

## C Öffentlicher Raum

### C.1 Internetnutzung von Schüler:innen. Skalen zur Erfassung von digitalen Süchten.

Research

Thomas Schöftner<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Private Pädagogische Hochschule der Diözese Linz,  
Institut Medienbildung, Institut Forschung & Entwicklung

#### 1 Einleitung

Problematische Nutzung von digitalen Medien (z.B. Onlinespiele, Social Media, aber auch Internetaktivitäten im Allgemeinen) hat in den letzten Jahren verstärkte Aufmerksamkeit in Wissenschaft und Öffentlichkeit gleichermaßen erfahren und stellt ein verhältnismäßig neues Themenfeld im Bereich der Verhaltenssüchte dar. So gaben z.B. im Wiener Suchtmonitoring aus dem Jahr 2017 acht Prozent der Befragten ( $N=600$ ) an, dass sie die Gefahr sehen, selbst einmal „internet-/handysüchtig“ zu werden, und ein Viertel der Befragten sieht diese Gefahr bei Angehörigen. Beide Werte sind etwa gleich hoch wie jene für Alkohol und deutlich höher als jene für illegale Substanzen (IFES, 2017).

Unter dem Begriff „digitale Süchte“ lassen sich sowohl in der Literatur als auch in der empirischen Forschung drei unterschiedliche Schwerpunkte erkennen:

1. die Untersuchung von Suchtverhalten in Bezug auf die Internetnutzung im Allgemeinen,
2. hinsichtlich der Nutzung von Computerspielen, wobei dieser Diskurs teilweise auf Online-Spiele eingeschränkt wird, und
3. vor dem Hintergrund der Nutzung von Sozialen Netzwerken (Strizek & Puhm, 2018, S. 1).

Instrumente zur Messung sind z.T. sehr umfangreich (Barke, Nyenuis, & Kröner-Herwig, 2014; Bischof, Bischof, Besser, & Rumpf, 2016; Demetrovics et al., 2012; Hahn, Jerusalem, & Meixner-Dahle, 2016; Mak et al., 2014 und Marmet, Notari, & Gmel, 2015). Mangels konsolidierter Literatur einerseits und lediglich punktuell vorhandener repräsentativer Datenlage zur tatsächlichen Prävalenz der problematischen Nutzung von unterschiedlichen Anwendungen andererseits (speziell in Österreich) (Strizek & Puhm, 2018, S.III) widmet sich die vorliegende Studie der Frage, wie die Internetnutzung, Nutzung von Online-Spielen und Social Media von Schüler:innen betrachtet, eingeschätzt und wahrgenommen wird.

Dazu wurde zunächst eine Suche nach Fachliteratur durchgeführt, um relevante Skalen zu identifizieren. Auf Basis der Literaturrecherche wurden Skalen zur Messung der Internetnutzung im Allgemeinen (*Compulsive Internet Use Scale*, folgend *CIUS* genannt) (Gmel, 2017), zur Nutzung von Online-Spielen (*Problem Online Gaming Questionnaire Short Form*, folgend *POGQSF* genannt) (Pápay et al., 2013) sowie zur Nutzung von Sozialen Medien als ein Anwendungsgebiet von Social Media (*Bergen Social Networking Addiction Scale*, folgend *BSNAS* genannt) (Andreassen, 2015) ausgewählt. Die Auswahl folgte dabei der Prämisse, je eine Skala zu verwenden und entspricht der Auffassung, dass die problematische Nutzung unterschiedlicher Online-Anwendungen divergierende Phänomene darstellt und daher auch diversifiziert werden sollte (Király et al., 2014).

## 2 Forschungsfragen

Das Kompetenzzentrum Sucht an der GÖG (Gesundheit Österreich GmbH) hat sich im Rahmen von zwei literaturgestützten Studien mit dem Phänomen der suchtartigen Nutzung von digitalen Spielen sowie der dysfunktionalen Nutzung von sozialen Netzwerkseiten beschäftigt (Strizek & Puhm, 2017). Inwieweit sich diese wie auch die Forschungsbefunde von Andreassen (2015), Gmel (2017), Pápay et al. (2013) und Strizek & Puhm (2017) auf die Situation an österreichischen Schulen in der Sekundarstufe 1 übertragen lassen, ist bislang ungeklärt, da allenfalls Indizien dafür existieren. Vor dem Hintergrund dieser Forschungsdesiderate ist es das Ziel der vorliegenden Studie zu untersuchen, ob es Unterschiede zwischen den Geschlechtern (vornehmlich männlich – weiblich) und in weiterer Folge zwischen den einzelnen Schul- bzw. Jahrgangsstufen hinsichtlich der Konstrukte *CIUS*, *POGQSF* und *BSNAS* gibt. Zu diesem Zweck werden t-Tests bzw. einfaktorielles ANOVAs berechnet.

## 3 Forschungsmethodik und Feldzugang

Die quantitative Befragung wurde in einem selbstselektierten Sample durchgeführt. Die Erhebung der Daten wurde klassenweise an den beteiligten Schulen via Link durchgeführt. Die am Projekt beteiligten Schüler:innen wurden darauf aufmerksam gemacht, dass die Teilnahme freiwillig und anonym ist.

### 3.1 Kontext der Untersuchung

Die empirische Erhebung wurde mithilfe einer punktuell eingesetzten Online-Befragung mithilfe von Microsoft Forms® durchgeführt. Die Entscheidung zur Durchführung in digitaler Form wurde aufgrund der Annahme einer technischen Versiertheit und Sachkenntnis der Teilnehmer:innen bzw. der zu diesem Zeitpunkt geltenden „Corona-Bestimmungen“ an österr. Schulen getroffen. Dafür wurde ein Fragebogen entwickelt, der sich aus Likert-Ratingskalen (Tab.2) und vorgegebenen Antwortmöglichkeiten zusammensetzt. Durch die Wahl einer geraden Ratingskala wird lt. Bortz & Döring (2009, S.184) garantiert, dass sich die Teilnehmer:innen für eine tendenzielle Richtung entscheiden müssen. Somit kann eine möglich auftretende Tendenz zur Mittelkategorie ausgeschlossen werden.

### 3.2 Stichprobe und Studiendesign

Die finale Stichprobe umfasst  $n=895$  Schüler:innen (48.6% männlich, 50.5% weiblich, 0.8% divers, 0.1% wollten keine Angabe machen) mit einem Durchschnittsalter von  $M=12.02$  Jahren ( $SD=1.24$ ,  $Md=12.00$ ) von sieben österr. Mittelschulen (Tabelle 1). Die Befragung war vom 21. Dezember 2021 bis 20. Januar 2022 online.

**Tabelle 1: Darstellung der Stichprobe**

Schulstufe	n	Alter in Jahren (M, SD)	Geschlecht (m/w/d)
5	215	10.51 (.60)	94 / 120 / 1
6	231	11.57 (.58)	119 / 111 / 1
7	254	12.58 (.64)	127 / 124 / 2
8	193	13.50 (.64)	95 / 95 / 3
keine Angabe	2	11.00 (.00)	0 / 2 / 0

Anmerkungen:  $M$ =Mittelwert,  $SD$ =Standardabweichung,  $m$ =männlich,  $w$ =weiblich,  $d$ =divers

### 3.3 Erhebungsinstrument

Der Fragebogen setzt sich im Wesentlichen aus den ausgewählten Konstrukten, *CIUS* (Gmel, 2017 und Strizek & Puhm, 2018, S. 7), *POGQSF* (Pápay et al., 2013 und Strizek & Puhm, 2018, S.9) und *BSNAS* (Andreassen, 2015 und Strizek & Puhm, 2018, S.10) zusammen, die den Stimulus für die Befragten darstellen. Ferner werden auch demografische Daten wie Alter, Geschlecht, Schulstufe und Schule abgefragt. Tabelle 2 fasst Aufbau, Skalen, Auswertungsmethodik sowie Interpretationsmöglichkeiten der Konstrukte zusammen.

**Tabelle 2: Aufbau, Skala, Auswertung und Interpretation der Konstrukte**

Konstrukt	Anzahl Items	Skala	Auswertung	Interpretation „Cut-off“-Werte
<i>CIUS</i>	8	nie (0), selten (1), manchmal (2), häufig (3), sehr häufig (4), weiß nicht (0)	Addition aller Punkte aus den Einzelitems	0 bis 11 Punkte = unproblematische Nutzung 12 bis 15 Punkte = symptomatische Nutzung 16 bis 32 Punkte = problematische Nutzung
<i>POGQSF</i>	12	nie (0), selten (1), manchmal (2), häufig (3), sehr häufig (4), weiß nicht (0)	Addition aller Punkte aus den Einzelitems	0 bis 31 Punkte = unproblematische Nutzung 32 bis 48 Punkte = problematische Nutzung

<i>BSNAS</i>	6	nie (0), selten (1), manchmal (2), oft (3), sehr oft (4), weiß nicht (0)	Addition aller Punkte aus den Einzelitems	0 bis 18 Punkte = unproblematische Nutzung 19 bis 24 Punkte = problematische Nutzung
--------------	---	---	---	---

Um die interne Konsistenz zu bestimmen, wurde Cronbach's berechnet (Tabelle 3). Nach Field (2009, S.675) liegen für das verwendete Instrumentarium und den enthaltenen eindimensionalen Konstrukten gute interne Konsistenzen vor, wenn der Autor einen Wert um .7 (.64 bis .84) für Cronbach's empfiehlt.

**Tabelle 3: Konstrukte und Reliabilitätswerte**

Konstrukt	Anzahl Items	Cronbach's
Compulsive Internet Use Scale ( <i>CIUS</i> )	8	.77
Problematic Online Gaming Questionnaire Short Form ( <i>POGQSF</i> )	12	.85
Bergen Social Networking Addiction Scale ( <i>BSNAS</i> )	6	.76

## 4 Ergebnisse

Auswertungen und statistische Analysen wurden mithilfe von SPSS (Version 28.0.1.1, [www.ibm.com/spss](http://www.ibm.com/spss)) der Firma IBM durchgeführt. In einem ersten Schritt wurden die drei Konstrukte *CIUS*, *POGQSF* und *BSNAS* mithilfe von t-Tests für unabhängige Stichproben untersucht, ob Unterschiede zwischen Schülerinnen und Schülern bestehen, um so die erste Forschungsfrage überprüfen zu können. Die Angabe „divers“ bei Geschlecht wurde in den Analysen nicht berücksichtigt, da diese lediglich 7 Fälle darstellen (Tabelle 4).

**Tabelle 4: Übersicht t-Test für unabhängige Stichproben | *CIUS*, *POGQSF* und *BSNAS***

Konstrukt	n	M	SD	p-Wert (zweiseitig)	Effektstärke Cohen's d
<i>CIUS</i>	nm=435 nw=452	Mm=11.33 Mw=10.84	SDm=5.51 SDw=5.89	.20	d=.1
<i>POGQSF</i>	nm=435 nw=452	Mm=13.74 Mw=10.12	SDm=7.87 SDw=7.11	<.001	d=.5
<i>BSNAS</i>	nm=434 nw=452	Mm=5.72 Mw=7.30	SDm=4.45 SDw=5.03	<.001	d=-.3

Anmerkungen: M=Mittelwert, SD=Standardabweichung, m=männlich, w=weiblich

Ein t-Test für unabhängige Stichproben, um die Gesamtscores der *CIUS* von Schülern mit Schülerinnen zu vergleichen, ergab keinen statistisch signifikanten Unterschied in den Gesamtwerten für Schüler ( $M=11.33$ ,  $SD=5.51$ ) und Schülerinnen ( $M=10.84$ ,  $SD=5.89$ ;  $t(885)=1.28$ ,  $p=.20$ , zweiseitig). Der Unterschied in den Mittelwerten ( $.49$ ,  $95\%-CI[-.26, 1.24]$ ) war de facto nicht vorhanden (Cohen's  $d=.09$ ) (Cohen, 1988, S.284ff.).

Hinsichtlich des Konstrukts *POGQSF* weisen Schüler ( $M=13.75$ ,  $SD=7.87$ ) hoch signifikant höhere Werte als Schülerinnen ( $M=10.12$ ,  $SD=7.11$ ;  $t(885)=7.21$ ,  $p<.001$ , zweiseitig) auf. Unterschiede in den Mittelwerten ( $3.63$ ,  $95\%-CI[2.64, 4.62]$ ) entsprechen mit Cohen's  $d=.5$  einer moderaten Effektstärke (Cohen, 1988, S.284ff.).

Der t-Test für das Konstrukt *BSNAS* zeigt, dass Mittelwerte von Schülern ( $M=5.72$ ,  $SD=4.45$ ) hoch signifikant niedriger im Vergleich zu ihren weiblichen Mitschülerinnen ( $M=7.30$ ,  $SD=5.03$ ;  $t(878.27)=-4.94$ ,  $p<.001$ , zweiseitig) ausfallen. Der Unterschied in den Mittelwerten ( $-1.57$ ,  $95\%-CI[2.20, -.95]$ ), mit Cohen's  $d$  berechnet (Cohen, 1988, S.284ff.), entspricht mit  $d=.3$  einem kleinen Effekt.

Die zweite Forschungsfrage untersucht die Facetten der eingesetzten Konstrukte vor dem Hintergrund der unterschiedlichen Schul- bzw. Jahrgangsstufen. Die deskriptiven Daten und statistischen Analysen sind in Tabelle 5 und 6 dargestellt. Field (2009, S. 134) folgert aus dem zentralen Grenzwertsatz (central limit theorem), dass bei größeren Stichproben (ab 30 Teilnehmer:innen) die Normalverteilung der Stichprobenverteilung im Prinzip als gegeben betrachtet werden kann und daher nicht explizit ausgewiesen werden muss. Demzufolge kann für jede Gruppe Normalverteilung der Daten angenommen werden. Ferner ist, gemäß dem Levene-Test ( $p>.05$ ), Homoskedastizität gegeben.

**Tabelle 5: Deskriptive Kennwerte | einfaktorielles ANOVAs**

Konstrukt/ Schulstufe	<i>CIUS</i>	<i>POGQSF</i>	<i>BSNAS</i>
Schulstufe 5	n=215 M=8.60 SD=5.33	n=215 M=10.48 SD=7.64	n=214 M=4.10 SD=3.81
Schulstufe 6	n=231 M=10.74 SD=5.58	n=231 M=12.38 SD=7.78	n=231 M=6.34 SD=4.65
Schulstufe 7	n=254 M=11.91 SD=5.15	n=254 M=12.37 SD=7.94	n=254 M=7.49 SD=4.81
Schulstufe 8	n=193 M=13.20 SD=5.96	n=193 M=12.15 SD=7.30	n=193 M=8.25 SD=4.95

*n*=Fallzahl, *M*=Mittelwert, *SD*=Standardabweichung

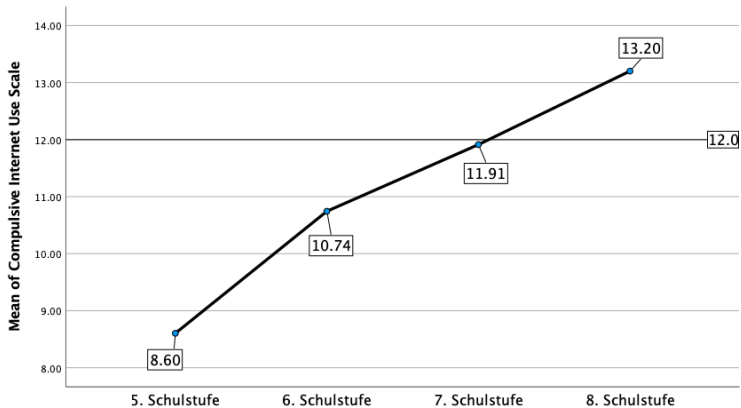
**Tabelle 6: F-Werte, p-Werte und Effektstärken | einfaktorielles ANOVAs**

Konstrukt	F	p	$\eta$
CIUS	26.450	<.001	.08
POGQSF	3.099	.026	.01
BSNAS	33.052	<.001	.10

F=F-Wert, p=p-Wert,  $\eta_p^2$ =partielles Eta-Quadrat

Im Hinblick auf das Konstrukt *CIUS* zeigt sich ein statistisch hoch signifikanter Unterschied zwischen den Schulstufen ( $F(3,889)=26.45$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.08$ ). Die Effektstärke des Haupteffektes ist als moderat einzuschätzen (Cohen, 1988, S.284ff.). Post-hoc durchgeführte Vergleiche (mithilfe des Tukey-HSD-Tests) zeigen folgende statistisch signifikante Unterschiede:

- Schüler:innen der 5. Schulstufe (M=8.60, SD=5.33) weisen hoch signifikant ( $p<.001$ ) niedrigere Werte im Vergleich zu Schüler:innen der 6. Schulstufe (M=10.74, SD=5.58), der 7. Schulstufe (M=11.91, SD=5.15) sowie der 8. Schulstufe (M=13.20, SD=5.96) auf,
- Schüler:innen der 6. Schulstufe (M=10.74, SD=5.58) weisen hoch signifikant ( $p<.001$ ) niedrigere *CIUS*-Werte als Schüler:innen der 8. Schulstufe (M=13.20, SD=5.96) auf.



**Abbildung 1: Mittelwertdiagramm *CIUS* | nach Schulstufen**

In Bezug auf das Konstrukt *POGQSF* zeigt sich ein statistisch signifikanter Unterschied zwischen den Schulstufen ( $F(3,889)=3.099$ ,  $p=.026$ ,  $\eta_p^2=.01$ ). Die Stärke des Haupteffektes ist als klein zu beurteilen (Cohen, 1988, S.284ff.). Mittels Post-hoc Tests wird deutlich, dass sich nicht alle Jahrgangsstufen voneinander unterscheiden. Post-hoc durchgeführte Vergleiche (Tukey-HSD) zeigen, dass Schüler:innen der 5. Schulstufe ( $M=10.48$ ,  $SD=7.64$ ) signifikant niedrigere Werte im Vergleich zu Schüler:innen der 6. Schulstufe ( $M=12.38$ ,  $SD=7.78$ ,  $p=.047$ ) und 7. Schulstufe ( $M=12.37$ ,  $SD=7.94$ ,  $p=.042$ ) aufweisen. Die restlichen Vergleiche liefern keine signifikanten Unterschiede.

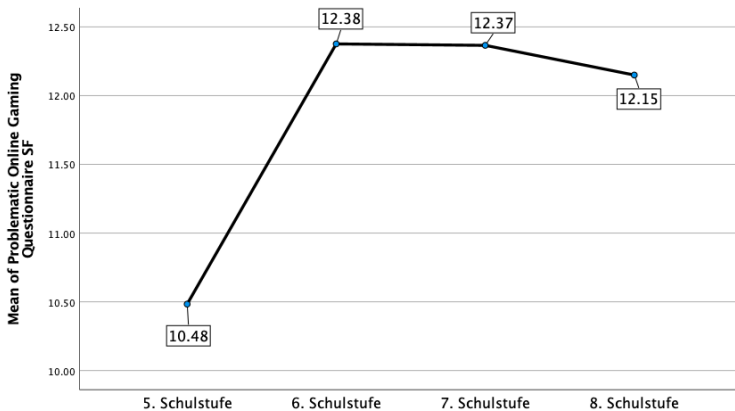


Abbildung 2: Mittelwertsdiagramm *POGQSF* | nach Schulstufen

Die Ergebnisse einer einfaktoriellem ANOVA zeigen schließlich (unter Kontrolle der *BSNAS*) einen statistisch hoch signifikanten Unterschied zwischen den Schulstufen:  $F(3,888)=33.052$ ,  $p<.001$ . Die Effektgröße beträgt  $\eta_p^2=.10$ , was lt. Cohen (1988, S.284ff.) einem moderaten Haupteffekt entspricht. Post-hoc Tests (Tukey-HSD) zeigen folgende Unterschiede:

- Schüler:innen von Schulstufe 5 ( $M=4.10$ ,  $SD=3.81$ ) weisen hoch signifikant ( $p<.001$ ) niedrigere Werte als Schüler:innen von Schulstufe 6 ( $M=6.34$ ,  $SD=4.45$ ), Schulstufe 7 ( $M=7.49$ ,  $SD=4.81$ ) sowie Schulstufe 8 ( $M=8.25$ ,  $SD=4.95$ ) auf,
- Schulstufe 6 ( $M=6.34$ ,  $SD=4.45$ ) weist signifikant niedrigere Werte im Vergleich zu Schulstufe 7 ( $M=7.49$ ,  $SD=4.81$ ,  $p=.03$ ) sowie hoch signifikant niedrigere Werte als Schulstufe 8 ( $M=8.25$ ,  $SD=4.95$ ,  $p<.011$ ) auf.

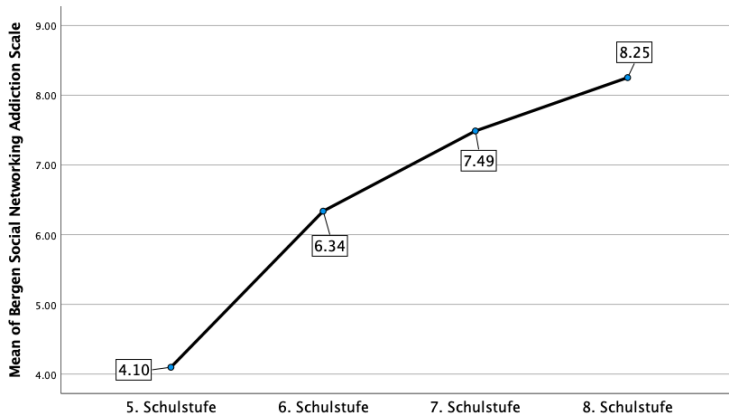


Abbildung 3: Mittelwertdiagramm *BSNAS* | nach Schulstufen

## 5 Diskussion

Die vorliegende Studie liefert neue Erkenntnisse über die (zwanghafte) Internetnutzung von Schüler:innen und erweitert damit das vorhandene Wissen über digitale Süchte. In der Analyse des theoretisch aufgearbeiteten und abgegrenzten Backgrounds bildeten sich aus diesem Forschungsantrieb für die empirische Untersuchung drei Explorationen heraus:

1. *CIUS* (Skala zur Messung von zwanghafter Internetnutzung),
2. *POGQSF* (Skala zur Messung einer problematischen Nutzung von Online-Gaming) und
3. *BSNAS* (Skala zur Messung einer problematischen Nutzung von Social-Media-Applikationen).

Im Rahmen der ersten Forschungsfrage wurden zunächst Unterschiede zwischen den Geschlechtern (männlich, weiblich) und den drei Facetten *CIUS*, *POGQSF* und *BSNAS* untersucht. Es gab keine signifikanten Unterschiede in den mittleren Gesamtscores zwischen Schülerinnen und Schülern hinsichtlich des Konstrukts *CIUS*. Dies bedeutet, dass die Entwicklung von digitalen Süchten hinsichtlich zwanghafter Internetnutzung geschlechtsunabhängig ist.



Die zweite Exploration widmete sich dem problematischen Online-Spielen (*POGQSF*). Schüler weisen dabei ( $M=13.74$ ) hoch signifikant ( $p<.001$ ) höhere Mittelwerte als Schülerinnen ( $M=10.12$ ) auf. Exploration III (*BSNAS*) offenbart hoch signifikant ( $p<.001$ ) höhere Mittelwerte von Schülerinnen ( $M=7.30$ ) verglichen mit Schülern ( $M=5.72$ ). Aufgrund der Datenlage kann deduziert werden, dass innerhalb der Stichprobe männliche Probanden tendenziell eher zum problematischen Online-Spielen (*POGQSF*) neigen. Demgegenüber sind es vielmehr Schülerinnen, die für das Konstrukt *BSNAS* eine Färbung zu einer Abhängigkeit von Social Media zeigen.

Differenzen zwischen den einzelnen Jahrgangs- bzw. Schulstufen (Schulstufen 5–8) wurden im Rahmen der zweiten Fragestellung beforscht. Die Befunde zeigen dabei (teils) hoch signifikante Unterschiede zwischen den einzelnen Jahrgangsstufen. Für Domäne I und dem damit verbundenen Konstrukt *CIUS* kann festgehalten werden, dass Schüler:innen von Schulstufe 8 mit  $M=13.20$  die höchsten Mittelwerte aufweisen. Generell liegen die Mittelwerte der siebten ( $M=11.91$ ) und achten Schulstufe ( $M=13.10$ ) im symptomatischen Bereich (12) (Tab. 2 bzw. Abb. 1). Mit  $M=12.38$  (Abb. 2) weisen Schüler:innen der 6. Schulstufe die höchsten Mittelwerte auf, was das problematische Online-Spielen (*POGQSF*) angeht. Die ANOVA zeigt, dass sich die Mittelwerte in den einzelnen Schulstufen signifikant ( $p<.05$ ) voneinander unterscheiden. Angemerkt sei an dieser Stelle, dass ein Einstichproben-t-Test statistisch hoch signifikant niedrigere Mittelwerte der Schüler:innen ( $M=11.87$ ,  $SD=7.72$ ) verglichen mit dem „Cut-off“-Wert von 32 (=problematisches Nutzungsverhalten, Tab. 2),  $t(894)=-78.06$ ,  $p<.001$  ergab.

In puncto problematischer Nutzung von Social-Media-Applikationen (*BSNAS*) zeigen sich hoch signifikante Unterschiede ( $p<.001$ ) bei einer moderaten Effektstärke zwischen den einzelnen Jahrgangsstufen. Ein Einstichproben-t-Test zeigt auch hier hoch signifikant niedrigere Mittelwerte der Schüler:innen ( $M=6.54$ ,  $SD=4.82$ ) verglichen mit dem „Cut-off“-Wert von 19 (=problematische Nutzung, Tab 2),  $t(894)=-77.33$ ,  $p<.001$ .

Zusammenfassend betrachtet deuten sich in der vorliegenden Studie geschlechts- und altersbedingte Einflüsse auf das Nutzungsverhalten im Internet an. Hinsichtlich der analysierten Konstrukte zeigen Schüler:innen mit zunehmenden Alter eher problematisches Nutzungsverhalten und entwickeln damit digitale Süchte, was wiederum einen Ansatzpunkt für eine angemessene medienbildnerische Begleitung und Unterstützung junger Menschen darstellt. In einer zunehmend mediatisierten, pluralisierten und zugleich individualisierten Gesellschaft ist eine Medienbildung, die auf eine Förderung eines kritisch-reflexiven Medienumgangs abzielt bzw. „digitale Selbstdisziplin“ fördert, als essenziell zu betrachten.

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie sind vor dem Hintergrund einer querschnittlichen Befragung mit Einschränkungen zu betrachten. Um Veränderungs- und Entwicklungsprozesse im Detail nachvollziehen zu können, werden längsschnittliche Untersuchungen über einen längeren Zeitraum benötigt. Bezüglich einzelner Items kann kritisiert werden, dass lediglich nach der Häufigkeit von Symptomen gefragt wird, die Problem-Intensität hingegen nicht berücksichtigt wird. Rückmeldungen der Befragten legen zudem nahe, dass neben suchtspezifischen Problemen auch andere psychische Belastungen in Zusammenhang mit digitalen Medien eine wichtige Rolle spielen und die Beurteilung des eigenen Verhaltens von allgemeinen Einstellungen gegenüber digitalen Medien geprägt wird. In diesem Zusammenhang wären die Vorteile einer Erweiterung um eine qualitative Studie, im Sinne eines Mixed-Methods-Ansatzes, durchaus in Betracht zu ziehen. Eine weitere Limitation stellt das selbstselektierte Sample dar. In Nachfolgestudien sollten die Ergebnisse ggf. mit einer (noch) größeren Stichprobe (evtl. ganz Oberösterreich) repliziert werden.

## Literatur

- Andreassen, C. S. (2015). Online Social Network Site Addiction: A Comprehensive Review. *Current Addiction Reports*, 2(2), S. 175–184.
- Barke, A., Nyenuis, N., & Kröner-Herwig, B. (2014). The German version of the generalized pathological internet use scale 2: A validation study. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(7), S. 474–482.
- Bischof, G., Bischof, A., Besser, B., & Rumpf, H.-J. (2016). Problematische und pathologische Internetnutzung: Entwicklung eines Kurzscreenings (PIEK). Lübeck: Bundesministerium für Gesundheit.
- Bortz, J., & Döring, N. (2009). *Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler* (5. Ausg.). Heidelberg: Springer.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, N. J.: Erlbaum Associates.
- Demetrovics, Z., Urbán, R., Nagygörgy, K., Farkas, J., Griffiths, M., Pápay, O., & Attila, O. (2012). The development of the problematic online gaming questionnaire (POGQ). *PLoS One*, 7(5), S. 1–9. [https://www.researchgate.net/publication/224967636\\_The\\_Development\\_of\\_the\\_Problematic\\_Online\\_Gaming\\_Questionnaire\\_POGQ](https://www.researchgate.net/publication/224967636_The_Development_of_the_Problematic_Online_Gaming_Questionnaire_POGQ).
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics using SPSS* (Third ed.). Los Angeles: SAGE.
- Gmel, G. (2017). Entwicklung einer Kurzform der Compulsive Internet Use Scale (CIUS). Lausanne, Schweiz: Sucht Schweiz. Von [https://www.suchtmonitoring.ch/docs/library/gmel\\_al7yzzfnqddg8.pdf](https://www.suchtmonitoring.ch/docs/library/gmel_al7yzzfnqddg8.pdf) abgerufen.
- Hahn, A., Jerusalem, M., & Meixner-Dahle, S. (2016). ISS-20 – Internetsuchtskala. In K. Geue, B. Strauß, & E. Brähler (Hrsg.), *Diagnostische Verfahren in der Psychotherapie* (3., vollständige überarbeitete Ausg., S. 294–299). Göttingen: Hogrefe.

- IFES (Institut für empirische Sozialforschung). (2017). Suchmittelmonitoring 2017. Bevölkerungsbefragung Wien. Wien: Institut für empirische Sozialforschung.
- Király, O., Griffiths, M., Urbán, R., Farkas, J., Kkönyei, G., Elekes, Z., & Demetrovics, Z. (2013). Problematic internet use and problematic online gaming are not the same: findings from a large nationally representative adolescent sample. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(12), S. 749–754.
- Mak, K.-K., Lai, C.-M., Ko, C.-H., Chou, C., Kim, D.-I., Watanabe, H., & Ho, R. C. (2014). Psychometric properties of the revised chen internet addiction scale (CIAS-R) in Chinese adolescents. *Journal of abnormal child psychology*, 42(7), S. 1237–1245.
- Marmet, S., Notari, L., & Gmel, G. (2015). Suchmonitoring Schweiz – Themenheft Internetnutzung und problematische Internetnutzung in der Schweiz im Jahr 2015. Lausanne, Schweiz. Von [https://www.suchtmonitoring.ch/docs/library/marmet\\_mz1vxtjaun6v.pdf](https://www.suchtmonitoring.ch/docs/library/marmet_mz1vxtjaun6v.pdf) abgerufen.
- Pápay, O., Urban, R., Griffiths, M., Nagygyörgy, K., Farkas, J., Kökönyei, G., & Demetrovics, Z. (2013). Psychometric properties of the problematic online gaming questionnaire short-form and prevalence of problematic online gaming in a national sample of adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16(5), S. 340–348. <https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0484>
- Strizek, J., & Puhm, A. (2017). Dysfunktionale Nutzung von Social Networking Sites. Wien: Gesundheit Österreich.
- Strizek, J., & Puhm, A. (2018). Erfassung der problematischen Nutzung von digitalen Medien: bestehende Skalen und Ergebnisse eines Pretests. Abgerufen am 17. Juni 2022 von [https://www.sozialministerium.at/dam/jcr:70c544dc-e6b5-4368-8844-c5dce27b9ff7/pretest\\_von\\_skalen\\_zur\\_erfassung\\_von\\_digitalen\\_suechten\\_eb\\_2019\\_01\\_16\\_0-fehler.pdf](https://www.sozialministerium.at/dam/jcr:70c544dc-e6b5-4368-8844-c5dce27b9ff7/pretest_von_skalen_zur_erfassung_von_digitalen_suechten_eb_2019_01_16_0-fehler.pdf)