

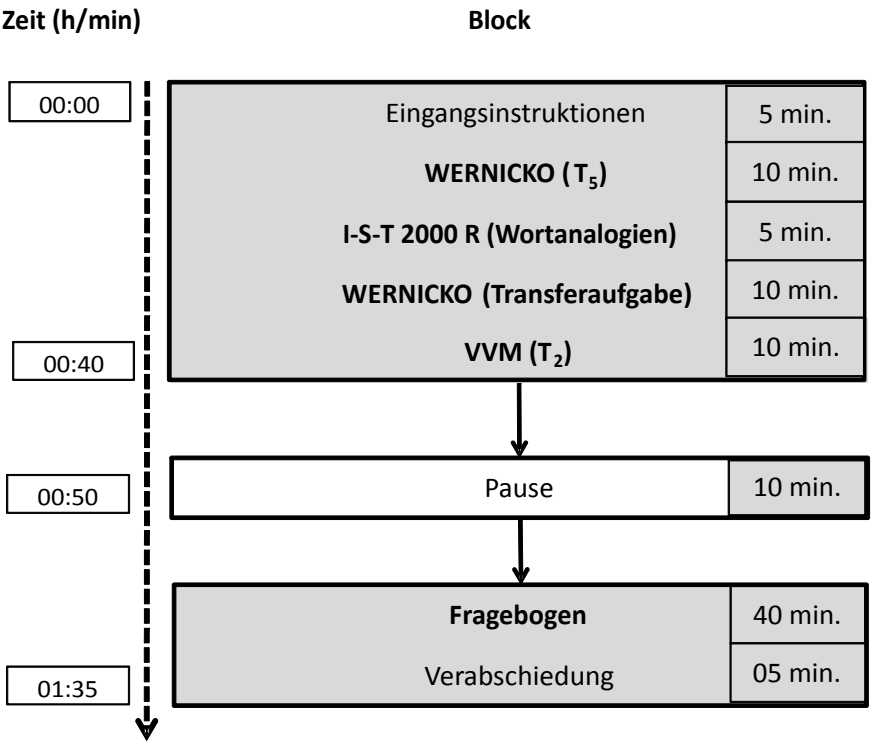


Abbildung 38. Versuchsablauf am zweiten Untersuchungstag (Gesamtdauer: 95 Minuten). KLT-R = Konzentrations-Leistungstest. WERNICKO = Fremdsprachenlernetest. VVM = Visueller und Verbaler Merkfähigkeitstest. I-S-T 2000 R = Intelligenz-Struktur-Test 2000 R, Untertest Analogien der Dimension verbale Intelligenz.

2.2 Ergebnisse

2.2.1 Elektronische Datenverarbeitung

Die Daten wurden in eine SPSS-Datenmatrix eingegeben und nach einer Kontrolle von Eingabefehlern zusätzlich in das STATA-Format exportiert. Alle nachfolgenden Datenauswertungen fanden mit den Programmen STATA (Version SE 10) und SPSS (Version 15) statt. Zum Zwecke der Post-Hoc-Poweranalysen wurde die Freeware G*Power (Version 3) eingesetzt. Visualisierung von Ergebnissen wurde zum Teil in Office Excel (Version 2007) vorgenommen.

Von den untersuchten $N = 369$ Personen mussten insgesamt vier Fälle ausgeschlossen werden.⁸³ Diese Personen haben angegeben, die Lerntestergebnisse absichtlich beeinflusst zu haben um den Ausgang der Untersuchung zu beeinflussen (vgl. Kapitel 2.1.9). Damit verbleiben für die Auswertungen $N = 365$ Datensätze.

2.2.2 Störvariablenkontrolle

Hinsichtlich der Versuchsdurchführung wurden vorab Raumtemperatur und Gruppengröße als mögliche Störgrößen definiert, da diese einen Einfluss auf die Leistungsdiagnostik bzw. die Dynamik der Testsituation nehmen und zudem nicht zuverlässig konstant gehalten werden konnten (vgl. Kapitel 2.1.9). Tabelle 19 enthält die Mittelwerte und Standardabweichungen der beiden Merkmale über die Treatmentbedingungen.

Tabelle 19. Vergleich der Treatmentbedingungen hinsichtlich der Einflussnahme möglicher Störvariablen (Merkmale der Versuchsdurchführung)

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Raumtemperatur	23.27	1.59	23.35	1.66	23.35	1.62	23.26	1.79	23.82	1.88
Gruppengröße (2-6)	4.81	1.01	4.76	0.99	4.86	1.04	4.72	1.03	4.29	1.26

Anmerkung. Raumtemperatur in Grad Celsius.

Zur Überprüfung möglicher Mittelwertsunterschiede wurden einfaktorielle Varianzanalysen im Rahmen des allgemeinen linearen Modells von *SPSS* mit der Treatmentbedingung als Gruppierungsfaktor durchgeführt.⁸⁴ Während sich hinsichtlich der Raumtemperatur keine signifikanten Unterschiede zwischen den Bedingungen ergeben ($F(4, 354) = 1.29, p = .27, \eta_p^2 = .01$), bestehen Unterschiede in der Gruppengröße ($F(4, 357) = 3.11, p < .05, \eta_p^2 = .03$). Post-Hoc-Mehrfachvergleiche (*Scheffé*) zeigen an, dass dieser Unterschied auf die Kontrollbedingung zurückzuführen ist, bei der die Gruppengröße signifikant geringer ausfiel ($M = 4.29, SD = 1.26$) als in der gewalthaltigen Filmbedingung ($M = 4.86,$

83 Es handelt sich um eine Person aus der neutralen Filmbedingung, eine Person der gewalthaltigen Filmbedingung, eine Person der neutralen Spielbedingung und eine Person der Kontrollbedingung.

84 In den Darstellungen der varianzanalytischen Befunde wird immer das Effektstärkenmaß η_p^2 (partielles Eta-Quadrat) berichtet.

$SD = 1.04, p < .05$). Zwischen den vier Medienbedingungen bestehen hingegen keine Unterschiede in der Gruppengröße, weshalb dieser Unterschied für die nachfolgenden Analysen als unproblematisch zu bewerten ist.

Hinsichtlich möglicher Störeinflüsse auf Seiten der Versuchspersonen sollte mittels der Parallelisierung mit anschließender Randomisierung sichergestellt werden, dass sich die Fitness und Arbeitsmotivation vor Versuchsbeginn sowie das Alter der Versuchspersonen innerhalb der Versuchsgruppen nicht systematisch voneinander unterscheiden. Tabelle 20 enthält die Mittelwerte und Standardabweichungen der drei Merkmale über die Treatmentbedingungen.

Tabelle 20. Vergleich der Treatmentbedingungen hinsichtlich der Einflussnahme möglicher Störvariablen (Merkmale der Versuchspersonen)

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele		M	SD
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
Fitness t_1 (1-6)	2.36	.79	2.61	.74	2.67	.89	2.53	.94	2.48	.67
Motivation t_1 (1-7)	5.53	1.41	5.40	1.47	5.24	1.53	5.03	1.58	5.46	1.30
Alter (Jahre)	20.97	2.19	20.38	2.04	20.72	2.38	20.65	2.07	20.54	2.34

Anmerkung. Bei Fitness stehen höhere Werte für eine geringere Fitness (1 = sehr fit, 6 = überhaupt nicht fit). Bei Motivation stehen höhere Werte für eine höhere Arbeitsmotivation.

Auch hinsichtlich dieser Merkmale wurden einfaktorielle Varianzanalysen durchgeführt. Hinsichtlich der Fitness bei Beginn des ersten Versuchstages ($F(4, 360) = 1.59, p = .18, \eta_p^2 = .02$), der Motivation vor dem ersten Leistungstest ($F(4, 353) = 1.39, p = .24, \eta_p^2 = .02$) und des Alters ($F(4, 360) = .74, p = .57, \eta_p^2 = .01$) bestehen keine signifikanten Unterschiede zwischen den Treatmentbedingungen.

2.2.3 Manipulationscheck

Zur Überprüfung von Mittelwertsunterschieden zwischen den vier Medienbedingungen (vgl. Tabelle 21) sollten wie bei der Störvariablenkontrolle einfaktorielle Varianzanalysen durchgeführt werden. Hinsichtlich des Unterhaltungserlebens zeigt sich anhand des *Levene-Tests* jedoch eine Verletzung der Voraussetzung der Varianzanalyse auf Gleichheit der Fehlervarianzen zwischen den Faktorstufen.

Daher werden alternativ die Kennwerte des *Welch-Tests* sowie Post-Hoc-Mehrfachvergleiche mit dem *T2-Test nach Thamhane* gerechnet. In Entsprechung zur intendierten Manipulation ergibt sich ein Einfluss der Treatmentbedingungen auf das Gewaltrating ($F(3, 290) = 541.15, p < .001$). Die Mehrfachvergleiche zeigen, dass sowohl gewalthaltige Filme ($M = 8.30, SD = 1.40$) gewalthaltiger bewertet wurden als gewaltneutrale ($M = 1.87, SD = 1.01, p < .001$) als auch gewalthaltige Spiele ($M = 7.58, SD = 1.81$) gewalthaltiger empfunden wurden als gewaltneutrale ($M = 1.94, SD = .91, p < .001$). Während sich gewaltneutrale Filme und Spiele nicht hinsichtlich ihres Gewaltratings unterscheiden, werden die gewalthaltigen Filme ($M = 8.30, SD = 1.40$) gewalthaltiger bewertet als die gewalthaltigen Spiele ($M = 7.58, SD = 1.81, p < .05$). Deskriptiv lässt sich den Daten entnehmen, dass die Bewertung des Gewaltgehaltes der Gewaltbedingungen mit einem Rating von etwa acht von zehn Punkten wie intendiert sehr hoch ausfällt und die gewaltneutralen Bedingungen mit weniger als zwei von zehn Punkten nahezu als gewaltneutral bewertet wurden. Dieses Ergebnis kann damit als in Einklang stehend mit den in Kapitel 2.1.2.1 formulierten Zielsetzungen gelten.

Tabelle 21. Vergleich der Treatmentbedingungen hinsichtlich Unterhaltungserleben, Gewaltrating, Spielschwierigkeit und Spielerfolg

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele		<i>M</i>	<i>SD</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
Gewalt-rating (1-10)	1.87	1.01	1.94	.91	8.30	1.40	7.58	1.81	----	----
Unterhaltungs-rating (1-10)	5.97	1.52	5.80	1.55	6.14	2.33	5.19	2.52	7.37	1.70
Spielschwierigkeit (1-4)	----	----	2.49	.48	----	----	2.12	.60	----	----
Spieleerfolg (Note 1-6)	----	----	3.30	.82	----	----	2.99	.91	----	----

Anmerkung. Bei Spielerfolg repräsentieren höhere Werte schlechtere Leistungen.

Hinsichtlich des Unterhaltungserlebens wurde angestrebt, zwischen den Medienbedingungen und hierbei insbesondere zwischen gewalthaltigen und gewaltneutralen Angeboten eine Angleichung zu realisieren. Bereits deskriptiv wird erkennbar, dass die Kontrollbedingung im Vergleich zu den Medienbedingungen als besonders unterhaltsam erlebt wurde. Dieser Befund ist für die intendierte Prüfung der auf die Medienbedingungen bezogenen Hauptwirkhypothesen jedoch als unkritisch zu bewerten. Hinsichtlich eines Mittelwertvergleichs des Unterhaltungs-

erlebens zwischen den Medienbedingungen ergibt der *Levene-Test* wie schon beim *Gewaltrating* eine Verletzung der Voraussetzung auf Gleichheit der Fehlervarianzen zwischen den Faktorstufen. Auch hinsichtlich dieses Merkmals werden daher alternativ der *Welch-Test* sowie Post-Hoc-Mehrfachvergleiche mit dem *T2-Test nach Thamhane* durchgeführt. Die Analyse ergibt einen Trend zu unterschiedlichen Unterhaltungsratings zwischen den Treatmentbedingungen, der jedoch keine statistische Signifikanz erreicht ($F(3, 290) = 2.25, p = .09$). Entsprechend weisen auch die Mehrfachvergleiche nicht auf Unterschiede zwischen den Treatmentbedingungen hin. Damit lässt sich unter Rückgriff auf die deskriptiven Daten feststellen, dass die Medienbedingungen insgesamt als moderat unterhaltsam eingestuft wurden und die Unterhaltungsratings dabei nicht in bedeutsamer Weise voneinander abweichen.

Um die beiden Spielbedingungen hinsichtlich ihrer Schwierigkeit und des erlebten Spielerfolges zu vergleichen, wurden t-Tests für unabhängige Stichproben durchgeführt. Hierbei zeigt sich, dass die gewaltneutralen Spiele ($M = 2.49, SD = .48$) als schwieriger bewertet wurden als die gewalthaltigen Spiele ($M = 2.12, SD = .60, t(147) = 4.19, p < .001$ [zweiseitig]). Dies zeigt auch die Selbstbenotung des eigenen Spielerfolges an, die bei den gewalthaltigen Spielen besser ausfällt ($M = 2.99, SD = .91$) als bei den gewaltneutralen Spielen ($M = 3.30, SD = .82, t(147) = 2.16, p < .05$ [zweiseitig]). Obwohl damit das Ziel nicht erreicht wurde, gewalthaltige und gewaltneutrale Spielbedingungen mit identischem Schwierigkeitsgrad bereitzustellen, ist darauf hinzuweisen, dass deskriptiv nur geringe Mittelwertsunterschiede erkennbar werden. Zudem weisen beide Indikatoren darauf hin, dass die Schwierigkeit der Spielbedingungen insgesamt als moderat eingeschätzt wurde und damit die Spielbedingungen insgesamt weder als unter- noch als überfordernd erlebt wurden.

2.2.4 Hypothesenprüfung

2.2.4.1 Distresserleben

In Tabelle 22 werden die Mittelwerte und Standardabweichungen der Gefühlsreaktionen Stress, Ekel und Angst sowie der Gesamtskala Distresserleben (vgl. Kapitel 2.1.7) aufgeführt.

Tabelle 22. Distresserleben nach Treatmentbedingung

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Stress (0-9)	.74	1.27	2.22	1.78	2.39	2.44	3.37	2.59	.78	1.32
Ekel (0-9)	.91	1.24	.20	.64	3.65	2.74	2.57	2.46	.10	.45
Angst (0-9)	.32	.98	.27	.73	1.81	2.21	0.99	1.57	.14	.62
Gesamtskalenwert Distresserleben (0-27)	1.99	2.81	2.69	2.63	7.85	6.51	6.93	5.33	1.01	1.94

Zur Prüfung der Wirkhypothesen wurde eine zweifaktorielle Varianzanalyse mit Gewalt und Medium als Gruppierungsfaktoren sowie dem quadratwurzeltransformierten Gesamtskalenwert *Distresserleben* als abhängige Variable durchgeführt. Es ergibt sich ein signifikanter und großer Effekt des Faktors Gewalt auf negatives Gefühlserleben ($F(3, 290) = 93.24, p < .001, \eta_p^2 = .24$), nicht jedoch des Faktors Medium ($F(3, 290) = .39, p = .53, \eta_p^2 = .00$) sowie der Interaktion beider Faktoren ($F(3, 290) = 2.51, p = .11, \eta_p^2 = .01$).

Damit kann die erste Hypothese zu den objektiven Moderatoren von Distresserleben bestätigt werden:

***Hypothese A1:** Die Rezeption gewalthaltiger Medien führt zu einem stärkeren Erleben von Distress als die Rezeption gewaltneutraler Medien.*

Die mit **Hypothese A2** formulierte Annahme, dass gewalthaltige Computerspiele ein stärkeres Erleben von Distress auslösen als gewalthaltige Filme, kann hingegen nicht bestätigt werden.

Zusätzlich wurde angenommen, dass neben der objektiven Stressmoderatorvariable Mediengewalt die Merkmale Neurotizismus, Altruismus, geringe Selbstwirksamkeitserwartung, geringe habituelle Gewaltmedienexposition und geringe Gewaltpräferenz als subjektive Stressmoderatorvariablen negative Emotionen bei der Rezeption gewalthaltiger Medien vorhersagen können. Um diese Annahmen überprüfen zu können, wurde eine lineare Regression mit dem Skalenwert Distresserleben als Regressor und den postulierten Stressmoderatoren als Prädiktoren durchgeführt. Eingeschlossen wurden dabei nur die Versuchspersonen der gewalthaltigen Filmbedingung (35 männlich, 37 weiblich) und der gewalthaltigen Spielbedingung (38 männlich, 37 weiblich). Von diesen $n = 147$ Personen weist eine Person einen fehlenden Skalenwert Selbstwirksamkeitserwartung und eine weitere Person einen fehlenden Wert auf dem Index Gewaltmedienexposition auf. Diese Personen wurden aus der nachfolgenden Analyse ausgeschlossen. Damit verbleiben für diese insgesamt $n = 145$ Personen.

Zunächst wurden alle Variablen auf ihre Verteilungseigenschaften hin überprüft. Alle diskreten Inputvariablen wurden auf paarweise Linearität mit dem quadratwurzeltransformierten Skalenwert Distresserleben kontrolliert. Mit Hilfe von Streudiagrammen wurde überprüft, ob zwischen den Prädiktoren und dem Regressor multivariate Ausreißer vorliegen. Derartige Fälle konnten jedoch nicht identifiziert werden. Tabelle 23 zeigt die Interkorrelationen der im Modell berücksichtigten Variablen.

Tabelle 23. Interkorrelationen der abhängigen Variable Distresserleben mit den postulierten Stressmoderatorvariablen (nur Versuchspersonen der gewalthaltigen Medienbedingungen, n = 145)

	Distress- erleben	Weibliches Geschl.	Neuroti- zismus	SWE	Altru- ismus	Gewalt- exposition	Gewalt- präferenz
Distresserleben	-----						
Weibliches Geschl.	.44***	-----					
Neurotizismus	.11	.11	-----				
SWE	-.15	-.14	-.25**	-----			
Altruismus	.44***	.41***	.19*	-.11	-----		
Gewaltexposition	-.48***	-.33***	-.05	.15	-.29***	-----	
Gewaltpräferenz	-.55***	-.53***	-.08	.17*	-.40***	.54***	-----

Anmerkung. SWE = Selbstwirksamkeitserwartung. Negative Gefühle und Gewaltexposition entsprechen quadratwurzeltransformierten Werten, Neurotizismus und Altruismus entsprechen Standardwerten. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

In Tabelle 24 sind die Kennwerte der linearen Regressionsanalyse aufgeführt. **Modell I** überprüft zunächst die Annahme, dass Distresserleben bei der Rezeption gewalthaltiger Medien durch den Prädiktor weibliches Geschlecht erklärt werden kann. Diese Annahme wird bestätigt, indem das weibliche Geschlecht allein betrachtet bereits 19 Prozent der Varianz des Gesamtscores erklären kann.

In **Modell II** werden die Persönlichkeitsdimensionen Neurotizismus, Selbstwirksamkeitserwartung und Altruismus zusätzlich aufgenommen. Entgegen der Erwartungen kommt Neurotizismus und Selbstwirksamkeitserwartung keinerlei Vorhersagewert für Distresserleben bei der Nutzung gewalthaltiger Bildschirmmedien zu. Altruismus erweist sich hingegen erwartungskonform als relevant für die Vorhersage von Distresserleben. Weibliches Geschlecht und Altruismus erklären etwa ein Viertel der Varianz der Variable.

In **Modell III** wird die Gewaltmedienexposition der letzten sechs Monate zusätzlich berücksichtigt. Erwartungskonform kommt diesem Prädiktor eine hohe Relevanz zu: Je höher die Gewaltmedienexposition des letzten Halbjahres, desto geringer fällt das Erleben von Distress aus. Zusammen mit dem weiblichen Ge-

schlecht und Altruismus erklärt dieses Modell 35 Prozent der Varianz der Variable Distresserleben.

In **Modell IV** wird schließlich die Gewaltpräferenz als aktuelle Einstellungsdisposition in das Modell integriert. Diese Variable erweist sich als besonders relevant für die Erklärung des Regressors. Innerhalb dieses Modells trägt eine weibliche Geschlechtszugehörigkeit nicht mehr zur Erklärung von Distresserleben bei. Hieraus kann abgeleitet werden, dass der Prädiktor Geschlecht durch die anderen nun in Modell IV berücksichtigten Variablen aufgeklärt wird. Die verbleibenden drei Prädiktoren Altruismus, Gewaltmedienexposition und Gewaltpräferenz erklären 39 Prozent der Varianz der abhängigen Variable auf.

Tabelle 24. Lineare Regression zur Vorhersage von Distresserleben bei der Rezeption gewalthaltiger Bildschirmmedien (n = 145)

Prädiktoren	95%-Konfidenz Interval (B)				
	B	SE B	Beta	Unterer Wert	Oberer Wert
Modell I (R² =.19)					
Weibliches Geschl.	.94	.16	.44***	.62	1.25
Modell II (R² =.26)					
Weibliches Geschl.	.65	.17	.31***	.32	.98
Neurotizismus	.00	.04	.00	-.08	.08
SWE	-.02	.02	-.08	-.05	.02
Altruismus	.16	.04	.31***	.08	.24
Modell III (R² =.35)					
Weibliches Geschl.	.48	.16	.23**	.16	.80
Neurotizismus	.01	.04	.02	-.07	.09
SWE	-.01	.02	-.04	-.04	.02
Altruismus	.13	.04	.25**	.05	.20
Gewaltexposition	-.26	.06	-.33***	-.38	-.15
Modell IV (R² =.39)					
Weibliches Geschl.	.29	.17	.14	-.04	.62
Neurotizismus	.01	.04	.02	-.06	.09
SWE	-.01	.02	-.03	-.04	.03
Altruismus	.11	.04	.21**	.03	.18
Gewaltexposition	-.28	.06	-.23**	-.31	-.06
Gewaltpräferenz	-.11	.04	-.26**	-.18	-.04

Anmerkung. SWE = Selbstwirksamkeitserwartung. Abhängige Variable: Gesamtscore Distresserleben. Distresserleben und Gewaltexposition entsprechen quadratwurzeltransformierten Werten, Neurotizismus und Altruismus entsprechen Standardwerten. Jeder Modellübergang ist durch eine signifikante Änderung der F-Statistik gekennzeichnet ($p < .01$). R^2 = Korrigiertes R-Quadrat. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Damit kann die erste Hypothese partiell bestätigt werden:

Hypothese B1: *Erhöhte Prosozialität, geringere Gewaltpräferenz und geringere habituelle Gewaltmedienexposition sagen Distresserleben bei der Rezeption gewalthaltiger Medien vorher.*

Die Erwartung, dass Selbstwirksamkeitserwartung und Neurotizismus zur Vorhersage von Distresserleben beitragen, kann hingegen nicht bestätigt werden.

Die zweite Hypothese zu den subjektiven Moderatorvariablen von Distresserleben kann vollständig bestätigt werden:

Hypothese B2: *Weibliche Geschlechtszugehörigkeit sagt Distresserleben bei der Rezeption gewalthaltiger Medien vorher. Das stärkere Erleben von Distress bei weiblichen Personen lässt sich dabei mittels der in Hypothese B1 berücksichtigten Prädiktoren aufklären.*

Da der Gewaltpräferenz unter den untersuchten Prädiktoren die höchste Vorhersagekraft zukommt und auch bivariat am höchsten mit Distresserleben korreliert wird dieser Faktor innerhalb der nachfolgenden Auswertungen als Referenzmoderator von Mediengewalt und kognitiver Leistung einbezogen.

2.2.4.2 Kognitive Leistungen

Tabelle 25 sind die Interkorrelationen der abhängigen Variablen sowie der Kovariate verbale Intelligenz zu entnehmen.

Tabelle 25. Interkorrelationen der abhängigen Variablen und der Kovariate verbale Intelligenz

	IQ	K(t ₁)	K(t ₂)	R(t ₁)	R(t ₂)	V(t ₁)	V(t ₂)	LT(t ₁)	LT(t ₂)	LT(t ₃)	LT(t ₄)	LT(t ₅)	LT(t ₆)
IQ	-----												
K(t ₁)	.38***	-----											
K(t ₂)	.39***	.92***	-----										
R(t ₁)	.21***	.24***	.25***	-----									
R(t ₂)	.20***	.26***	.29***	.73***	-----								
V(t ₁)	.36***	.37***	.39***	.29***	.26***	-----							
V(t ₂)	.36***	.39***	.41***	.29***	.27***	.91***	-----						
LT(t ₁)	.18***	.21***	.20***	.22***	.18***	.23***	.24***	-----					
LT(t ₂)	.37***	.32***	.31***	.30***	.26***	.47***	.49***	.49***	-----				
LT(t ₃)	.42***	.35***	.35***	.31***	.30***	.49***	.53***	.44***	.84***	-----			
LT(t ₄)	.41***	.34***	.33***	.32***	.28***	.48***	.52***	.38***	.81***	.93***	-----		
LT(t ₅)	.41***	.32***	.33***	.30***	.30***	.45***	.49***	.33***	.75***	.89***	.93***	-----	
LT(t ₆)	.43***	.32***	.32***	.32***	.29***	.49***	.52***	.28***	.70***	.82***	.89***	.91***	-----
M	102.48	16.99	19.98	24.54	21.67	15.66	13.27	50.28	62.79	72.32	77.51	80.44	83.12
SD	9.02	9.26	10.43	5.52	6.31	4.65	4.87	4.68	9.76	11.96	12.96	11.41	13.00

Anmerkung. IQ = Verbale Intelligenz (Untertest Analogien des I-S-T 2000 R), Standardwert; K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe; LT = Fremdsprachenlernst (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. ****p* < .001

Alle betrachteten Variablen korrelieren signifikant positiv miteinander ($p < .001$). Verbale Intelligenz weist moderate Korrelationen mit der Konzentrationsleistung, der verbalen Gedächtnisleistung und dem erzielten Wortschatz am Ende des Sprachlerntests auf. Die Korrelationen zur räumlich-visuellen Gedächtnisleistung fallen hingegen vergleichsweise gering aus. Die höchsten Korrelationen bestehen zwischen den Messzeitpunkten der einzelnen Testverfahren. Zwischen den unterschiedlichen Leistungstests fallen die Korrelationen hingegen allenfalls moderat aus. Ein vergleichsweise höherer Zusammenhang ergibt sich zwischen verbaler Gedächtnisleistung und dem Fremdsprachenlerntest, der hier je nach betrachtetem Messzeitpunkt maximal $r = .53$ erreicht.

Aufgrund der Erhebungslogik des Lerntests mit sechs Messzeitpunkten wird dieser in einer ANCOVA mit Messwiederholung ausgewertet. Die drei abhängigen Variablen Konzentrationsleistung, visuelle Gedächtnisleistung und verbale Gedächtnisleistung, zu denen jeweils zwei Messzeitpunkte vorliegen, werden innerhalb einer einzelnen MANCOVA mit Messwiederholung (mehrdimensionale Varianzanalyse) analysiert. Multikollinearität⁸⁵ muss in Hinblick auf die einbezogenen Variablen nicht befürchtet werden, da die Interkorrelationen zwischen Konzentrations-, visueller und verbaler Gedächtnisleistung $r = .41$ (Zusammenhang zwischen Konzentrationsleistung t_2 und verbaler Gedächtnisleistung t_2) nicht übersteigen. Da jedoch mehrdimensionale Varianzanalysen auch bei moderat positiv korrelierten abhängigen Variablen eine deutlich reduzierte Teststärke aufweisen können (vgl. Tabachnick & Fidell, 2007, S. 244) werden zur zusätzlichen Absicherung der Befunde univariate Varianzanalysen zu den einzelnen Leistungstests durchgeführt. Da damit entsprechend der Anzahl abhängiger Variablen vier einzelne ANCOVA durchgeführt werden (Konzentration, räumlich-visuelle Gedächtnisleistung, verbale Gedächtnisleistung, verbale Lernleistung), wird das vorgesehene Alpha-Fehlerniveau zwischen diesen vier Analysen aufgeteilt, um eine Alphafehler-Inflationierung zu vermeiden ($\alpha/4 = .0125$). Bei allen Analyseprozeduren wird die verbale Intelligenz der Versuchspersonen als Kovariate berücksichtigt, da sie zu allen Tests signifikant positive Korrelationen aufweist und damit geeignet erscheint, Fehlervarianz innerhalb der Analyse zu reduzieren, indem ein Anteil der durch das Treatment nicht zu erklärenden Varianz durch das Grundfähigkeitslevel der Versuchspersonen aufgeklärt wird (vgl. Tabachnick & Fidell, 2007, S. 244 ff.).

85 Multikollinearität ist insbesondere dann zu befürchten, wenn Variablen innerhalb einer multivariaten Analyse sehr stark (z. B. mit $r = .90$) korrelieren (Tabachnick & Fidell, 2007, S. 88). Multikollinearität stellt in multivariaten Analyseprozeduren ein ernstzunehmendes Problem dar, da durch den Einbezug redundanter Variablen nicht nur logische sondern auch statistische Probleme entstehen, indem die Testpower erheblich reduziert wird (Tabachnick & Fidell, 2007, S. 89).

2.2.4.2.1 Gedächtnis- und Konzentrationsleistung

Vor den multivariaten Auswertungen wurden die abhängigen Variablen Konzentrationsleistung (t_1 & t_2), räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (t_1 & t_2) und verbale Gedächtnisleistung (t_1 & t_2) sowie die Kovariate verbale Intelligenz mittels explorativer Analyseprozeduren der eingesetzten Statistikprogramme (vgl. Kapitel 2.2.1) auf ihre Verteilungseigenschaften sowie mögliche Eingabefehler und fehlende Werte hin überprüft. Zwei Fälle weisen fehlende Werte im Konzentrationsleistungstest auf und mussten aus den Analysen ausgeschlossen werden. Hinsichtlich der anderen abhängigen Variablen und der Kovariate Intelligenz liegen keine fehlenden Werte vor. Weiterhin wurden Personen identifiziert, die zum ersten Messzeitpunkt extrem geringe Leistungswerte in mindestens einem der beteiligten Leistungstests aufweisen. Dies betraf hinsichtlich des Konzentrationsleistungstests drei Personen mit weniger als zwei richtigen Lösungen zum ersten Messzeitpunkt. Eine weitere Versuchsperson wies im räumlich-visuellen und verbalen Gedächtnisleistungstest weniger als zwei richtige Lösungen zum ersten Messzeitpunkt auf. Diese Personen wurden ebenfalls aus den Analysen ausgeschlossen. Multivariate Ausreißer, auf die MANOVA-Designs besonders sensibel reagieren (vgl. Tabachnick & Fidell, 2007, S. 251), konnten mittels gruppierter Streudiagramme nicht identifiziert werden. Mit dem Ausschluss von insgesamt sechs Personen verbleiben $n = 359$ gültige Datensätze in allen fünf Untersuchungsbedingungen und $n = 289$ Versuchspersonen innerhalb der vier für die Überprüfung der Hypothesen maßgeblichen Medienbedingungen. Durch den geringen Stichprobenausfall sind Probleme hinsichtlich ungleich besetzter Zellen nicht zu erwarten. Tabelle 26 sind die Mittelwerte und Standardabweichungen von Konzentrationsleistung, räumlich-visueller Gedächtnisleistung und verbaler Gedächtnisleistung zu entnehmen.

Tabelle 26. Mittelwerte und Standardabweichungen der abhängigen Variablen in den Treatmentgruppen (n = 359)

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
KL(<i>t</i> ₁)	17.40	9.82	17.36	8.72	17.21	7.80	15.45	8.50	18.17	10.57
KL(<i>t</i> ₂)	20.89	10.97	19.83	10.06	20.46	10.07	17.81	9.01	21.80	11.54
R(<i>t</i> ₁)	23.89	6.26	24.60	4.68	24.34	6.04	25.35	4.75	24.77	5.50
R(<i>t</i> ₂)	20.93	6.64	21.89	5.83	21.59	6.43	21.97	6.71	22.16	5.72
V(<i>t</i> ₁)	15.08	4.62	15.93	4.85	15.91	4.47	15.26	4.45	16.39	4.62
V(<i>t</i> ₂)	12.73	4.69	13.35	5.05	13.36	4.67	12.89	4.77	14.33	5.10

Anmerkung. KL = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe.

Den Leistungsdaten ist bereits deskriptiv zu entnehmen, dass nur minimale Unterschiede zwischen den Treatmentbedingungen bestehen. Hinsichtlich der Konzentration kann für alle Gruppen ein Anstieg der Testleistung von *t*₁ (*M* = 17.10, *SD* = 9.13) auf *t*₂ (*M* = 20.14, *SD* = 10.38) festgestellt werden. Dieser Anstieg der Konzentrationsleistung um rund 18 Prozent weist auf einen aufgabenspezifischen Übungseffekt hin, indem die Versuchspersonen bei der Bearbeitung der Aufgabenblöcke zu *t*₂ bereits von ihren Vorerfahrungen bei der Bearbeitung zu *t*₁ profitieren konnten. Hinsichtlich der räumlich-visuellen Gedächtnisleistung werden 24 Stunden verzögert erwartungskonform weniger Informationen richtig erinnert (*M* = 21.71, *SD* = 6.27) als im unmittelbaren Abruf nach dem Lernen (*M* = 24.59, *SD* = 5.47). Dies entspricht einer Vergessensrate von rund 12 Prozent für die räumlich-visuellen Informationen. Auch hinsichtlich der verbalen Gedächtnisleistung werden 24 Stunden verzögert weniger Informationen korrekt wiedergegeben (*M* = 13.32, *SD* = 4.84) als bei der unmittelbaren Reproduktion (*M* = 15.71, *SD* = 4.60). Dies entspricht einer Vergessensrate von etwa 15 Prozent für die verbalen Informationen.

Zur Überprüfung der verfahrensspezifischen Voraussetzungen der MANCOVA wurden die abhängigen Variablen untereinander sowie deren Kombinationen mit der Kovariate verbale Intelligenz auf paarweise Linearität überprüft. Wie schon anhand der Interkorrelationen zu erwarten, konnten zwischen allen Variablen lineare Beziehungen aufgefunden werden. Bedeutsame kurvilinearen Zusammenhänge, welche lineare Zusammenhangsannahmen zwischen den Variablen in Frage

gestellt hätten, konnten nicht aufgefunden werden. Die Voraussetzung nach multivariater Normalverteilung zwischen den einbezogenen Variablen kann nach dem zentralen Grenzwertsatz bei hinreichend großen und symmetrischen Stichprobe als gegeben angenommen werden (Tabachnick & Fidell, 2007, S. 251). Zusätzlich wurde die Voraussetzung nach Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrizen überprüft. Der hierzu durchgeführte *Box's M* Test ergibt, wie aufgrund der gleichmäßigen und vergleichsweise hohen Zellbesetzung⁸⁶ zu erwarten, keine signifikante Abweichung von der Nullhypothese auf Gleichheit der Varianz-Kovarianz-Matrizen ($p = .284$).

Die mehrdimensionale Varianzanalyse mit Messwiederholung unter Berücksichtigung der Kovariate verbale Intelligenz wurde im Rahmen des allgemeinen Linearen Modells innerhalb von SPSS (Programmversion 15) realisiert. Zur Prüfung der postulierten Hypothesen wurden die messwiederholten Faktoren Konzentrationsleistung (t_1 & t_2), räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (t_1 & t_2) und verbale Gedächtnisleistung (t_1 & t_2) sowie die nicht messwiederholten Faktoren Gewalt (2-fach), Medium (2-fach) und Gewaltpräferenz (2-fach) einbezogen. Die Analyse ergibt einen Trend zu einem signifikanten Interaktionseffekt von Zeit $\times$ Intelligenz ($F(3, 277) = 2.16, p = .09, \eta_p^2 = .02$), der eine Bedeutung der Kovariate verbale Intelligenz für die Veränderung der Leistungsergebnisse in den Untertests von t_1 auf t_2 andeutet jedoch nicht belegt. Weiterhin ergibt die Analyse keine signifikanten Interaktionseffekte von Zeit $\times$ Gewalt ($F(3, 277) = .04, p = .99, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium ($F(3, 277) = .44, p = .73, \eta_p^2 = .01$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Gewaltpräferenz ($F(3, 277) = .50, p = .68, \eta_p^2 = .01$) und von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium $\times$ Gewaltpräferenz ($F(3, 277) = .38, p = .77, \eta_p^2 = .00$).

Zur Absicherung dieses Befundes wurden wie vorgesehen zusätzliche univariate messwiederholte Varianzanalysen für die einzelnen Testverfahren durchgeführt. Diese Analysen führen zu einer vollständigen Bestätigung der MANCOVA-Befunde: Hinsichtlich der **Konzentrationsleistung** zeigt sich ein Trend zu einem signifikanten Interaktionseffekt von Zeit $\times$ Intelligenz ($F(1, 279) = 5.98, p = .02, \eta_p^2 = .02$), der die Bedeutung der Kovariate verbale Intelligenz für den Übungseffekt im Konzentrationsleistungstest verdeutlicht. Weiterhin ergeben sich jedoch keine signifikanten Interaktionen von Zeit $\times$ Gewalt ($F(1, 279) = .02, p = .89, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium ($F(1, 279) = .04, p = .84, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = .28, p = .60, \eta_p^2 = .00$) und von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = 1.03, p = .31, \eta_p^2 = .00$). Hinsichtlich der **visuellen Gedächtnisleistung** erweist sich die Kovariate Intelligenz nicht als relevant für die Vergessensrate der Informationen von t_1 auf t_2 ($F(1, 279) = 1.05, p = .31, \eta_p^2 = .00$). Weiterhin ergeben sich keine bedeutsamen Interaktionen von Zeit $\times$ Gewalt

86 Die Zellbesetzungen erreichen in allen drei Tests trotz Einbezug der drei dichotomen nicht messwiederholten Gruppierungsvariablen mindestens $n = 33$.

($F(1, 279) = .11, p = .75, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium ($F(1, 279) = .59, p = .44, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = .62, p = .43, \eta_p^2 = .00$) und von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = .00, p = .95, \eta_p^2 = .00$). Hinsichtlich der **verbalen Gedächtnisleistung** erweist sich die Kovariate Intelligenz ebenfalls nicht als relevant für die Vergessensrate der Informationen von t_1 auf t_2 ($F(1, 279) = .19, p = .67, \eta_p^2 = .00$). Keiner der postulierten Interaktionseffekte Zeit $\times$ Gewalt ($F(1, 279) = .00, p = .98, \eta_p^2 = .00$), Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium ($F(1, 279) = .66, p = .42, \eta_p^2 = .00$), Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = .56, p = .46, \eta_p^2 = .00$) und Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium $\times$ Gewaltpräferenz ($F(1, 279) = .06, p = .81, \eta_p^2 = .00$) wird durch die Daten bestätigt.

2.2.4.2.2 Lernleistung

Hinsichtlich des mehrstufigen Lerntestverfahrens ergab sich bei einer Versuchsperson ein technischer Fehler in der Erfassung der Messwerte am zweiten Versuchstag (t_5 & t_6), weshalb diese aus der Analyse ausgeschlossen werden musste. Damit stehen insgesamt $n = 364$ vollständige Datensätze zur Verfügung. Auch in den nachfolgenden Auswertungen werden jedoch entsprechend der formulierten Hypothesen nur die vier Medienbedingungen betrachtet ($n = 292$). Alle abhängigen Variablen wurden gruppiert auf das Vorliegen multivariater Ausreißer hin kontrolliert. Dabei wurden jeweils die Lernleistungen zwischen den Messzeitpunkten als auch die Lernleistungen mit der Kovariate verbale Intelligenz im Rahmen von Streudiagrammen untersucht. Im Rahmen dieser explorativen Datenanalyse konnten keine multivariaten Ausreißer identifiziert werden. Ausgehend von der Gesamtzahl von 180 Trials pro Lernphase wurde zur Vereinfachung der Ergebnisinterpretation der prozentuale Anteil richtiger Reaktionen als Indikator der Lernleistung errechnet.⁸⁷ Tabelle 27 enthält die Mittelwerte und Standardabweichungen pro Block und Gruppe.

87 Errechnet wurde dieser nach der Formel ($[\text{Anzahl richtige Reaktionen} * 100] / 180$).

Tabelle 27. Mittelwerte und Standardabweichungen der Leistungswerte im Lern-test WERNICKO (Prozentualer Anteil richtiger Reaktionen) in den Treatmentgruppen (n = 364)

	neutral				gewalthaltig				Kontrollb.	
	Filme		Spiele		Filme		Spiele		<i>M</i>	<i>SD</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
LT(t ₁)	49.67	5.38	51.29	4.07	50.04	4.07	50.10	4.36	50.30	4.00
LT(t ₂)	62.65	10.91	63.71	9.44	61.55	8.48	61.55	8.48	63.37	10.31
LT(t ₃)	73.15	12.18	72.44	12.90	71.14	11.42	71.99	11.72	72.89	11.74
LT(t ₄)	77.89	13.06	78.14	13.66	75.99	12.85	77.96	12.34	77.54	13.10
LT(t ₅)	79.88	11.57	80.02	12.46	80.14	10.22	81.19	11.58	80.98	11.31
LT(t ₆)	81.66	14.08	82.87	13.54	83.87	12.67	83.81	12.47	84.10	12.38

Anmerkung. LT = Fremdsprachenlerntest (*WERNICKO*), Anteil korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen (%)

Insgesamt zeigt sich zwischen den Lernblöcken ein deutlicher Anstieg richtiger Reaktionen von entsprechend der Zufallstrefferwahrscheinlichkeit rund 50 Prozent im ersten Lernblock ($M = 50.25$, $SD = 4.65$) auf mehr als 80 Prozent im Transfertest am zweiten Versuchstag ($M = 83.12$, $SD = 13.00$). Deskriptiv werden dabei jedoch nur geringe Unterschiede zwischen den Treatmentgruppen erkennbar.

Zur Prüfung der postulierten Hypothesen wurde eine Varianzanalyse mit Messwiederholung mit den Gruppierungsfaktoren Gewalt (2-fach), Medium (2-fach) und Gewaltpräferenz (2-fach) sowie verbaler Intelligenz als Kovariate durchgeführt. Hinsichtlich der Voraussetzung der Varianzanalyse nach Gleichheit der Fehlervarianzen zwischen den Faktorstufen zeigt sich im *Levene-Test*, dass die Nullhypothese auf Gleichheit der Fehlervarianzen für alle Messungen bis auf die erste Messung (t_1) aufrechterhalten werden kann. Da sowohl die t_1 - als auch t_2 -Messung vor Beginn des ersten Treatmentblocks stattgefunden haben (vgl. Abbildung 37), wird die t_1 -Messung aus den nachfolgenden Analysen ausgeschlossen. Zusätzlich wurde das Leistungsmaß unter allen Faktorstufen auf seine Verteilungseigenschaften hin überprüft. Hierbei zeigt sich unter nahezu allen Lernphasen eine Verletzung der Normalverteilungsannahme. Die Varianzanalyse gilt jedoch als robust gegenüber einer Verletzung der Normalverteilungsannahme sofern Varianzhomogenität gegeben ist und die Zellbesetzungen unter den Faktorstufen hinreichend groß und annähernd gleich verteilt sind (vgl. Rudolf & Müller, 2004, S. 80).⁸⁸ Da nach dem *Mauchly-W-Test* jedoch, wie bei mehreren in ihrer Reihenfolge nicht zu variieren-

88 Auch bei dieser Analyse erreichen die Zellbesetzungen trotz Einbezug der drei dichotomen nicht messwiederholten Gruppierungsvariablen mindestens $n = 33$.

den Lernphasen zu erwarten, eine Verletzung der Sphärizitätsannahme für den messwiederholten Faktor vorliegt (*Mauchly-W* =.452, $p < .001$), werden im Folgenden ausschließlich die nach *Greenhouse-Geisser* korrigierten Kennwerte ($\varepsilon = .70$) verwendet (vgl. Rudolf & Müller, 2004, S. 118 ff.).

Die Analyse ergibt einen signifikanten Interaktionseffekt von Zeit $\times$ Intelligenz ($F(4, 1128) = 6.50, p < .001, \eta_p^2 = .02$), der die besondere Bedeutung der Kovariate verbale Intelligenz für den Erfolg im Lerntest in Entsprechung zur dargestellten positiven Korrelationen zwischen beiden Leistungsmaßen unterstreicht: Probanden mit höherer Intelligenz lernen über den Zeitverlauf effektiver als Personen mit geringerer Intelligenz. Hinsichtlich der Gruppierungsfaktoren ergibt sich ein signifikanter Interaktionseffekt von Zeit $\times$ Gewalt ($F(4, 1128) = 4.95, p < .01, \eta_p^2 = .02$), nicht jedoch von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium ($F(4, 1128) = .75, p = .51, \eta_p^2 = .00$), von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Gewaltpräferenz ($F(4, 1128) = .64, p = .58, \eta_p^2 = .00$), oder von Zeit $\times$ Gewalt $\times$ Medium $\times$ Gewaltpräferenz ($F(4, 1128) = .95, p = .41, \eta_p^2 = .00$). Es zeigt sich, dass der aufgefundene signifikante Interaktionseffekt von Zeit $\times$ Gewalt nicht wie postuliert durch eine geringere Lernleistung in den Gewaltbedingungen bedingt ist (vgl. Abbildung 39).

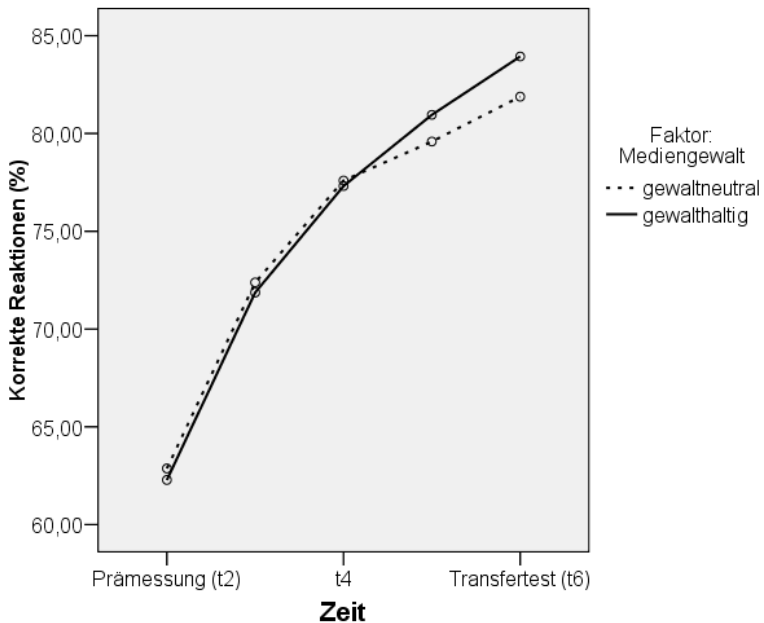


Abbildung 39. Treatmentgruppe und Lernleistung⁸⁹

89 Die Daten im Diagramm weichen von den Zahlen in Tabelle 27 ab, da deren Berechnung in SPSS unter Berücksichtigung der Kovariate verbale Intelligenz erfolgt.

2.2.4.2.3 Beantwortung der kognitiven Wirkhypothesen

Um die Aussagekraft der gewonnenen Befunde einschätzen zu können, wurden Post-Hoc-Poweranalyse mit dem Programm G*Power 3 (vgl. Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007) durchgeführt (vgl. Anhang J). Hiermit soll Aufschluss darüber gegeben werden, mit welcher Wahrscheinlichkeit Effekte unterschiedlicher Größenordnung bestehen könnten, die in der Untersuchung nicht zuverlässig aufgedeckt werden konnten. Ohne eine Beachtung des β -Fehlerrisikos (Fehler 2. Art) und der damit zusammenhängenden Teststärke ($1-\beta$) können aufgestellte Wirkhypothesen theoretisch nur angenommen, nicht aber zurückgewiesen werden, was in Hinblick auf die erkenntnistheoretische Notwendigkeit, falsche Hypothesen zu eliminieren, als problematisch zu bewerten ist (vgl. Erdfelder, Buchner, Faul, & Brandt, 2004, S. 149). Post-Hoc Poweranalysen, die stets auf einer vorab als relevant definierten Effektstärke basieren müssen, sollten dabei nicht mit retrospektiven Poweranalysen verwechselt werden, die auf Basis der in der Untersuchungsstichprobe ermittelten Effektstärke vorgenommen werden und damit in der Regel den in SPSS berichteten Werten der "observed power" (beobachtete Teststärke) entsprechen. Retrospektive Poweranalysen können insofern als problematisch gelten, dass sie auf der zu kritisierenden Vorannahme beruhen, dass die in der Untersuchungsstichprobe ermittelte Effektstärke mit der "tatsächlichen" Effektstärke in der Population übereinstimmt (vgl. Faul, et al., 2007, S. 176). Zudem besteht auch ein grundsätzliches argumentatives Problem, da kaum begründbar ist, warum ausgerechnet die ermittelte Effektstärke Ausgangspunkt von Überlegungen zur realisierten Teststärke sein soll (Erdfelder, et al., 2004, S. 150).

Da zu allen abhängigen Variablen messwiederholte univariate Varianzanalysen durchgeführt wurden, beziehen sich die nachfolgenden Post-Hoc-Poweranalysen ausschließlich auf die Teststärke dieser Prozeduren.⁹⁰ In der vorliegenden Untersuchung wurden bereits kleine Effekte ($f \geq .10$) als praktisch relevant erachtet. Die a priori formulierte Zielsetzung bestand darin, kleine bis mittlere Effekte ($f \geq .15$) mit einer Testpower von mindestens $1-\beta = .90$ aufdecken zu können (vgl. Kapitel 2.1.1). Bei Konzeption der Studie waren jedoch die Korrelationen der Testverfahren zwischen den Messzeitpunkten noch nicht bekannt, die jedoch für eine Bestimmung der Teststärke von messwiederholten Varianzanalysen erforderlich sind.

90 Post-Hoc-Poweranalysen zu MANOVA-Designs setzen im Hinblick auf die Festlegung der aufzudeckenden Effektgröße detaillierte Einschätzungen über die zu erwartenden Gruppenmittelwerte und die Kovarianzstruktur zwischen den beteiligten Variablen voraus. Da zur Bestätigung der Befunde der MANOVA auch ergänzende messwiederholte Varianzanalysen zu den einzelnen abhängigen Variablen vorgenommen wurden und die Hypothesen in Übereinstimmung mit der MANOVA in diesen nicht bestätigt werden konnten, erschien eine Beschränkung der Poweranalysen auf diese Auswertungen mit den Ansprüchen an eine reine Post-Hoc-Poweranalyse insgesamt besser vereinbar und zudem aussagekräftiger.

Die auf Basis der Stichprobe ermittelten Korrelationen zwischen den Messzeitpunkten dienen in den folgenden Auswertungen als Schätzwerte für die Korrelationen in der zugrundeliegenden Population.⁹¹

Die erste Post-Hoc-Poweranalyse bezieht sich auf den **Konzentrationstest**. Unter Berücksichtigung der Korrelation zwischen den beiden Messzeitpunkten ($r = .92$), der vier Treatmentgruppen und eines weiteren dichotomen Gruppierungsfaktors ergibt sich für die Aufdeckung einer Effektgröße von $f \geq .15$ eine Teststärke von $1 - \beta = 1$. Selbst ein kleiner Effekt der Größenordnung $f \geq .10$, der im Rahmen der vorliegenden Untersuchung zwar als praktisch relevant erachtet wurde, dessen Aufdeckung jedoch aus forschungsökonomischen Gründen bei der Konzeption der Studie nicht zwingend angezielt wurde (vgl. Kapitel 2.1.1), wäre mit einer Teststärke von $1 - \beta = .999$ aufgedeckt worden.

Hinsichtlich der **Gedächtnisleistung** ergeben sich hinsichtlich des visuellen und verbalen Untertests Unterschiede in Hinblick auf die Interkorrelationen zwischen den Messzeitpunkten und damit auch unterschiedliche Teststärken des Verfahrens im Rahmen der messwiederholten Varianzanalysen. Im Hinblick auf die visuelle Gedächtnisleistung wird trotz der vergleichsweise etwas geringeren Korrelation zwischen den Messzeitpunkten ($r = .73$) eine Teststärke von $1 - \beta = .999$ für die Aufdeckung eines Effektes der Größe $f \geq .15$ ermittelt. Ein kleiner Effekt der Größe $f \geq .10$ wäre hingegen nicht innerhalb der verabredeten Konventionen aufgedeckt worden: Hier ergibt sich eine Teststärke von $1 - \beta = .844$. Hinsichtlich der verbalen Gedächtnisleistung ergibt sich auf Basis der Korrelation zwischen den Messzeitpunkten ($r = .91$) eine Teststärke von $1 - \beta = 1$ für die Aufdeckung eines Effektes der Größenordnung $f \geq .15$. Auch ein kleiner Effekt der Größe $f \geq .10$ wäre noch mit einer Teststärke von $1 - \beta = .999$ aufgedeckt worden.

Hinsichtlich der abhängigen Variable **Lernleistung** wurde zwischen den fünf Messzeitpunkten ($t_2 - t_6$, vgl. Tabelle 25) über eine *Fishers-Z-Transformation* eine mittlere Korrelation von $r = .86$ ermittelt.⁹² Die Poweranalysen ergeben für die Aufdeckung eines Effektes der Größe $f \geq .15$ unter Einbezug des durch die Verletzung der Zirkularitätsannahme notwendigen Korrekturfaktors ($\epsilon = 0,70$) eine Teststärke von $1 - \beta = 1$. Auch dieses Verfahren erweist sich im vorliegenden Anwen-

91 Hierfür wurde in G*POWER 3 die in der Stichprobe aufgefundene Korrelation zwischen den Messzeitpunkten, das angesetzte Alpha-Fehler-Niveau ($p = .0125$), die Zahl der untersuchten gültigen Fälle, die Zahl der Untersuchungsgruppen, die Anzahl der Messzeitpunkte und sofern vorliegend der Korrekturwert (ϵ) für die Verletzung der Zirkularitätsannahme berücksichtigt.

92 Da es sich bei Korrelationen nicht um intervallskalierte Merkmale handelt müssen diese vor der Bildung eines arithmetischen Mittels in Fishers-Z-Werte überführt werden, aus diesen Werten der Mittelwert gebildet werden und der gewonnene Wert wieder rücktransformiert werden (vgl. Rasch, Frieze, Hofmann, & Naumann, 2010 a, S. 128 ff.; Rasch, Frieze, Hofmann, & Naumann, 2010 b, S. 116).

dungskontext als sehr teststark, da selbst ein kleiner Effekt der Größe $f \geq .10$ mit einer Teststärke von $1-\beta = .999$ aufgedeckt worden wäre.

Damit kann in Hinblick auf alle angewendeten Testverfahren mit großer Sicherheit ausgeschlossen werden, dass ein Effekt der Größe $f \geq .15$ existiert und in der Untersuchung nicht aufgedeckt wurde. Der Anspruch, dies mit einer Sicherheit von mindestens $1-\beta = .90$ ausschließen zu können, konnte in Hinblick auf alle Testverfahren erreicht werden (vgl. Anhang J). Damit werden die aufgestellten kognitiven Wirkhypothesen C1, C2 und C3 falsifiziert:

Hypothese C1: *Die Rezeption gewalthaltiger Medien führt postrezeptiv zu einer geringeren Konzentrationsleistung als die Rezeption gewaltneutraler Medien (falsifiziert).*

Hypothese C2: *Die Rezeption gewalthaltiger Medien führt gegenüber der Nutzung gewaltneutraler Medien zu einer Beeinträchtigung der Konsolidierung expliziter visueller und verbaler Gedächtnisinhalte (falsifiziert).*

Hypothese C3: *Die Rezeption gewalthaltiger Computerspiele führt hinsichtlich Konzentrationsleistung und Konsolidierung zu einer stärkeren Beeinträchtigung als die Rezeption gewalthaltiger Filme (falsifiziert).*

Die Rezeption gewalthaltiger Medien führt postrezeptiv nicht zu einer geringeren Konzentrationsleistung. Gewaltmedienrezeption führt gegenüber der Nutzung gewaltneutraler Medien zudem nicht wie postuliert zu einer Beeinträchtigung der Konsolidierung initial gelernter expliziter visueller oder verbaler Gedächtnisinhalte und bedingt auch keine geringeren Lernleistungen. Hierbei erweist sich sowohl Gewalt in Computerspielen als auch Filmgewalt als wirkungslos.

Auch die Hypothesen D1 und D2 werden falsifiziert:

Hypothese D1: *Der relevanteste Prädiktor von Distresserleben moderiert den Einfluss von Gewaltmedienrezeption auf die postrezeptive Konzentrationsleistung (falsifiziert).*

Hypothese D2: *Der relevanteste Prädiktor von Distresserleben moderiert den Einfluss von Gewaltmedienrezeption auf die Konsolidierung visueller und verbaler Gedächtnisinhalte (falsifiziert).*

So moderiert der Faktor Gewaltpräferenz zwar das Distresserleben bei der Nutzung gewalthaltiger Medien, nicht jedoch ihre Wirkungen auf die untersuchten kognitiven Leistungsparameter. Dieser Befund lässt sich auch explorativ mithilfe von Post-Hoc-Streudiagrammen veranschaulichen, in denen Distresserleben auf der X-Achse und die Nachmessungen der kognitiven Leistungsfähigkeit auf der Y-Achse abgetragen werden (vgl. Anhang K). Hier zeigt sich, dass auch bei Personen mit erhöhtem rezeptionsbedingten Distresserleben kein systematischer Abfall der Konzentrations- Gedächtnis- und Lernleistung beobachtet werden kann.

2.2.5 Quasiexperimentelle explorative Auswertungen

Die Überprüfung der Wirkhypothesen hat ergeben, dass trotz erhöhten Distresserlebens in den Gewaltbedingungen keine kurzfristigen negativen Wirkungen auf die untersuchten kognitiven Leistungsparameter bestehen. Unabhängig von dieser Falsifikation von Hypothesen kurzfristiger Leistungsbeeinträchtigungen kann die Annahme vertreten werden, dass Gewaltmediennutzung im Rahmen langfristiger Wirkprozesse die kognitive Leistungsentwicklung negativ beeinflussen kann. Ein Nachweis langfristiger negativer Wirkungen zeitlich oder inhaltlich problematischer Mediennutzungsparameter auf schulrelevante kognitive Leistungen würde die allgemeine Bedeutung kognitiver Interferenzhypothesen stärken und könnte damit auf diesem Wege zur Erklärung des negativen Zusammenhangs zwischen Mediennutzung und Schulleistung beitragen (vgl. Kapitel 1.2.3). Wie im Theorie-teil dieser Arbeit bereits dargelegt, wurden derartige Wirkvermutungen bislang nur in geringem Maße untersucht. In Studien zum Zusammenhang von Mediennutzung und Schulleistung werden häufig die Schulnoten der Untersuchungsteilnehmer als abhängige Variablen herangezogen, die zwar mit kognitiven Grundfähigkeiten in bedeutsamer Weise korrelieren, jedoch auch durch eine Vielzahl weiterer Parameter beeinflusst werden (vgl. Kapitel 1.2.1). Fernsehwirkungsstudien, die kognitive Parameter als abhängige Variablen berücksichtigt haben, gelangen übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass erhöhte Fernsehnutzung mit geringerer Leistungsfähigkeit in Zusammenhang steht (vgl. Kapitel 1.2.2.1). So ergaben sich in der Querschnittsuntersuchung von Shin (2004) an Schülern im Alter von neun Jahren negative Zusammenhänge zwischen Fernsehzeit und verschiedenen im Rahmen eines Schulleistungstests ermittelten Fähigkeiten wie Buchstabieren, Textverständnis, Rechnen und Problemlösen, und dies auch unter Kontrolle von Hausaufgabenmachen, Lesen in der Freizeit und Impulsivität. Die Längsschnittuntersuchung von Ennemoser und Schneider (2007) weist eine beeinträchtigende Wirkung frühkindlicher Unterhaltungsfernsehzeit auf ein Spektrum von Leistungsparametern im Grundschulalter nach, die insgesamt das Konstrukt Lesefertigkeit abbilden. In der Längsschnittstudie von Zimmermann und Christakis (2005) zeigte sich eine beeinträchtigende Wirkung von Fernsehnutzung auf ein besonders breites Spektrum kognitiver Fähigkeiten, die auch Gedächtnisfunktionen mit einschließen. Schließlich sind noch die Studien zu nennen, in denen sich die Fernsehnutzung als relevanter Prädiktor für das spätere Auftreten von Aufmerksamkeitsdefiziten erwies (J. G. Johnson, et al., 2007; Koolstra & Van der Voort, 1996; Shin, 2004).

Hinsichtlich der Bedeutung von Computerspielnutzung für die kognitive Leistungsentwicklung ist die Datenlage besonders eingeschränkt und widersprüchlich. So wurde beispielsweise keine einzige Studie zum Zusammenhang von Computerspielnutzung und Schulleistung aufgefunden, in der auch kognitive Leistungs-

parameter berücksichtigt wurden (vgl. Kapitel 1.2.2.2). Der in Kapitel 1.3.2 erfolgte Forschungsüberblick zum Zusammenhang von Computerspielnutzung und Kognition zeigt auf, dass hinsichtlich der langfristigen Effekte überwiegend positive Wirkvermutungen bestehen, die im Rahmen quasiexperimenteller Untersuchungen zum Teil bestätigt werden konnten. So konnte zum Beispiel gezeigt werden, dass Computerspieler Fertigkeiten in besonderem Maße aufweisen, die in Computerspielen trainiert werden, wie insbesondere räumlich-visuelle Verarbeitungsleistungen und bestimmte motorische Fähigkeiten. Gerade Studien, in denen breitere kognitive Fähigkeitsbereiche berücksichtigt wurden, können in der Regel keine positiven kognitiven Wirkungen der Computerspielnutzung nachweisen. Die von Greenfield (2009) formulierte Annahme eines computerspielnutzungsbedingten Trade-Offs zwischen Fähigkeiten des visuellen und stärker exekutive Funktionen beanspruchenden Fähigkeitsspektrums stellt bislang jedoch allenfalls eine Hypothese dar, deren Relevanz anhand des vorliegenden Forschungsstands nicht eingeschätzt werden kann.

In den folgenden Analysen soll auf Basis der im Experiment gewonnenen Leistungsdaten überprüft werden, inwieweit habituelle Fernseh- und Computerspielnutzungsparameter der Versuchspersonen mit den untersuchten Parametern Konzentrationsleistung, Gedächtnisleistung und Lernleistung variieren. Ergänzende quasiexperimentelle Auswertungen erscheinen insbesondere deshalb sinnvoll, weil mit den Daten dieser Untersuchung eine umfassende Abbildung kognitiver Leistungsmaße zur Verfügung steht, die in üblichen querschnittlichen Befragungsstudien nicht erhoben werden. Zudem wurde mit der Altersgruppe erwachsener Versuchsteilnehmer eine Population untersucht, bei der die Schulkarriere mehrheitlich bereits abgeschlossen ist und die, vermutlich auch aus diesem Grunde, verhältnismäßig selten Gegenstand systematischer empirischer Untersuchungen ist. Da hierbei aufgrund der vorab definierten Parallelisierungsmerkmale der Stichprobe zu gleichen Teilen männliche und weibliche Personen, Personen mit unterschiedlichen Computerspielnutzungsgewohnheiten sowie zu gleichen Teilen hoch- und niedriggebildete Personen einbezogen wurden, beschränkt sich der Datensatz zudem nicht auf eine sehr homogene Gruppe von Untersuchungsteilnehmern, wie dies zum Beispiel bei rein studentischen Versuchsstichprobe der Fall wäre.

Im ersten Teil der explorativen Analysen wird die retrospektiv erhobene Mediennutzung in Vorschulalter, Kindheit und Jugend auf ihren Zusammenhang mit kognitiver Leistungsfähigkeit im Erwachsenenalter untersucht (vgl. Kapitel 2.2.5.1). Zusätzlich werden die aktuelle Computerspiel- und Fernsehzeit der erwachsenen Versuchsteilnehmer berücksichtigt und hierbei für beide Medien nach der Nutzung gewaltneutraler und gewalthaltiger Angebote differenziert (vgl. Kapitel 2.2.5.2). Um dem explorativen Charakter dieser Auswertungen zu entsprechen

werden hierfür bivariate Korrelationsanalysen sowie Partialkorrelationen durchgeführt.

2.2.5.1 Mediennutzungsbiographie und kognitive Leistungen im Erwachsenenalter

Alle Versuchspersonen wurden mittels einer für die Untersuchung entwickelten Skala um eine retrospektive Einschätzung darüber gebeten, wie viel Zeit⁹³ sie im Alter zwischen drei Jahren und ihrem aktuellen Lebensalter mit Fernsehen, Video und DVD verbracht haben. Die Gelegenheitsspieler und Vielspieler wurden zusätzlich zu ihrer Computer- und Videospielnutzung befragt (vgl. Abbildung 40).

Bitte tragen Sie in das unten stehende Diagramm ein, wie viel **Computer- und Videospiele** Sie wann und in welchem Alter gespielt haben bzw. spielen, indem Sie ein Kreuz in das jeweilige Kästchen setzen. Bitte schätzen Sie, wenn Sie unsicher sind.

	Alter in Jahren																								
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25		
sehr viel																									
eher viel																									
eher wenig																									
sehr wenig																									
gar nicht																									

Abbildung 40. Skala Mediennutzungsbiographie am Beispiel der Computerspielnutzung⁹⁴

93 Hinsichtlich der Nutzungsbiographie wurde entscheiden, nur die Nutzungshäufigkeit und nicht den Mediengewaltanteil abzufragen. Diese Entscheidung wurde getroffen, weil bei erwachsenen Personen davon ausgegangen werden kann, dass sie zu einer validen retrospektive Einschätzung des prozentualen Anteils von gewalthaltigen Angeboten in verschiedenen Lebensabschnitten nicht in der Lage sind (vgl. die Operationalisierung der Mediengewaltexposition in Kapitel 2.1.6.4). Dies würde zum einen ein grundlegendes Verständnis für Mediengewalt und die Alterseinstufungen von Medien voraussetzen, welches zumindest im Kindesalter noch nicht vorausgesetzt werden kann. Zum anderen wäre es erforderlich, sich an den Anteil von Gewalt vs. Nichtgewalt in Zeiträumen zu erinnern, die für die Versuchspersonen schon um viele Jahre zurückliegen. Die Frage, inwieweit gewalthaltige und gewaltneutrale Inhalte eine differenzielle Bedeutung aufweisen, wird im nachfolgenden Kapitel unter den aktuellen Mediennutzungsgewohnheiten der Versuchspersonen aufgegriffen.

94 Die Skala Fernsehnutzungsbiographie unterschied sich von der Skala Computerspielnutzungsbiographie nur durch den Wortlaut der Frageformulierung: "Bitte tragen Sie in das unten stehende Diagramm ein, wie viel Sie wann und in welchem Alter Fernsehen, Video und DVD geschaut haben (...)."

Um verschiedene Entwicklungsstufen zu berücksichtigen, wird bei der Auswertung der Skala nach frühkindlicher, kindlicher und jugendlicher Mediennutzung differenziert. Als frühkindliche Mediennutzung wird das Altersspektrum von 3 bis 6 Jahren, als kindliche Mediennutzung das Altersspektrum von 7 bis 12 Jahren und für jugendliche Mediennutzung der Altersbereich von 13 bis 16 Jahren angesetzt. Von den 245 computerspielenden Versuchspersonen, welche die Selbsteinschätzungsskala zur Computerspielnutzungsbiographie vorgelegt bekamen, haben 224 Personen alle 14 Items des infrage stehenden Altersspektrums beantwortet (vgl. Tabelle 28). Insgesamt verdeutlichen die Mittelwerte erwartungskonform einen durchgängigen Anstieg der Nutzungszeit mit dem Lebensalter. Hierbei zeigt sich in Übereinstimmung mit den in Kapitel 1.1.1 vorgestellten Daten, dass eine Nutzung von Computerspielen in der frühen Kindheit nur sehr selten gegeben ist und lediglich für das Alter von sechs Jahren ein nennenswerter Anteil der Versuchspersonen angibt, Computerspiele genutzt zu haben. Hieraus resultiert ein nicht akzeptables Konsistenzmaß von $\alpha = .56$ für diese Altersstufe. Frühkindliche Computerspielnutzung wird daher in den nachfolgenden Auswertungen nicht weiter berücksichtigt. Hinsichtlich des gesamten Messinstrumentes sowie der Unterskalen Kindheit und Jugend ergeben sich gute Konsistenzmaße. Die Trennschärfen der Items liegen für die Unterskalen allesamt im akzeptablen Bereich. Aus den Items der kindlichen und jugendlichen Computerspielnutzung wurden Mittelwertskalen gebildet.⁹⁵

95 Bei einem einzigen Missingwert pro Unterskala wurden der Skalenmittelwert auf Basis der verbleibenden Items gebildet. Bei mehr als einem Missing pro Unterskala wurde die gesamte Skala auf Missing gesetzt.

Tabelle 28. Itemkennwerte der Selbsteinschätzungsskala zur Computerspielnutzungsbiographie (nur Spieler, n = 224)

Alter in Jahren	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i> _{it}	<i>α</i>	<i>r</i> _{it}	<i>α</i>
3	.03	.28	.05		.10	
4	.02	.13	.19		.48	Frühe Kindheit:
5	.08	.32	.28		.62	.56
6	.22	.52	.39		.49	
7	.45	.77	.48		.57	
8	.71	.93	.61		.76	
9	.92	1.05	.68	.88 (ohne frühe	.85	Kindheit:
10	1.30	1.17	.71	Kindheit:.90)	.86	.91
11	1.56	1.20	.78		.85	
12	1.80	1.21	.79		.67	
13	2.01	1.27	.74		.67	
14	2.21	1.22	.71		.86	Jugend:
15	2.37	1.24	.60		.85	.89
16	2.35	1.26	.42		.66	

Anmerkung. *r*_{it} = Trennschärfe (Part-whole-Korrektur). *α* = Cronbachs Alpha. Skalenwerte von 0 bis 4 (gar nicht, sehr wenig, eher wenig, eher viel, sehr viel).

Die Selbsteinschätzungsskala zur Fernsehnutzungsbiographie wurde allen N = 365 Versuchspersonen vorgelegt. 348 Personen haben alle 14 Items beantwortet (vgl. Tabelle 29). Auch in Hinblick auf das Fernsehen zeigt sich ein Nutzungsanstieg, der sich von der Kindheit bis ins Jugendalter erstreckt und dann nicht mehr maßgeblich ansteigt. Im Gegensatz zur Computerspielnutzungsbiographie zeigt sich, ebenfalls in Übereinstimmung mit den in Kapitel 1.1.1 berichteten Studien, dass das Fernsehen schon in nennenswertem Ausmaß im frühen Kindesalter genutzt wird. Im Rahmen der nachfolgenden Auswertungen kann demnach die frühkindliche Fernsehnutzung berücksichtigt werden. Für alle Unterskalen ergeben sich gute Reliabilitätskoeffizienten und für die Items der Skalen gute Trennschärfen, die nicht unter *r*_{it} = .60 fallen. Für die Unterskalen wurden in gleicher Weise wie für die Computerspielnutzungsbiographie Mittelwertskalen gebildet.

Tabelle 29. Selbsteinschätzungsskala zur Fernsehnutzungsbiographie (n = 348)

Alter in Jahren	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i> _{it}	α	<i>r</i> _{it}	α
3	.51	.71	.42		.71	
4	.68	.74	.54		.84	Frühe Kindheit:
5	.98	.79	.54		.82	.89
6	1.35	.86	.63		.70	
7	1.58	.86	.74		.76	
8	1.76	.88	.78		.85	
9	1.94	.89	.80	.91	.89	Kindheit:
10	2.15	.92	.79		.88	.94
11	2.29	.91	.76		.83	
12	2.49	.86	.72		.68	
13	2.64	.88	.63		.68	
14	2.73	.87	.53		.85	Jugend:
15	2.71	.87	.42		.85	.88
16	2.68	.86	.25		.62	

Anmerkung. r_{it} = Trennschärfe (Part-whole-Korrektur). α = Cronbachs Alpha. Skalenwerte von 0 bis 4 (gar nicht, sehr wenig, eher wenig, eher viel, sehr viel).

Zu Veranschaulichungszwecken werden zunächst einfache bivariate Korrelationsanalysen zwischen den betrachteten Variablen berichtet, die insgesamt auf einige statistisch bedeutsame Zusammenhänge zwischen der Mediennutzungsbiographie und kognitiven Leistungen im Erwachsenenalter hinweisen (vgl. Tabelle 30). So erweist sich die Spielzeit in der Kindheit bei weiblichen Versuchspersonen als relevant und weist negative Zusammenhänge mit der Konzentrationsleistung sowie der verbalen Lernleistung im Erwachsenenalter auf. Hinsichtlich des Spielens im Jugendalter bestehen bei den Frauen keine bedeutsamen Zusammenhänge mit den Leistungsparametern im Erwachsenenalter. Bei männlichen Versuchspersonen bestehen keine bedeutsamen Zusammenhänge zwischen der Spielzeit im Kindesalter und den kognitiven Leistungsparametern. Bei diesen erweist sich nur das Spielen im Jugendalter als relevant und weist hierbei positive Korrelationen mit der verbalen Intelligenz und der Konzentrationsleistung im Erwachsenenalter auf.

Hinsichtlich der Fernsehnutzungsbiographie bestehen in geringerem Maße signifikante Zusammenhänge mit der kognitiven Leistungsfähigkeit im Erwachsenenalter. Die vorhandenen Zusammenhänge fallen dabei jedoch bei beiden Geschlechtern negativ aus, wenngleich geschlechtsspezifisch verschiedene Leistungsmaße betroffen sind. So korreliert bei männlichen Versuchspersonen die

Fernsehnutzung im Vorschul- und Kindesalter negativ mit der verbalen Intelligenz im Erwachsenenalter. Bei weiblichen Versuchspersonen bestehen keine bedeutsamen Zusammenhänge mit dem Fernsehen im Vorschulalter. Zudem finden sich ganz generell, auch für die Fernsehnutzung im Kindesalter, im Gegensatz zu männlichen Versuchspersonen keine negativen Zusammenhänge mit verbaler Intelligenz. Dafür finden sich bei Männern negative Zusammenhänge von Fernsehen im Kindes- und Jugendalter und Konzentrationsleistung im Erwachsenenalter.

Tabelle 30. Bivariate Korrelationen zwischen Mediennutzungsbiographie und kognitiven Leistungsindikatoren nach Geschlecht ohne Kontrolle weiterer Variablen (alle Versuchspersonen)

	IQ	K(t ₁)	R(t ₁)	V(t ₁)	LT(t ₄)	LT(t ₅)	LT(t ₆)
Männliche VP							
Spielen Kindheit	.07	.17	.03	-.02	.03	.03	.05
Spielen Jugend	.18*	.20*	.09	-.05	.02	.18	.04
Fernsehen Vorschulalter	-.23**	-.03	-.11	-.11	-.14	-.14	-.14
Fernsehen Kindheit	-.22**	-.01	-.05	-.12	-.10	-.10	-.07
Fernsehen Jugend	-.13	-.03	.05	-.10	-.07	-.04	-.10
Weibliche VP							
Spielen Kindheit	-.09	-.24*	.05	-.18	-.27**	-.34**	-.30**
Spielen Jugend	.07	-.16	.02	.01	.14	.07	.11
Fernsehen Vorschulalter	.04	.06	.07	.00	-.06	-.03	.02
Fernsehen Kindheit	-.06	-.15*	.07	-.02	-.09	-.06	-.01
Fernsehen Jugend	-.09	-.18*	-.04	-.10	-.13	-.08	-.10

Anmerkung. Paarweiser Fallausschluss. IQ = Verbale Intelligenz (Untertest Wortanalogien des I-S-T 2000 R), Standardwert; K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe; LT = Fremdsprachenlernstest (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. * $p < .05$, ** $p < .01$

Bivariate Korrelationen sind ohne Kontrolle weiterer relevanter Variablen nur schwer interpretierbar. Daher sollen ergänzende Partialanalysen durchgeführt werden, in denen die Bildungsnähe im Elternhaus sowie die Eltern-Kind-Beziehung

als Hintergrundvariablen kontrolliert werden. Die Bildungsnähe im Elternhaus kann für eine Berechnung von Zusammenhangsmaßen zwischen kindlicher und jugendlicher Mediennutzung und der kognitiven Leistungsfähigkeit im Erwachsenenalter als besonders zentral gelten. Wie bereits dargestellt wurde, gilt elterliche Bildung als zentraler Prädiktor der schulischen Leistungsentwicklung von Heranwachsenden (vgl. Kapitel 1.2.1) und bestimmt darüber hinaus maßgeblich, welche Rolle Unterhaltungsmedien und die Nutzung von gewalthaltigen Angeboten im Leben junger Menschen spielen (vgl. Kapitel 1.1). Bildungsniveau im Elternhaus wird üblicherweise über den elterlichen Bildungsabschluss oder das Vorhandensein kultureller Güter im Haushalt operationalisiert. Beide Merkmale sind nach Bourdieu dem kulturellen Kapital zuzuordnen. Der Begriff kulturelles Kapital wurde von Bourdieu als theoretische Hypothese entwickelt, mit der Unterschiede in den Schulleistungen von Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft erklärt werden können (Bourdieu, 1983, S. 185). Nach Bourdieu kann hinsichtlich des kulturellen Kapitals zwischen inkorporiertem Kulturkapital (verinnerlichte Bildungs- und Wissensbestände als individueller Habitus), objektiviertem Kulturkapital (kulturelle Güter wie Schriften, Kunstwerke und Musikinstrumente) und institutionalisiertem Kulturkapital (z. B. Schulabschluss oder akademischer Titel) unterschieden werden (Bourdieu, 1983). Operationalisierungsformen des kulturellen Kapitals stützen sich häufig in maßgeblicher Weise auf Merkmale des objektivierten Kulturkapitals, so auch in der Schulleistungsstudie PISA (vgl. Kunter, et al., 2002, S. 233). Eine Auswahl von vier Items der PISA-Operationalisierung von objektiviertem kulturellem Kapital – Besitz klassischer Literatur, Besitz von Musikinstrumenten, Besitz von Kunstprodukten und Anzahl der Bücher im Haushalt – wurde in der Schülerbefragung 2006 des Kriminologischen Forschungsinstituts Niedersachsen eingesetzt (vgl. Rabold, Baier, & Pfeiffer, 2008, S. 63) und auch in der vorliegenden Untersuchung abgefragt (vgl. Tabelle 31). Die Versuchspersonen wurden gebeten, die Anzahl der Bücher zuhause bei ihren Eltern (0-10, 11-25, 26-100, 101-200, >200) zu benennen. Zusätzlich wurden sie über Angaben darüber gebeten, ob ihre Eltern zuhause über klassische Literatur verfügen und ob sie Kunstwerke wie zum Beispiel Gemälde oder Skulpturen und Musikinstrumente besitzen. Alle vier Items wurden von allen $N = 365$ Versuchspersonen beantwortet. Die Variablen wurden Z-standardisiert und aus den Angaben ein gemeinsamer Indexwert gebildet ($N = 365$; $\alpha = .68$). In Hinblick auf den geringen Umfang von insgesamt vier Items und dem dichotomen Antwortformat, welches drei der vier Variablen aufweisen, können die Messparameter des Indexes als akzeptabel bewertet werden. Die PISA-Operationalisierung wies trotz insgesamt fünf Items ein vergleichbares Cronbachs Alpha von $\alpha = .70$ auf (Kunter, et al., 2002).

Tabelle 31. Index Kulturelles Kapital im Elternhaus (n = 365)

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i> _{it}	<i>α</i>
Wie viele Bücher gibt es ungefähr zuhause bei Ihren Eltern?	.77	.26	.56	.68
Haben Ihre Eltern zuhause klassische Literatur (z. B. Goethe, Schiller)?	.66	.47	.48	
Haben Ihre Eltern zuhause Kunstwerke (z. B. Gemälde, Skulpturen)?	.63	.48	.34	
Haben Ihre Eltern zuhause Musikinstrumente (z. B. Piano, Geige)?	.52	.50	.42	

Anmerkung. *r*_{it} = Trennschärfe (Part-whole-Korrektur). *α* = Cronbachs Alpha. Itemwerte von 0 bis 1, Item 1 fünfstufig (0 = 0-10, 1 = >200), Item 2 bis 4 zweistufig (0 = nein, 1 = ja)

Zusätzlich zum kulturellen Kapital im Elternhaus wird die Eltern-Kind-Beziehung als Hintergrundvariable berücksichtigt. Hierfür wurde die Skala *Primäre Sozialisation des Biographischen Fragebogens BIFA* (Kollmannsperger, Bardeleben, & Bühler, 1999) verwendet. Die Skala besteht aus acht Items von denen drei negativ gepolt sind (vgl. Tabelle 32). Insgesamt zeigt sich, dass die negativ gepolten Items (nach Umpolung) durchgängig geringere Trennschärfen erreichen als die positiv gepolten Items, was als in Übereinstimmung stehend mit der im Testmanual berichteten Normstichprobe gelten kann (Kollmannsperger, et al., 1999, S. 2). Zwei der negativ gepolten Items erreichen mit *r*_{it} = .55 und *r*_{it} = .54 noch akzeptable, das letzte Item jedoch mit *r*_{it} = .34 eine besonders geringe Trennschärfe. Anhand der Mittelwerte und Standardabweichungen zeigt sich, dass gerade dieses Item von den Versuchspersonen sehr häufig verneint wurde und damit eine besonders hohe Schwierigkeit aufweist. Hierbei gilt jedoch zu bedenken, dass Skalen zugunsten der breiteren Abbildung eines Konstrukts auch in dessen Randbereiche differenzieren müssen und hierfür oftmals gerade Items mit besonders hoher bzw. geringer Schwierigkeit erforderlich sind, die gleichzeitig jedoch in der Regel geringere Trennschärfen aufweisen als Items mit mittlerem Schwierigkeitsgrad (vgl. Bühner, 2006). Eine unbedachte Eliminierung von Items mit geringer Trennschärfe kann damit die Konstruktvalidität eines Instrumentes verringern (vgl. Bühner, 2006, S. 99). Aufgrund dieser Überlegungen und auch, weil die primäre Sozialisation durch die Eltern gerade in ihrem breiten Spektrum von liebevoller Zuneigung bis Misshandlung abgedeckt werden sollte, wurde entschieden, die Skala in ihrer Originalkonzeption mit allen acht Items unverändert einzusetzen, zumal sich für diese insgesamt ein gutes Cronbachs Alpha von *α* = .87 ergibt. Alle Items wurden unter Berücksichtigung der Itempolung in einen Gesamtrohpunktwert verrechnet, der Werte zwischen 8 und 32 annehmen kann.

Tabelle 32. Skala Primäre Sozialisation des Biographischen Fragebogens (n = 365)

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>α</i>
Ich hatte zu meinen Eltern seit jeher einen sehr engen Kontakt.	3.09	.87	.71	.87
Ich fühlte mich grundsätzlich von meinen Eltern geliebt und akzeptiert.	3.40	.76	.71	
Meinen Eltern konnte ich zu jeder Zeit und in jeder Situation voll vertrauen.	3.21	.90	.74	
Meine Eltern brachten mir immer sehr viel Liebe entgegen.	3.32	.78	.74	
Meine Eltern haben mir ihr ganzes Vertrauen entgegengebracht.	3.15	.88	.75	
Bei uns zuhause war das allgemeine Klima von Spannungen und Streitereien geprägt.	2.17	1.12	.55	
Ich konnte noch nie mit meinen Eltern über "alles" reden.	2.36	1.10	.54	
Als Kind wurde ich von meinen Eltern sehr oft geschlagen.	1.27	.60	.36	

Anmerkung. *r_{it}* = Trennschärfe (Part-whole-Korrektur). *α* = Cronbachs Alpha. Skalenwerte von 1 bis 4 (--, -, +, ++)

Eine weitere relevante Variable stellt das Geschlecht dar. In Kapitel 1.1 konnte gezeigt werden, dass sich schon in frühem Lebensalter deutliche Unterschiede im Mediennutzungsverhalten von Jungen und Mädchen abzeichnen. So weisen Jungen eine höhere Bildschirmmediengeräteausstattung auf, verbringen insgesamt mehr Zeit mit Bildschirmmedien und nutzen häufiger gewalthaltige Angebote. Unterschiede im Mediennutzungsverhalten lassen sich von der Kindheit bis zum Erwachsenenalter abbilden. Zusätzlich muss in Betracht gezogen werden, dass männliche und weibliche Personen hinsichtlich spezifischer kognitiver Leistungsparameter auch unterschiedlich gut abschneiden. Bezüglich der in diesem Experiment untersuchten Leistungskonstrukte weisen Analysen mittels t-Test für unabhängige Stichproben hinsichtlich der Konzentrationsleistung auf bessere Ergebnisse männlicher Versuchspersonen (*t*₁: *M* = 18.35, *SD* = 9.63; *t*₂: *M* = 21.57, *SD* = 10.66) gegenüber weiblichen Versuchspersonen (*t*₁: *M* = 15.54, *SD* = 8.57, *t*(361) = 2.94, *p* < .01 [zweiseitig]; *t*₂: *M* = 18.39, *SD* = 9.97, *t*(362) = 2.94, *p* < .01 [zweiseitig]) hin, wofür höhere mathematische Grundkompetenzen der Männer ausschlaggebend sein könnten. Bei Männern findet sich dafür hinsichtlich der verbalen Gedächtnisleistung zum zweiten Messzeitpunkt (*M* = 12.80, *SD* = 4.96) ein Trend zu geringeren Testleistungen gegenüber den Frauen (*M* = 13.73, *SD* = 4.75,

$t(363) = -1.83, p = .07$ [zweiseitig]) sowie ein Trend zu geringeren Leistungen in der Transferphase des Lerntests ($M = 81.90, SD = 12.83$) gegenüber weiblichen Versuchspersonen ($M = 84.33, SD = 13.10, t(362) = -1.790, p = .07$ [zweiseitig]). Da diese Erkenntnisse die Annahme rechtfertigen, dass sowohl Mediennutzungsgewohnheiten als auch kognitive Leistungen mit dem Geschlecht konfundiert sind, werden alle folgenden Partialanalysen, wie auch die bereits dargestellten bivariaten Korrelationsanalysen, getrennt für männliche und weibliche Versuchspersonen durchgeführt. Von einer Kontrolle weiterer Variablen wurde im Rahmen der Zusammenhangsanalysen mit biographischen Mediennutzungsdaten abgesehen.⁹⁶

In Tabelle 33 sind die Befunde zum Zusammenhang von Computerspielnutzungsbiographie und kognitiven Leistungsindikatoren im Erwachsenenalter unter Kontrolle von kulturellem Kapital im Elternhaus und Primärsozialisation zusammengefasst.

Tabelle 33. Partialkorrelationen zwischen Computerspielnutzungsbiographie und kognitiven Leistungsindikatoren nach Geschlecht unter Kontrolle von kulturellem Kapital im Elternhaus und Primärsozialisation (nur Spieler; $n = 227$)

	IQ	K(t1)	R(t1)	V(t1)	LT(t4)	LT(t5)	LT(t6)
Männliche VP (n = 116)							
Spielen Kindheit	.09	.19*	.04	-.01	.03	.02	.05
Spielen Jugend	.17	.19*	.09	-.06	-.02	.04	-.01
Weibliche VP (n = 111)							
Spielen Kindheit	-.03	-.21*	.05	-.16	-.27**	-.34**	-.29**
Spielen Jugend	.04	-.17	.05	.00	.15	.07	.12

Anmerkung. Listenweiser Fallausschluss. IQ = Verbale Intelligenz (Untertest Wortanalogien des I-S-T 2000 R), Standardwert; K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe; LT = Fremdsprachenlerntest (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. * $p < .05$, ** $p < .01$

96 Im Gegensatz zu den im nachfolgenden Kapitel dargestellten Analysen, die sich auf zeitnahe Mediennutzungsparameter beziehen, besteht hinsichtlich kindlicher und jugendlicher Mediennutzung die Möglichkeit, dass diese auch die Entwicklung verbaler Intelligenz mit beein-

Insgesamt zeigt sich, dass die Befunde der bivariaten Korrelationen trotz Kontrolle der beiden Sozialisationsvariablen verhältnismäßig stabil bleiben. Bei männlichen Versuchspersonen korreliert nicht mehr nur die Spielzeit in der Jugend sondern auch die Spielzeit in der Kindheit signifikant positiv mit Konzentrationsleistung im Erwachsenenalter. Statistisch bedeutsame positive Zusammenhänge zwischen jugendlichem Spielen und Intelligenz lassen sich hingegen nicht mehr auffinden. Bei weiblichen Versuchspersonen ergeben sich keine Änderungen hinsichtlich der Bedeutung kindlicher Computerspielnutzung: Weiterhin korreliert diese negativ mit Konzentrationsleistung und Lernleistung im Erwachsenenalter.

In gleicher Weise wie für die Computerspielnutzungsbiographie wurden auch für die Analysen zur Fernsehnutzungsbiographie kulturelles Kapital im Elternhaus sowie Primärsozialisation kontrolliert und die Auswertungen nach Geschlecht gruppiert (vgl. Tabelle 34). Wie bereits in den bivariaten Korrelationsanalysen zu beobachten, ergeben sich hinsichtlich der Fernsehnutzungsbiographie nur in geringem Maße statistisch bedeutsame Zusammenhänge mit den Leistungsparametern. Die bei männlichen Versuchspersonen festgestellten negativen Korrelation zwischen Fernsehnutzung in Vorschulalter und Kindheit und verbaler Intelligenz im Erwachsenenalter bleiben dabei jedoch auch unter Kontrolle der beiden Hintergrundvariablen bestehen. Die bei weiblichen Versuchspersonen beobachteten negativen Korrelationen der Fernsehnutzung in Kindheit und Jugend mit Konzentrationsleistung zum ersten Messzeitpunkt werden hingegen nicht mehr statistisch signifikant. Zusammenhänge von Lern- und Gedächtnisleistungsvariablen und Fernsehnutzungsbiographie sind für beide Geschlechter auch weiterhin nicht festzustellen.

flusst haben könnten (vgl. Kapitel 1.3.2). Diese wird deshalb in diese Analysen als abhängige Variable einbezogen. Eine Berücksichtigung dieser Variable als Kontrollvariable wäre insbesondere dann sinnvoll, wenn hierzu frühere Daten aus der Kindheit oder Jugend zur Verfügung stehen (wie z. B. in Längsschnittdesigns), was mit dem vorliegenden Datensatz jedoch nicht geleistet werden kann.

Tabelle 34. Partialkorrelationen zwischen Fernsehnutzungsbiographie und kognitiven Leistungsindikatoren nach Geschlecht unter Kontrolle von kulturellem Kapital im Elternhaus und Primärsozialisation (n = 346)

	IQ	K(t ₁)	R(t ₁)	V(t ₁)	LT(t ₄)	LT(t ₅)	LT(t ₆)
Männliche VP (n = 173)							
Fernsehen Vorschulalter	-.19*	.01	-.09	-.08	-.11	-.11	-.09
Fernsehen Kindheit	-.17*	.02	-.04	-.11	-.07	-.07	-.03
Fernsehen Jugend	-.11	-.02	.05	-.08	-.02	-.02	-.05
Weibliche VP (n = 173)							
Fernsehen Vorschulalter	.13	.13	.06	.02	-.02	.00	.06
Fernsehen Kindheit	.01	-.10	.08	-.03	-.05	.03	.04
Fernsehen Jugend	-.01	-.12	.00	-.08	-.07	-.01	-.03

Anmerkung. Listenweiser Fallausschluss. IQ = Verbale Intelligenz (Untertest Wortanalogien des I-S-T 2000 R), Standardwert; K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe; LT = Fremdsprachenlerntest (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. * $p < .05$, ** $p < .01$

2.2.5.2 Mediengewaltnutzung und kognitive Leistungen im Erwachsenenalter

Während im vorangegangenen Abschnitt Zusammenhänge zwischen der Mediennutzungsbiographie und kognitiven Leistungsparametern im Erwachsenenalter analysiert wurden, werden in diesem Kapitel Zusammenhänge zwischen aktuellen Mediennutzungsparametern der Versuchspersonen und ihrer kognitiven Leistungsfähigkeit untersucht. Die Analysen konzentrieren sich dabei auf die Fernseh- und Computerspielnutzungszeit sowie die differenzielle Bedeutung gewalthaltiger und gewaltneutraler Angebote, die im Zeitraum der letzten sechs Monate genutzt wurden. Hierfür wurden die in Kapitel 2.1.6.4 beschriebenen Maße Medienzeit und Gewaltanteil verwendet, und hier zum einen der auf diesen Maßen basierende habituelle Gewaltmedienexpositionsindex verwendet, zum anderen jedoch die Nutzung von gewaltiger und gewaltneutraler Medienzeit separat für Computerspiele und Filme ermittelt.⁹⁷ Als Ausgangsbasis wurden wiederum zunächst bivariate Korrelationen zwischen den einbezogenen Variablen berechnet (vgl. Tabelle 35).

97 Die Ermittlung von Gesamtmedienzeit, neutraler Medienzeit und gewalthaltiger Medienzeit (habitueLLer Gewaltmedienexposition) folgte dabei hinsichtlich des einzelnen Mediums (Fernsehen oder Computerspiele) dem in Kapitel 2.1.6.4 bereits beschriebenen Vorgehen.

Tabelle 35. Bivariate Korrelationen zwischen aktuellen Mediennutzungsparametern und kognitiven Leistungsindikatoren nach Geschlecht ohne Kontrolle weiterer Variablen (alle Versuchspersonen)

	K(t1)	R(t1)	V(t1)	LT(t4)	LT(t5)	LT(t6)
männlich						
Medienzeit gesamt	.00	.01	-.13	-.02	-.02	-.08
Medienzeit neutral	.22**	.01	.06	.18*	.18*	.17*
Medienzeit gewalthaltig	-.14	.00	-.20**	-.14	-.15*	-.20**
Spielzeit gesamt	.03	.00	-.14	-.03	-.04	-.06
Spielzeit neutral	.18*	-.02	-.02	.08	.06	.08
Spielzeit gewalthaltig	-.06	.01	-.17*	-.08	-.08	-.12
Fernsehzeit gesamt	-.03	.01	-.05	.00	.01	-.05
Fernsehzeit neutral	.17*	.03	.11	.20**	.21**	.17*
Fernsehzeit gewalthaltig	-.16*	-.01	-.14	-.14	-.15*	-.19*
weiblich						
Medienzeit gesamt	-.10	.04	.00	.03	.01	.00
Medienzeit neutral	.05	.14	.09	.16*	.14	.12
Medienzeit gewalthaltig	-.19*	-.10	-.11	-.14	-.14	-.13
Spielzeit gesamt	-.05	.03	.06	.19**	.17*	.14
Spielzeit neutral	.01	.02	.10	.28**	.25**	.21**
Spielzeit gewalthaltig	-.12	.01	-.03	-.03	-.03	-.03
Fernsehzeit gesamt	-.09	.03	-.04	-.09	-.09	-.09
Fernsehzeit neutral	.05	.15*	.06	.04	.03	.03
Fernsehzeit gewalthaltig	-.16*	-.13	-.12	-.15*	-.15*	-.14

Anmerkung. Paarweiser Fallausschluss. K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Be-

Am Beispiel des Fernsehens: 15 Stunden in der Woche fernsehen (Fernsehzeit gesamt), 40 % unter 16 Jahren eingestuft = 6 Stunden Fernsehzeit neutral. 60 % ab 16 Jahren oder höher eingestuft = 9 Stunden Fernsehzeit gewalthaltig.

griffe; LT = Fremdsprachenlernstest (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. * $p < .05$, ** $p < .01$

Die Befunde dieser ersten Zusammenhangsanalysen können wie folgt zusammengefasst werden: Wird Computerspielzeit und Fernsehzeit unabhängig von den genutzten Inhalten betrachtet, ergeben sich kaum statistisch bedeutsamen Zusammenhänge mit den untersuchten kognitiven Leistungsparametern. Nur bei weiblichen Versuchspersonen zeigen sich in Hinblick auf die allgemeine Computerspielzeit positive Korrelationen zum Lernleistungstest (t_4 , t_5).

Werden nur die Zeiten betrachtet, die für die Nutzung gewalthaltiger Angebote aufgewendet werden, zeigt sich hingegen eine Vielzahl von signifikanten Zusammenhängen, die ausnahmslos negativ ausfallen: Bei Männern ist die Nutzung gewalthaltiger Computerspiele mit geringerer verbaler Gedächtnisleistung verknüpft, die Nutzung von Fernsehgewalt mit geringerer Lernleistung (t_5 , t_6) und geringerer Konzentrationsleistung. Bei Frauen ergeben sich ausschließlich in Hinblick auf Fernsehgewalt negative Zusammenhänge mit kognitiver Leistungsfähigkeit, indem eine erhöhte Nutzung mit geringerer Konzentrationsleistung und Lernleistung (t_4 , t_5) einhergeht.

Vollkommen anders stellen sich die Zusammenhänge dar, wenn gewaltneutrale Medienzeit betrachtet wird: Gewaltneutrale Computerspiel- und Fernsehzeit steht bei Männern mit erhöhter Konzentrationsleistung und gewaltneutrale Fernsehzeit zusätzlich mit erhöhter Lernleistung in Zusammenhang. Bei Frauen steht die gewaltneutrale Computerspielzeit mit besserer Lernleistung und gewaltneutrale Fernsehzeit mit besserer räumlich-visueller Gedächtnisleistung in Zusammenhang.

Auch bei einer Betrachtung aktueller Mediennutzungsparameter sollten jedoch weitere Parameter kontrolliert werden. Hier ist insbesondere das aktuelle Grundleistungsniveau der Versuchspersonen zu nennen, womit sich eine Kontrolle der verbalen Intelligenz der Versuchspersonen anbietet (vgl. Kapitel 2.1.5). Auf diese Weise können allgemeine Leistungsunterschiede zwischen den Versuchspersonen angeglichen werden und damit der Zusammenhang zwischen aktuellen Mediennutzungsgewohnheiten und kognitiver Leistungsfähigkeit untersucht werden, nachdem intelligenzbedingte Einflüsse auf die Leistungsfähigkeit herauspartialisiert wurden. Weiterhin wird auch aggressionsnahen Konstrukten in der Medienwirkungsforschung zu gewalthaltigen Medien eine große Bedeutung zugesprochen. So konnte gezeigt werden, dass Zusammenhänge zwischen Gewaltmedipräferenz und Aggressivität bestehen, indem aggressivere Personen sich eher gewalthaltigen Medien zuwenden und die Nutzung gewalthaltiger Medien zu einer aggressiveren Persönlichkeitsstruktur beitragen kann (vgl. Kapitel 1.3.3). Auf Basis dieser Annahme postuliert die Aggressionshypothese, dass Gewaltmediennutzung über erhöhte Aggressivität und impulsiveres Verhalten die Partizipation an Lernprozessen beeinträchtigt (vgl. Kapitel 1.2.3). Um derartige mögliche Wirkzu-

sammenhänge zu kontrollieren und damit den Zusammenhang von Gewaltmediennutzung und kognitiver Leistungsfähigkeit besser isolieren zu können wurde die Trait-Komponente des *State-Trait-Ärgerausdrucks-Inventar (STAXI)* eingesetzt (Schwenkmezger, et al., 1992). Hinsichtlich Ärger und Aggressivität handelt es sich um verwandte Konstrukte, die miteinander korrelieren, wobei Ärger eher ein emotionspsychologisches Konzept widerspiegelt und Aggressivität insgesamt stärker verhaltensorientiert ist (Schwenkmezger, et al., 1992, S. 10). Für die vorliegenden Analysen erschien eine emotionspsychologische Orientierung besonders sinnvoll, da angenommen werden kann, dass gerade die Neigung zu unkontrollierbarem Ärgeraffekt die Fähigkeit zur Partizipation an Leistungskontexten negativ beeinflussen könnte. Die Trait-Komponente des STAXI besteht aus zehn unipolaren Dispositionsitems im vierstufigen Antwortformat (vgl. Tabelle 36). Von den N = 365 Versuchspersonen haben 363 Personen alle Items beantwortet. Die Konsistenz der Skala kann mit $\alpha = .78$ als akzeptabel bewertet werden.

Tabelle 36. Trait-Komponente des Ärger-Ausdrucksinventar (n = 363)

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>α</i>
Ich werde schnell ärgerlich	1.97	.72	.70	.78
Ich rege mich leicht auf	2.15	.76	.65	
Ich bin ein Hitzkopf	1.70	.81	.56	
Es macht mich zornig, wenn ich von anderen kritisiert werde	1.91	.72	.58	
Ich bin aufgebracht, wenn ich etwas gut mache und ich schlecht beurteilt werde	2.77	.81	.58	
Wenn ich etwas vergeblich mache, werde ich böse	2.20	.78	.55	
Ich koche innerlich, wenn ich unter Druck gesetzt werde	1.80	.88	.56	
Wenn ich gereizt werde, könnte ich losschlagen	1.39	.70	.59	
Wenn ich wütend werde, sage ich hässliche Dinge	1.99	.89	.61	
Es ärgert mich, wenn ausgerechnet ich korrigiert werde	1.74	.78	.48	

Anmerkung. Skalenwerte von 1 bis 4.

In Tabelle 37 sind die Korrelationen zwischen aktuellen Mediennutzungsparametern und kognitiver Leistungsfähigkeit unter Kontrolle von Intelligenz und Trait-Aggressivität aufgeführt. Es zeigt sich, dass eine Vielzahl der bivariat aufgefundenen Zusammenhänge nach Kontrolle von Intelligenz und Trait-Ärgeraffekt ihre Bedeutsamkeit verlieren. Bei Männern zeigt sich, dass nur die mit gewaltneutralen Spielen verbrachte Zeit positiv mit Konzentrationsleistung korreliert und auch eine weitere signifikant positive Korrelation zwischen gewaltneutraler Fern-

sehnutzung und Lernleistung (t_5) stabil bleibt. Weiterhin zeigt sich bei Männern ein negativer Zusammenhang von Gewaltspielnutzung und verbaler Gedächtnisleistung (t_1). Bei den Frauen ergeben sich positive Korrelationen zwischen der Computerspielnutzung und Lernleistung, die wiederum ausschließlich auf die mit gewaltneutralen Spielen verbrachte Zeit zurückgeführt werden können. Die Befunde sind damit insoweit von den bivariaten Korrelationen abweichend, dass sich bis auf den bei Männern aufzufindenden Zusammenhang mit verbaler Gedächtnisleistung keine signifikant negativen Korrelationen mit Gewaltmediennutzung ergeben. Übereinstimmend mit den bivariaten Korrelationen zeigt sich jedoch, dass positive Zusammenhänge zwischen Kognition und Mediennutzung ausschließlich für gewaltneutrale Mediennutzung postuliert werden können. Gewaltmediennutzung steht, auch nach Kontrolle von Intelligenz und Trait-Ärgeraffekt, weiterhin nicht mit positiven Leistungen in Zusammenhang. Damit spiegeln auch diese Daten die unterschiedliche Bedeutung wieder, die gewaltneutrale und gewalthalte Medienangebote und damit die Inhalte der Mediennutzung für kognitive Leistungen einnehmen. Dabei sind kausale Wirkschlüsse auch auf Basis von Partialkorrelationen selbstverständlich nicht zulässig.

Tabelle 37. Partialkorrelationen zwischen aktuellen Mediennutzungsparametern und kognitiven Leistungsindikatoren nach Geschlecht unter Kontrolle von verbaler Intelligenz und Trait-Aggressivität (männlich: $n = 180$, weiblich $n = 172$)

	K(t_1)	R(t_1)	V(t_1)	LT(t_4)	LT(t_5)	LT(t_6)
männlich ($n = 180$)						
Medienzeit gesamt	.02	.02	-.11	.01	.01	-.05
Medienzeit neutral	.18*	-.04	.01	.11	.11	.10
Medienzeit gewalthaltig	-.09	.05	-.14	-.07	-.07	-.13
Spielzeit gesamt	.04	.01	-.15*	-.02	-.03	-.06
Spielzeit neutral	.16*	-.04	-.07	.02	.00	.03
Spielzeit gewalthaltig	-.04	.04	-.15*	-.04	-.04	-.09
Fernsehzeit gesamt	-.01	.02	-.01	.03	.04	-.01
Fernsehzeit neutral	.13	-.02	.07	.14	.16*	.12
Fernsehzeit gewalthaltig	-.11	.04	-.07	-.07	-.07	-.11

	K(t1)	R(t1)	V(t1)	LT(t4)	LT(t5)	LT(t6)
weiblich (n = 172)						
Medienzeit gesamt	-.09	.06	.03	.09	.07	.06
Medienzeit neutral	.01	.12	.08	.16*	.13	.11
Medienzeit gewalthaltig	-.12	-.05	-.05	-.05	-.05	-.04
Spielzeit gesamt	-.10	.03	.04	.20**	.17*	.14
Spielzeit neutral	-.04	.01	.06	.27**	.24**	.20*
Spielzeit gewalthaltig	-.11	.03	.00	.00	.00	-.00
Fernsehzeit gesamt	-.04	.06	.01	-.02	-.03	-.02
Fernsehzeit neutral	.04	.14	.06	.04	.02	.02
Fernsehzeit gewalthaltig	-.09	-.08	-.06	-.06	-.06	-.05

Anmerkung. Listenweiser Fallausschluss. Kontrollvariable Verbale Intelligenz (Untertest Wortanalogien des I-S-T 2000 R), Standardwert; Kontrollvariable Trait-Aggressivität (STAXI); K = Konzentrationsleistung (KLT-R), Anzahl korrekt bearbeiteter Aufgaben, R = räumlich-visuelle Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Straßenverbindungen; V = verbale Gedächtnisleistung (VVM), Anzahl korrekt reproduzierter Namen, Zahlen und Begriffe; LT = Fremdsprachenlernstest (*WERNICKO*), Anzahl korrekt beurteilter Wort-Bild-Kopplungen. GME = Gewaltmedienexposition in den letzten 6 Monaten.

* $p < .05$, ** $p < .01$

2.3 Diskussion

In dieser Arbeit wurde in Anknüpfung an zwei bekannte kognitive Interferenzhypothesen die Frage untersucht, ob gewalthaltige Medien Gedächtnisfunktionen über die kurzfristige Vermittlung von Distress negativ beeinflussen können. Dabei wurden Fragestellungen untersucht, die sowohl emotionale als auch kognitive Wirkungen der Medienrezeption umfassen:

- 1. Welche Faktoren tragen dazu bei, dass bei der Rezeption gewalthaltiger Medien in besonderem Maße Distress erlebt wird?**
- 2. Welchen Einfluss hat die Rezeption von gewalthaltigen Bildschirmmedien auf die Konsolidierung von Lerninhalten?**
- 3. Welchen Einfluss hat die Rezeption von gewalthaltigen Bildschirmmedien auf die Arbeitsgedächtnisleistung?**
- 4. Inwieweit weisen gewalthaltige Computerspiele und gewalthaltige Filme hinsichtlich des emotionalen und kognitiven Wirkpotentials eine differenzielle Bedeutung auf?**

2.3.1 Diskussion des emotionalen Wirkpotentials gewalthaltiger Bildschirmmedien

Die Überprüfung der emotionalen Wirkhypothesen ergab, dass die Versuchspersonen erwartungskonform mit höherem Distress auf die gewalthaltigen Medien als auf die gewaltneutralen Angebote reagierten. Dieser Befund steht in Übereinstimmung mit nahezu allen anderen zu diesem Gegenstandsbereich veröffentlichten empirischen Untersuchungen (vgl. Kapitel 1.3.3.1). So konnten in einer Vielzahl von Experimenten erhöhte kardiovaskuläre Reaktionen, catecholamine Stressreaktionen und ein subjektiv erhöhtes Distresserleben in Folge der Nutzung gewalthaltiger gegenüber gewaltneutraler Computerspiele ermittelt werden (vgl. Tabelle 3). Der weit überwiegende Teil dieser Studien wurde mit erwachsenen Versuchspersonen durchgeführt, die hinsichtlich ihres Alters mit der vorliegenden Untersuchungsstichprobe vergleichbar sind. Damit kann mit den vorliegenden Daten die grundsätzliche Annahme bestätigt werden, dass die Nutzung gewalthaltiger Medien auch über das Kindes- und Jugendalter hinaus Distresserleben auslösen kann. Hierin bestätigt sich die Vermutung, dass Arousalwirkungen von gewalthaltigen Spielen nicht ausschließlich als valenzneutrale Erregungssteigerung zu interpretieren sind, sondern auch ein negatives Gefühlserleben auf Seiten des Rezipienten kennzeichnen können.

Die Befunde weisen hierbei jedoch auf ein moderates Distresserleben der meisten Versuchsteilnehmer hin, indem der Gesamtskalenwert in den gewalthaltigen