggressive Verhalten, eingeschätzt durch Lehrkräfte und Klassenkameraden als äußerst stabil. Eine multivariate Varianzanalyse mit Messwiederholung zeigte insgesamt ($F(2, 153) = 1.47$; $p = .23$) keine signifikante Mittelwertzunahme vom ersten Jahr zum zweiten Jahr. Die Schüler waren ein Jahr später ($M = .45$) im Durchschnitt nicht offen aggressiver als im Jahr zuvor ($M = .41$). Das galt in dieser Klarheit nicht für das relational aggressive Verhalten. Hier zeichnete sich immerhin eine tendenzielle Mittelwertzunahme ab, die allerdings knapp unter der Signifikanzgrenze blieb ($F(1, 154) = 2.95$; $p = .09$). Im Durchschnitt waren die Jungen zum zweiten Messzeitpunkt ($M = .31$) als relational aggressiver eingeschätzt worden, als im Vorjahr ($M = .19$).

Beim Selbstbericht über Ärgerregulierung in der Freundschaft (KÄRST) blieben zwar die Mittelwerte des Faktors *Konfrontieren und Schädigen* sowie die untergeordnete Strategie *Konfrontieren* im Verlaufe des Jahres unverändert. Ein Ausnahme bildete jedoch die Strategie *Rachedgedanken* ($F(1, 139) = 6.64$; $p = .01$). Bei der Befragung im ersten Jahr notierten deutlich mehr Kinder ($M = .92$), dass sie bei Ärger in der Freundschaft zu Rachedgedanken neigten als ein Jahr später ($M = .69$). Auch bei den kognitiven Einstellungen (NOBAGS) fanden im Verlauf des Jahres signifikante Veränderungen statt ($F(2, 139) = 8.66$; $p = .00$). Die Kinder neigten beim zweiten Mal ($M = 1.86$) dazu, Aggression nach verbaler Provokation eher als gerechtfertigt anzusehen als noch ein Jahr zuvor ($M = 1.58$; $F(1, 140) = 13.95$; $p = .00$). Gleiches traf auf Aggression nach physischer Provokation zu ($M_1 = 2.01$; $M_2 = 2.24$; $F(1, 140) = 5.86$; $p = .02$).

Die hohe individuelle Stabilität des offen aggressiven Verhaltens, eingeschätzt durch Lehrkräfte und Klassenkameraden, ist den Korrelationskoeffizienten aus Tabelle 9.3 zu entnehmen. Offen aggressives Verhalten war deutlich stabiler ($r = .80^{**}$) als relational aggressives Verhalten, welches allerdings ebenfalls noch vergleichsweise stabil blieb ($r = .55^{**}$). Beim Selbstbericht hingegen bewegten sich die Korrelationskoeffizienten im mittleren Bereich ($r = .23^{**}$ und $.37^{**}$). Keine signifikanten Zusammenhänge, und damit kaum Stabilität, lagen für die Ärgerregulierungsstrategie *Konfrontieren* und die Stressbewältigung seinem *Ärger Luft Machen* vor. Im Vergleich zum fremdeingeschätzten Verhalten, beim dem sich offen aggressiv als deutlich stabiler erwies, schlägt sich dies im selbstberichteten Umgang mit Ärger nicht wieder (anders als bei Salisch et al., 2003). Als Erklärung kommen die unterschiedlichen langen Zeitintervalle beider Studien oder Selbstdarstellungstendenzen in Frage. Die ebenfalls geringe Stabilität der Stressbewältigungsstrategie über den Jahresverlauf hinweg, kann der im Vergleich zum Originalinstrument stark verkürzten Skala geschuldet sein. Dies mag Auswirkungen auf die Validität der Skala haben, die sich nicht in der Reliabilität, wohl aber in der Stabilität, zeigen.

Tabelle 9.3. Korrelationen aggressives Verhalten über Jahresspanne (Jungen-Stichprobe)

Indikator	Korrelationskoeffizienten
	MZP 1 mit MZP 2
<i>Fremdbericht</i>	
1. Offene Aggression	.80 **
2. Relationale Aggression	.55 **
<i>Selbstbericht</i>	
3. KÄRST Faktor: Konfront./Schädigen	.23 **
4. KÄRST Strategie: Konfrontieren	.08
5. KÄRST Strategie: Rachedgedanken	.25 **
6. CASQ: Ärger Luft Machen	.14
7. NOBAGS: Verbale Provokation	.32 **
8. NOBAGS: Physische Provokation	.37 **

Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N = 140-155$. * $p < .05$. ** $p < .01$.

9.2. Machen Computerspiele aggressiver?

Die Ergebnisse aus den vorangegangenen Kapiteln verdeutlichten, dass es zu jedem der beiden Jahre einen moderaten Zusammenhang zwischen aggressivem Verhalten und gewalthaltigen Lieblingsspielen gab. Dies wirft die Frage nach der Einflussrichtung auf, die jedoch nicht anhand von Korrelationen sondern nur im Längsschnitt zu beantworten ist. Machen gewalthaltige Computerspiele die Kinder aggressiver (*Wirkungspfad*) oder favorisieren aggressive Jungen eher solche gewalthaltigen Computerspiele (*Selektionspfad*; siehe Kapitel 4)?

9.2.1 Strukturgleichungsmodelle

Mit Hilfe von Kreuzpfadmodellen lässt sich die oben genannte Frage nach der Einflussrichtung statistisch absichern. In anderen Worten, gibt die Höhe der Kreuzpfadkoeffizienten Auskunft darüber, welche Variablen (des ersten Messzeitpunktes) als Ursachen und welche Variablen (des zweiten Messzeitpunktes) als Wirkungen – im Sinne einer zeitlichen Kausalität – anzusehen sind. Kreuzpfadmodelle ermöglichen durch die gleichzeitige Berücksichtigung von Querschnitts- und Stabilitätseffekten, die Bestimmung dieser zeitverzögerten Kreuzpfade. Der Vorteil von Kreuzpfadmodellen – gegenüber einfachen, isolierten Kreuzkorrelationen – liegt in der Überprüfung des Hypothesensystems in seiner Gesamtheit. Auf diese Weise gelingt es zu ermitteln, welchen Beitrag die Kreuzpfade zur Erklärung der Gesamtvarianz über den querschnittlichen Zusammenhang und die interindividuellen Stabilitäten hinaus liefern (Engel, & Reinecke, 1994; ausführlich Backhaus, Erichson, Plinke & Weiber, 2003).

Eine weitere Besonderheit von Strukturgleichungsmodellen – zu denen die Kreuzpfadmodelle gehören – ist darin zu sehen, dass mit ihrer Hilfe auch Beziehungen zwischen latenten, d.h. nicht direkt beobachtbaren Variablen überprüft werden können. Solche hypothetischen Konstrukte (latente Dimensionen) sind durch abstrakte Inhalte gekennzeichnet und entziehen sich der direkten, empirischen Messbarkeit. Deshalb ist es notwendig eine Operationalisierung dieser hypothetischen Konstrukte vorzunehmen, indem ihnen messbare Indikatoren zugeordnet werden (Backhaus et al., 2003). Beispielsweise lässt sich die latente Dimension *Aggression* über den Indikator *Urteil der Klassenkameraden* operationalisieren.

Ein Kreuzpfadmodell setzt sich aus zwei Submodellen zusammen: Das *Messmodell*¹ der latenten (endogenen) Variablen enthält die empirischen Indikatoren, die zur Operationalisierung der hypothetischen Dimensionen dienen. Es spiegelt die vermuteten Zusammenhänge zwischen diesen Indikatoren und den latenten Größen wieder. Das *Strukturmodell*² bildet die theoretisch vermuteten Zusammenhänge zwischen den latenten Variablen ab. Somit sind dem Strukturmodell die Höhe der Pfadkoeffizienten, u.a. auch die der zeitverzögerten Kreuzpfade zu entnehmen. Diese Pfadkoeffizienten³ können bezüglich ihrer Stärke verglichen und Aussagen darüber getroffen werden, welcher Kreuzpfad (Wirkungs- oder Selektionspfad) bedeutender ist (Backhaus et al., 2003).

Nachdem die Modell-Parameter eines solchen Kreuzpfadmodells geschätzt worden sind, lässt sich abschließend mit Hilfe von Gütekriterien prüfen, wie gut die geschätzte Modellstruktur zu dem empirischen Datensatz passt. Zu diesen Gütekriterien zählen der *chi*²-Wert, *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *CFI* und *RMSEA*. Der *chi*²-Wert prüft die Nullhypothese, dass die empirische Kovarianz-Matrix der modelltheoretischen entspricht. Bei praktischen Anwendungen ist es weit verbreitet, ein Modell dann anzunehmen, wenn der *chi*²-Wert im Verhältnis zu den Freiheitsgraden (*df*) möglichst klein wird, d.h. der Quotient sollte kleiner als 5 bzw. 2.5 bleiben. Der *Goodness-of-Fit-Index GFI* misst die relative Menge an Varianz und Kovarianz, der das Modell Rechnung trägt, und entspricht dem Bestimmtheitsmaß in der Regressionsanalyse. Der *GFI* kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen und sollte für einen guten Modellfit im Bereich größer als .90 liegen. Der *Adjusted-Goodness-of-Fit-Index AGFI* berücksichtigt zusätzlich noch die Zahl der Freiheitsgrade, und kann ebenfalls Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je mehr sich der *AGFI* an 1 annähert, desto besser ist der Fit des Modells anzusehen. Der *Normed Fit Index NFI* vergleicht den Minimalwert der Diskrepanzfunktion des aktuellen Modells mit dem eines Basismodells, in dem alle

¹ Wird unterstellt, dass eine latente Variable eindeutig durch einen Indikator operationalisiert werden kann, ist die Ladung auf eins zu fixieren (Backhaus et al., 2003; Finkel, 1995). Bei Multi-Indikator-Messmodellen muss die Skala der latenten Variable durch Fixieren einer (beliebigen) Indikatorladung auf eins bestimmt werden (Finkel, 1995). In der grafischen Darstellung (Abbildung 9.1 bis 9.4) werden fixierte Ladungen mittels durchgezogener und frei schätzbare Ladungen mittels gestrichelter Pfeile symbolisiert.

² In Kreuzpfadmodellen werden alle latenten Variablen als endogen behandelt, die komplett durch ihren Fehlerterm bestimmt werden, so dass alle kausalen Effekte zwischen den Variablen in der *Beta*-Matrix abgebildet werden. Diese Spezifikation ist notwendig, damit gleiche Restriktionen für alle *Betas* über die Messzeitpunkte hinweg formuliert werden können (Finkel, 1995).

³ Zur Beurteilung, ob die Pfadkoeffizienten signifikant von Null verschieden sind, werden die *t*-Werte in Relation zu den Freiheitsgraden herangezogen (Bortz, 1993: Tabelle D).

manifesten Variablen als unkorreliert angenommen werden. Bei einem guten Modellfit sollte der Wert des *NFI* größer als .90 sein. Der *Comparative Fit Index CFI* berücksichtigt zusätzlich die Zahl der Freiheitsgrade. Werte von größer als .90 deuten auch beim *CFI* auf einen guten Modellfit hin. Mit dem *Root Mean Square Error of Approximation RMSEA* wird geprüft, ob das Modell die Realität hinreichend gut approximiert. Beim *RMSEA* warnen Werte größer als .10 vor einem inakzeptablen Modellfit (Backhaus et al., 2003).

Zu empfehlen ist die Berücksichtigung mehrerer Gütekriterien, da die einzelnen Indices unterschiedliche Aspekte beachten. Demzufolge werden bei den Kreuzpfadmodellen immer alle oben genannten Gütekriterien zu Rate gezogen. Dennoch reicht die alleinige Betrachtung der globalen Gütekriterien nicht aus. Wichtig ist die Überprüfung aller spezifizierten Pfadkoeffizienten auf ihre theoretische Plausibilität hin (Loehlin, 1998; Jöreskog & Sörbom, 1996).

9.2.2 Pfadmodell zu Fremdbericht Offen Aggressiv und Egoshooter

Bei der Auswahl, welche der Variablen in die Kreuzpfadanalysen eingingen, wurden als Entscheidungskriterium die Korrelationskoeffizienten herangezogen (siehe Kapitel 7 & 8). In Betracht kamen nur solche Variablen, die zu beiden Querschnitten einen Zusammenhang von mindestens $r = .10$ aufwiesen.

Um die Frage nach der Einflussrichtung zu beantworten, wurden zunächst die latenten Dimensionen *Offen Aggressiv* und *Egoshooter als Lieblingsspiele* ausgewählt. Operationalisiert wird die Dimension *Offen Aggressiv* durch die beiden Indikatoren *Urteil der Lehrkräfte* und *Urteil der Klassenkameraden* sowie die Dimension *Egoshooter als Lieblingsspiel* durch den Index *Anzahl der Egoshooter relativiert auf alle Lieblingsspielnennungen pro Kind*. Den Tabellen F9 und F10 sind die deskriptiven Kennwerte der manifesten Variablen zu entnehmen, die in das Strukturgleichungsmodell einfließen. Die Interkorrelationen aller am Modell beteiligten Variablen sind in Tabelle 9.4 vermerkt.

Tabelle 9.4. Interkorrelationen Pfadmodell Offen Aggressiv und Egoshooter (Jungen-Stichprobe)

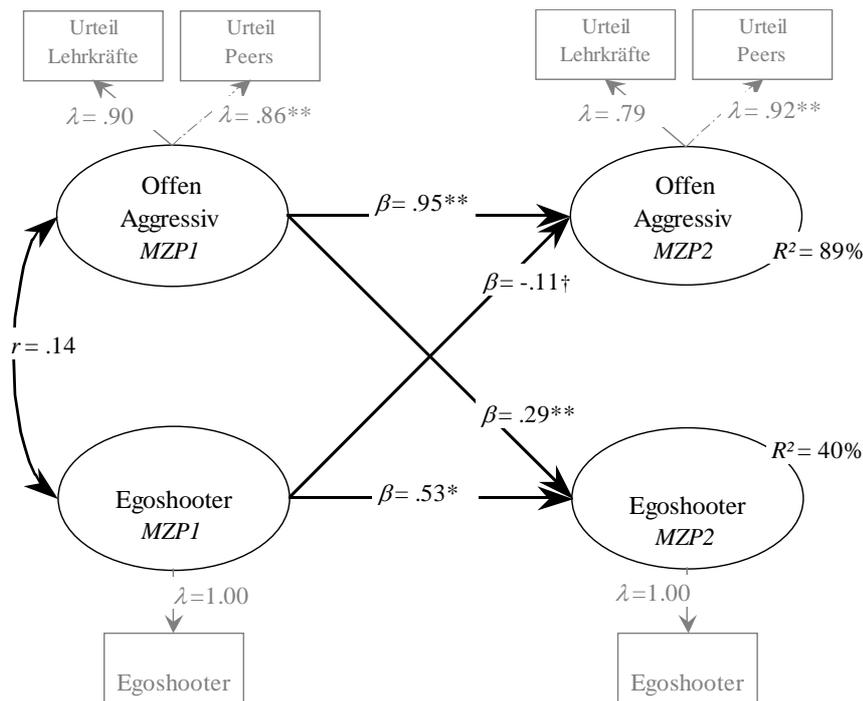
Variablen	Korrelationskoeffizienten					
	1.	2.	3.	4.	5.	6.
<i>Messzeitpunkt 1</i>						
1. Offen Aggressiv - Urteil Lehrer		.70 **	.14	.67 **	.65 **	.26 **
2. Offen Aggressiv - Urteil Peers			.11	.59 **	.78 **	.15
3. Egoshooter				.10	.03	.38 **
<i>Messzeitpunkt 2</i>						
4. Offen Aggressiv - Urteil Lehrer					.63 **	.17 †
5. Offen Aggressiv - Urteil Peers						.09
6. Egoshooter						

Anmerkungen. $N = 119$. † $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$.

Aus diesen Interkorrelationen lassen sich mehrere Schlussfolgerungen ziehen. Zum einen rechtfertigen die hohen Korrelationen zwischen den manifesten Variablen, das Urteil der Lehrkräfte und das Urteil der Klassenkameraden als gemeinsame Indikatoren einer latenten Dimension aufzufassen. Zum anderen finden sich in der Tabelle die bereits berichteten moderaten Zusammenhänge zwischen Aggression und Egoshooter zu jeweils beiden Messzeitpunkten wieder, sowie die sehr hohe Stabilität des aggressiven Verhaltens und die mittlere Stabilität der Computerspielvorliebe. Darüber hinaus sind der Tabelle noch zeitverzögerte Kreuzkorrelationen zu entnehmen. Die Kreuzkorrelationen von Egoshooter zum ersten Messzeitpunkt mit aggressivem Verhalten zum zweiten Messzeitpunkt fielen nicht bedeutend aus ($r = .03$ und $.19$). Umgekehrt bewegten sich die Korrelationskoeffizienten von aggressivem Verhalten bei der ersten Erhebung mit Lieblingscomputerspielen zur zweiten Erhebung hingegen im signifikanten Bereich ($r = .15$ und $.26^{**}$). Demnach würde die Selektionshypothese bestätigt.

Kann die Selektionshypothese auch dann gestützt werden, wenn die Kreuzpfade unter Berücksichtigung der Querschnitts- und Stabilitätseinflüsse geschätzt werden? Um diese Frage zu beantworten, wurde ein Kreuzpfadmodell mit dem Statistikprogramm LISREL 8.54 Studentenversion (Jöreskog, K.G. & Sörbom, D., 2003) berechnet. Zur Parameterschätzung wurde die verteilungsfreie Schätzmethode *Generally Weighted Least Squares WLS* verwendet⁴.

⁴ Bei Verwendung verteilungsfreier Schätzmethode wie des WLS-Schätzers sind asymptotisch effiziente Parameterschätzungen und Inferenzstatistiken auch bei nicht normalverteilten Ausgangsvariablen verfügbar



Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N=119$; $\chi^2=17$; $df=6$; $NFI = .92$; $CFI = .95$; $GIF = .97$; $AGIF = .91$; $RMSEA = .13$; $^\dagger p < .10$; $* p < .05$. $** p < .01$.

Abbildung 9.1. Pfadmodell zu Offen Aggressiv und Vorliebe für Egoshooter (Jungen-Stichprobe)

Abbildung 9.1 zeigt die Ergebnisse des Pfadmodells in der grafischen Darstellung. Die Ladungen des Messmodells weisen auf einen guten Modellfit hin. Als Faustregel gilt, dass die Ladungen mindestens $\lambda > .70$ sein sollten (Backhaus et al., 2003). Auch die globalen Gütekriterien deuten auf einen akzeptablen Modellfit hin. Lediglich der RMSEA überschreitet den empfohlenen Höchstwert knapp. Alle anderen Gütekriterien – der χ^2 -Wert, NFI , CFI , GFI und $AGFI$ – liegen deutlich über den empfohlenen Mindestwerten. Damit ist davon auszugehen, dass das hier geschätzte Pfadmodell die empirischen Daten hinreichend gut repräsentiert. Die gegenüber den in Tabelle 9.4 berichteten leicht veränderten Pfadkoeffizienten für den querschnittlichen Zusammenhang und die Stabilität resultieren aus der simultanen Berücksichtigung aller Einflussfaktoren im Kreuzpfadmodell. Das Pfadmodell unterstützt, wie bereits anhand der einfachen zeitverzögerten Kreuzkorrelationen vermutet, die Selektionshypothese. Grundschüler, die von Außenstehenden als offen aggressiv eingestuft wurden, zählten ein Jahr später signifikant häufiger Egoshooter zu ihren Lieblingscomputerspielen ($\beta = .29^{**}$). Hingegen fiel der

(Backhaus, 2003). Die WLS-Methode benötigt als Ausgangsmatrix die asymptotische Kovarianzmatrix, die mit LISREL (PRELIS) berechnet werden kann (Jöreskog, K.G. & Sörbom, D., 1996).

Wirkungspfad deutlich schwächer aus ($\beta = -.11$). Entgegen den Erwartungen besitzt der Wirkungspfadkoeffizient ein negatives Vorzeichen. Demnach scheinen Jungen, die im ersten Jahr viele Egoshooter zu ihren Favoriten zählten ein Jahr später, laut Fremdurteil, weniger offen aggressiv zu sein. Allerdings ist dieser negative Zusammenhang mit Vorsicht zu interpretieren, da die einfachen Kreuzkorrelationen (siehe Tabelle 9.4) ein positives Vorzeichen aufweisen. Es handelt sich also nicht um einen durchgängigen oder robusten Effekt, zumal der Pfadkoeffizient auch nicht signifikant ist. Insgesamt konnten die Pfadkoeffizienten 89% der Varianz für die latente Variable *Offen Aggressiv* aufklären, sowie 40% für die Dimension *Egoshooter*.

Um abschätzen zu können, wie robust die gefundenen Effekte sind, wurde ein weiteres Pfadmodell berechnet, mit den latenten Variablen *Offen Aggressiv* und *Brutale Spielhandlung der Lieblingscomputerspiele* (Abbildung G3, Anhang). Ein Vergleich dieses Modells mit dem oben dargestellten ergibt keine relevanten Abweichungen. Auch hier ist der Selektionspfad bedeutsamer, jedoch nicht im Signifikanzbereich.

Im Rahmen des **KUHL**-Projektes wurde ein entsprechendes Pfadmodell für die latenten Variablen *Relational Aggressiv* und *Rollenspiel als Lieblingscomputerspiel* berechnet. Die Pfadkoeffizienten trugen jedoch nicht zur Erklärung dieser Dimensionen für die Jungen-Stichprobe bei, sondern nur für die Gesamtstichprobe und die Mädchen (siehe Kristen, Oppl, Salisch, 2004).

9.2.3 Pfadmodell zur Ärgerregulierung (KÄRST) und Egoshooter

Erweist sich der Selektionspfad dem Wirkungspfad gegenüber nur dann als bedeutsamer, wenn das aggressive Verhalten von anderen Personen beurteilt wird? Oder behält der Selektionspfad auch dann Gültigkeit, wenn die Kinder selbst Auskunft über sich erteilen? Um dies zu überprüfen, wurde ein weiteres Pfadmodell für selbsteingeschätztes aggressives Verhalten berechnet. Wie beim vorherigen Modell richtete sich die Auswahl der Variablen für das Pfadmodell erneut nach der Höhe der Korrelationskoeffizienten zu beiden Querschnitten. Als latente Variablen gingen in das Selbstbericht-Pfadmodell die *aggressive Ärgerregulierung in der Freundschaft* und *Egoshooter als Lieblingsspiel* ein. Die deskriptiven Kennwerte der am Modell beteiligten manifesten Variablen sind den Tabellen F9, F10 und F23 des Anhangs zu entnehmen.

Tabelle 9.5. Interkorrelationen Pfadmodell Ärgerregulierung und Egoshooter (Jungen-Stichprobe)

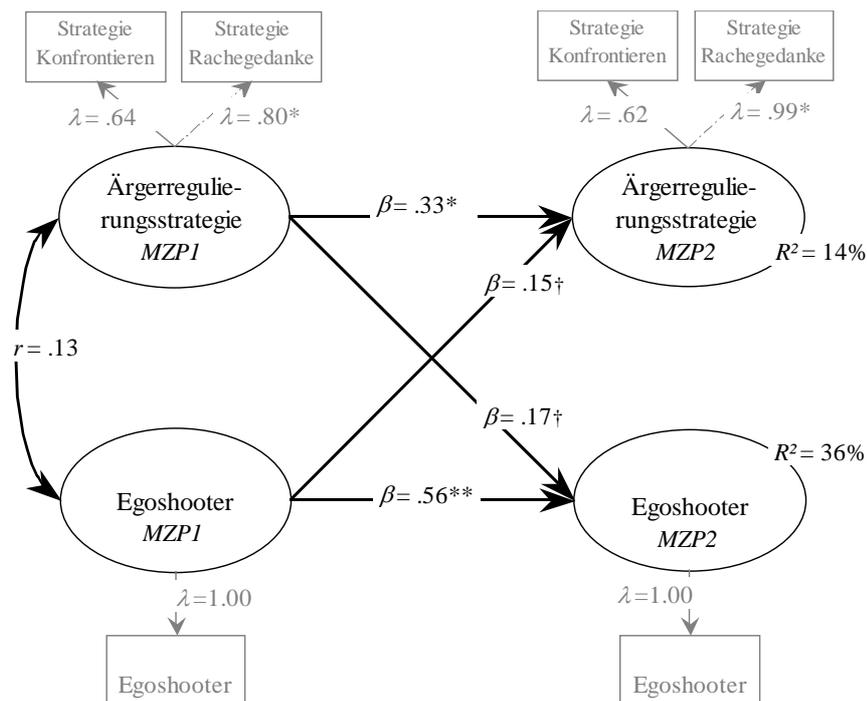
Variablen	Korrelationskoeffizienten					
	1.	2.	3.	4.	5.	6.
<i>Messzeitpunkt 1</i>						
1. KÄRST Strategie - Konfrontieren		.46 **	.12	.06	.09	.18 *
2. KÄRST Strategie - Rachedgedanken			.02	.14	.24 **	.13
3. Egoshooter				.03	.04	.30 **
<i>Messzeitpunkt 2</i>						
4. KÄRST Strategie - Konfrontieren					.56 **	.11
5. KÄRST Strategie - Rachedgedanken						.13
6. Egoshooter						

Anmerkungen. $N = 127$. † $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$.

In Tabelle 9.5 sind die Interkorrelationen der Modellvariablen verzeichnet. Die Ärgerregulierungsstrategien *Verbal und Körperlich Konfrontieren* sowie *Rachedgedanken* lassen sich aufgrund der hohen Interkorrelation als Operationalisierung der Dimension *Ärgerregulierung durch aggressives Verhalten* auffassen ($r = .46^{**}$; $r = .56^{**}$). Wie bereits beim fremdeingeschätzten aggressiven Verhalten, würden auch hier die einfachen zeitverzögerten Kreuzkorrelationen die Selektionshypothese bekräftigen. So korrelieren Egoshooter (1. MZP) und aggressive Ärgerregulierung (2. MZP) zu $r = .03$ bzw. $r = .04$ miteinander. Hingegen betragen die Korrelationskoeffizienten zwischen aggressiver Ärgerregulierung (1. MZP) und Egoshooter (2. MZP) $r = .13$ bzw. $r = .18^*$.

Ob der Selektionseffekt auch bestand hat, wenn im Pfadmodell alle Wirkeinflüsse simultan analysiert werden, wurde anhand eines weiteren LISREL-Modells überprüft. Für die Parameterschätzung basierend auf den Selbstberichtsdaten wurde, aufgrund der ordinalen Daten, das *Unweighted Least Square ULS* Schätzverfahren gewählt⁵.

⁵ Bei ordinalen Daten wird empfohlen, die von PRELIS automatisch erstellte polychorische Matrix und das Schätzverfahren der ungewichteten kleinsten Quadrate (Unweighted Least Square, ULS) zu verwenden (Backhaus et al., 2003; Jöreskog & Sörbom, 1996).



Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N=127$; $NFI = .96$; $CFI = .99$; $GIF = .99$; $AGIF = .95$; $RMSEA = .09$; $^\dagger p < .10$; $* p < .05$. $** p < .01$

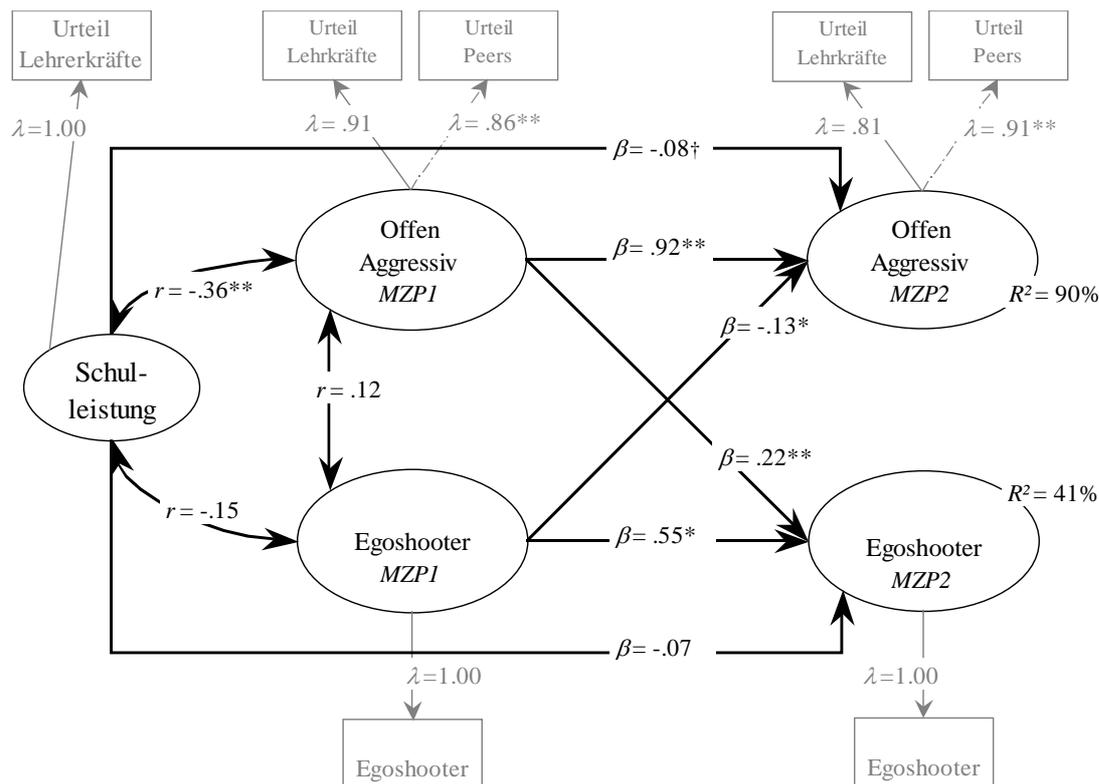
Abbildung 9.2. Pfadmodell zu Ärgerregulierung (KÄRST) und Egoshooter (Jungen-Stichprobe)

Auch beim Pfadmodell zu den selbstberichteten Ärgerregulierungsstrategien und Egoshootern als Lieblingsspielen wiesen die Ladungen des Messmodells und die globalen Gütekriterien auf einen guten Modellfit hin. Dieses Pfadmodell bestätigte, im Gegensatz zu dem Fremdbert-Modell, sowohl die Selektions- ($\beta = .17$) wie auch die Wirkungshypothese ($\beta = .15$). Da sich beide Pfadkoeffizienten im selben Bereich bewegen, können sie als gleichbedeutend eingestuft werden. Einschränkend ist jedoch anzumerken, dass die Pfadkoeffizienten beider Kreuzpfade nur unter Annahme einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha < .10$ als signifikant betrachtet werden dürfen. Kinder, die im ersten Jahr über sich selbst sagten, dass sie bei Ärger in der Freundschaft zu aggressivem Verhalten wie Konfrontieren und Rachegedanken neigten, nannten später eher Egoshooter als ihre Lieblingscomputerspiele. Allerdings zeigte sich ebenfalls, dass Kinder, die im Vorjahr besonders viele Egoshooter als ihre Favoriten zählten, bei der zweiten Befragung eher angaben, bei Ärger mit dem Freund noch häufiger zu aggressiven Strategien zu greifen als zuvor. Der Anteil der aufgeklärten Varianz betrug für die Dimension Ärgerregulierung 14% und für die Dimension Egoshooter 36%.

9.3 Welchen Einfluss haben Persönlichkeitsvariablen?

Neben dem Aspekt, ob der Selektions- oder der Wirkungspfad bedeutsamer ist, drängt sich die Frage auf, inwiefern sich die in den Modellen gefundenen Zusammenhänge durch Drittvariablen erklären lassen. In Betracht käme der Einfluss von soziodemographischen Variablen wie z.B. sozioökonomischer Status der Eltern oder Persönlichkeitsvariablen wie z.B. Intelligenz. In der bereits zitierten Längsschnittstudie zum Einfluss des Fernsehens von der Forschungsgruppe um Huesmann (2003) konnte ein Einfluss der Drittvariablen ausgeschlossen werden. Auch im Rahmen dieses Projektes deuten die Korrelationen von (möglichen) Drittvariablen wie Schulleistung, Selbstwert und Ärgerregulierung mit jeweils aggressivem Verhalten und Computerspielen zu den Querschnitten (siehe Kapitel 7 & 8) auf potentielle Moderatorwirkungen hin. Darüber hinaus trug bei den Regressionen zur Vorhersage des offen aggressiven Verhaltens die Schulleistung in beiden Jahren einen bedeutsamen Teil bei, was ebenfalls für eine mögliche Moderatorwirkung spricht.

Zunächst soll in einem um die Drittvariable *Schulleistung* erweiterten Pfadmodell geprüft werden, ob sich dadurch die Einflusspfade ändern oder ob eine Moderatorwirkung auszuschließen ist. Hierzu wird auf das in Abbildung 9.1 bereits bekannte Modell mit den latenten Variablen *Offen Aggressiv* und *Egoshoooter* als Lieblingsspiele zurückgegriffen und die Drittvariable *Schulleistung* (Messzeitpunkt 1) ergänzt. Zu beiden Messzeitpunkten korrelierte die von den Lehrkräften im ersten Jahr eingeschätzte Schulleistung negativ mit dem Lehrerurteil zu offen aggressivem Verhalten ($r = -.36^{**}$; $r = -.44^{**}$), dem Peerurteil zu offen aggressivem Verhalten ($r = -.30^{**}$; $r = -.32^{**}$) sowie mit *Egoshoootern* ($r = -.14$; $r = -.13$). Mit anderen Worten: Je schlechter die Schulleistung im ersten Jahr, desto aggressiver wurden die Jungen von anderen eingestuft und desto eher nannten sie Egoshoooter als Lieblingscomputerspiele im zweiten Jahr. Der Abbildung 9.3 ist das erweiterte Pfadmodell zu entnehmen.



Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N=119$; $Chi^2=24$; $df=8$; $NFI=.91$; $CFI=.93$; $GIF=.97$; $AGIF=.89$; $RMSEA=.13$; † $p < .10$; * $p < .05$. ** $p < .01$.

Abbildung 9.3. Pfadmodell zu Offen Aggressiv, Egoshooter und Schulleistung (Jungen-Stichprobe)

Das um die Variable *Schulleistung* erweiterte Modell weist einen akzeptablen Modellfit auf. Die Drittvariable *Schulleistung* stand in negativem Zusammenhang mit den latenten Variablen *Offen Aggressiv* ($\beta = -.36^{**}$) und *Egoshooter* ($\beta = -.15$) des gleichen Jahres, nicht jedoch mit den Variablen des zweiten Jahres. Durch Hinzufügung der Drittvariable *Schulleistung* in das Modell veränderten sich die Kreuzpfadkoeffizienten geringfügig, d.h. beide wurden signifikant. Allerdings änderte sich nichts an der Gewichtung der Kreuzpfade zueinander im Vergleich zum Modell ohne Drittvariable. In beiden Modellen (Abbildung 9.1 und 9.3) war der Selektionspfad ($\beta = .29^{**}$; $.22^{**}$) jeweils bedeutender als der Wirkungspfad ($\beta = -.11$; $-.13^*$).

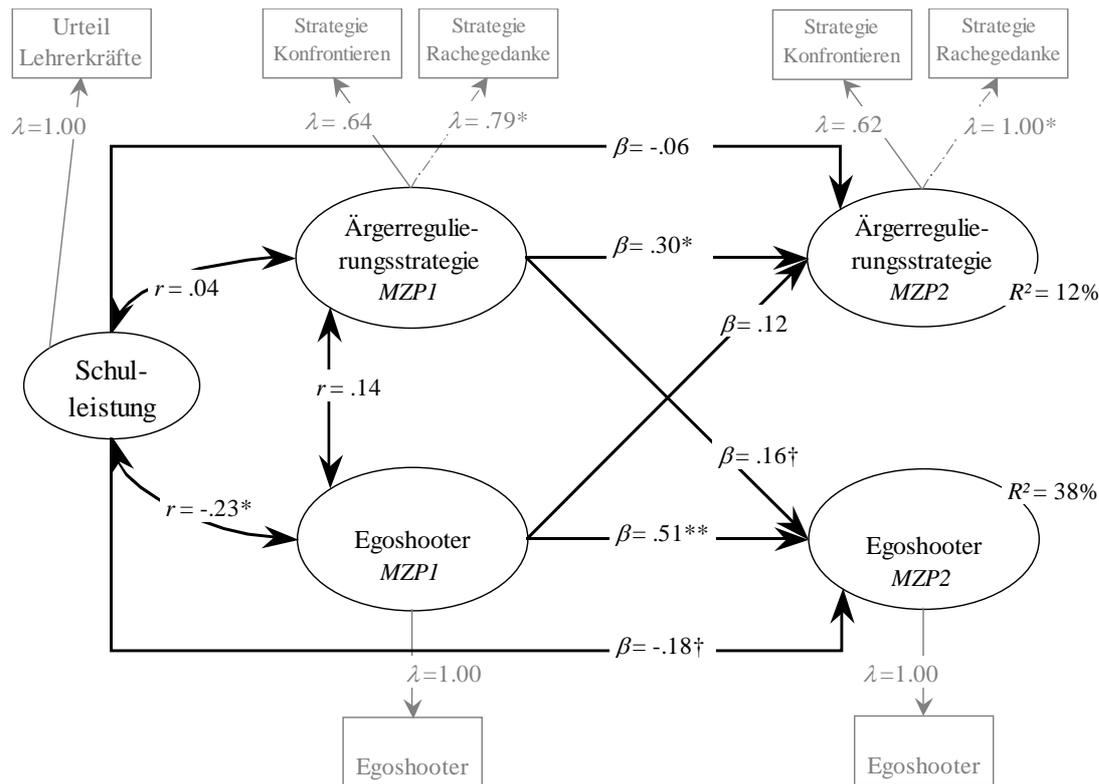
Ob ein Einfluss der Schulleistung auch für die selbstberichteten aggressiven Ärgerregulierungsstrategien und den Zusammenhang mit Egoshootern ausgeschlossen werden kann, ist ebenfalls anhand eines erweiterten Pfadmodells zu prüfen. Tabelle 9.6 beinhaltet die Interkorrelationen aller am erweiterten Modell beteiligten Variablen.

Tabelle 9.6. Interkorrelationen erweitertes Pfadmodell Ärgerregulierung, Egoshooter und Schulleistung (Jungen-Stichprobe)

Variablen	Korrelationskoeffizienten						
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
<i>Messzeitpunkt 1</i>							
1. KÄRST Strategie - Konfrontieren		.45 **	.13	.04	.09	.18 *	-.06
2. KÄRST Strategie - Rachegeanken			.02	.13	.23 **	.13	.03
3. Egoshooter				.03	.04	.30 **	-.14
<i>Messzeitpunkt 2</i>							
4. KÄRST Strategie - Konfrontieren					.58 **	.10	-.09
5. KÄRST Strategie - Rachegeanken						.13	-.07
6. Egoshooter							-.15 †
<i>Messzeitpunkt 1</i>							
7. Schulleistung - Urteil Lehrer							

Anmerkungen. $N = 124$. † $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$.

Das um die Variable *Schulleistung* erweiterte Pfadmodell, zeigt wie alle anderen Modelle, einen guten Fit, und repräsentiert somit die empirischen Daten ausreichend (siehe Abbildung 9.4).



Anmerkungen. MZP = Messzeitpunkt. $N=124$; $NFI=.96$; $CFI=1.00$; $GIF=.99$; $AGIF=.96$; $RMSEA=.07$;
 $^\dagger p < .10$; $^* p < .05$. $^{**} p < .01$.

Abbildung 9.4. Pfadmodell zu Ärgerregulierung KÄRST, Egoshooter und Schulleistung (Jungen-Stichprobe)

Wie bereits bei dem um Schulleistung erweiterten Fremdbenicht-Pfadmodell, veränderte sich beim erweiterten Selbstbericht-Pfadmodell die Höhe der Pfadkoeffizienten. Der Selektionspfad blieb aber nach wie vor auf dem zehnpromigen Alphaniveau signifikant. Jedoch büßte der Wirkungspfad an Bedeutung ein, und erschien nun schwächer im Vergleich mit dem Selektionspfad. Zwar war der Effekt der Schulleistung erneut größer auf die Variablen des gleichen Jahres als auf die des Folgejahres, dennoch zeigte sich ein Unterschied beim Selbstbericht-Pfadmodell im Vergleich zum Fremdbenicht-Pfadmodell. Gute Schulleistung stand vor allem mit weniger aggressivem Verhalten im Fremdbenicht-Pfadmodell in Zusammenhang. Im Selbstbericht-Pfadmodell stand gute Schulleistung hingegen mit weniger Egoshootern als Lieblingsspiele in Verbindung.

Der Einfluss weiterer Variablen auf das Wirkungsgefüge der oben berichteten Pfadmodelle wurde geprüft. Jedoch konnten für die Variablen *Beliebtheit* in der Schulklasse (Peerurteil), *Schulischer* und *Globaler Selbstwert* (SPPC), seinen *Mitschülerinnen und Mitschülern helfen* (Lehrerurteil) sowie den Strategien sich bei Ärger *Vom Verursacher zu Distanzieren* (KÄRST, Faktor 2) keine Effekte gefunden werden.

9.4 Zusammenfassung

Unter Berücksichtigung der Daten aus beiden Jahren lassen sich Aussagen über die Stabilität des aggressiven Verhaltens und der Vorliebe für gewalthaltige Computerspiele treffen. Korrelationen über die Zeit hinweg zeigten, dass keine Alterseffekte vorlagen, sondern dass sowohl offen aggressives Verhalten ($r = .80^{**}$) wie auch relational aggressives Verhalten ($r = .55^{**}$) individuell äußerst stabil waren. Beim selbstberichteten aggressiven Verhalten ($r = .23^{**}$ und $.37^{**}$) und bei der Vorliebe für gewalthaltige Computerspiele ($r = .22^{**}$ und $.30^{**}$) lagen die Korrelationskoeffizienten hingegen im mittleren Bereich.

Anhand von Kreuzpfadmodellen lässt sich die Frage nach der Wirkrichtung beantworten, d.h. ob gewalthaltige Computerspiele die Kinder aggressiver machen (Wirkungspfad) oder ob aggressive Jungen über die Zeit eher solche gewalthaltigen Computerspiele favorisieren (Selektionspfad). Beim Testen des Modells mit den latenten Dimensionen *Offen Aggressiv* und *Vorliebe für Egoshooter* erwies sich der Selektionspfad bedeutsamer als der Wirkungspfad. Beim Modell *Aggressive Ärgerregulierung* und *Vorliebe für Egoshooter* zeigten sich beide Kreuzpfade als gleich stark. Ein Einfluss von Schulleistung auf die Einflusspfade beider Modelle konnte ausgeschlossen werden. Zwar hatte die Drittvariable *Schulleistung* Auswirkungen auf die Höhe der Pfadkoeffizienten, nicht jedoch auf deren Richtung und Verhältnis zueinander. Hingegen fand sich für weitere Moderatorvariablen wie Beliebtheit, Selbstwert u.a. kein Einfluss auf das Wirkungsgefüge der berichteten Kreuzpfadmodelle.