



Programm 2023

18. Jenaer
Empiriepraktikumskongress

Psychologie
FSU Jena

Foyer, EAP
07.07.2023

Danksagung

Es ist wieder so weit: Heute, am 07. Juli 2023, findet bereits zum 18. Mal der Jenaer Empiriepraktikumskongress statt. Dieser Kongress kommt jedes Jahr nur durch die Unterstützung und das Engagement zahlreicher Personen zustande, denen an dieser Stelle Dank gebührt.

Zuallererst möchten wir den Juroren und Jurorinnen aus der Professorenschaft, dem Mittelbau und der Studierendenschaft danken, die sich die Zeit nehmen, die einzelnen Arbeiten mit viel Sorgfalt, Expertise und Eifer zu begutachten.

Darüber hinaus gilt unser Dank allen teilnehmenden Gruppen und ihren BetreuerInnen, die durch die bunte Themenvielfalt, die kreativen Forschungsideen und nicht zuletzt durch die Freude am Austausch und dem Generieren neuer Ideen den EmPra-Kongress prägen und unvergesslich machen.

Für den Gastvortrag zum Thema „*Gazing, giving, and what happens in between*“ haben wir Prof. Dr. Anne Böckler-Raettig (Julius-Maximilians-Universität Würzburg) gewinnen können, die außerdem als Jurorin die Begutachtung der Arbeiten unterstützt. Für diese Bereicherung des Kongressprogramms danken wir ihr herzlich.

Einen besonderen Programmpunkt des EmPra-Kongresses bildet jedes Jahr die Auszeichnung und Prämierung der besten Arbeiten. Für die finanzielle Unterstützung durch Bereitstellung der Preisgelder bedanken wir uns beim Institut für Psychologie. Ganz besonders freuen wir uns, auch in diesem Jahr wieder Gutscheine für die Jenaer Universitätsbuchhandlung Thalia vergeben zu können und danken Herrn Christopher Schnell für die langjährige Unterstützung.

Des Weiteren danken wir den Studierenden aus der Fachschaft Psychologie für die Hilfe bei der Suche studentischer Juroren. Ebenso danken wir den Mitgliedern der CampusCouch, die den Sektverkauf organisieren, welcher einen maßgeblichen Beitrag zu einer angenehmen Kongressatmosphäre leistet.

Ein letztes großes Dankeschön geht an die Hilfskräfte des Lehrstuhls für Allgemeine Psychologie II, die sich stets in vielfältiger Weise an der Organisation beteiligen und damit einen reibungslosen Ablauf des Kongresses erst ermöglichen.

Für die Abteilung Allgemeine Psychologie II,

Adrian Jusepeitis und Merlin Urban

Inhaltsverzeichnis

Gruppe 1	8
<i>Warum BWL-Justus Soziologie-Frieda nach links swipet? - Eine Übertragung der Ideologie-Konflikt-Hypothese auf Studienfächer?</i>	
Jessica Ernst, Emma Geyer, Marie Rauw, Justine Thiel, Emilie Wunderlich	
Gruppe 2	10
<i>Vorurteile haben nur die anderen</i>	
Azlia Istiqomah, Clara Schöbel, Zehra Nur Koca, David Scherzinger	
Gruppe 3	12
<i>Memory Under Pressure – Der Einfluss von Konformitätsdruck auf die Identifikationsleistung von Augenzeugen</i>	
Judith Arnold, Robin Bock, Laura Dietzel, Sarah Weizer	
Gruppe 4	14
<i>Big-Nose-Bias: Eine Online-Simulation des Other-“Race” Effects, eine Replikation im Labor und Evidenz gegen die soziokognitive Hypothese</i>	
Emelie Andersen, Pauline Bischoff, Max Horack, Johanna Huber, Dorothea Schmitt, Vivian Werner	
Gruppe 5	16
<i>Schere Stein Papier. Verbreitete Spielstrategien und Möglichkeiten, diese auszunutzen</i>	
Linda Emilia Boßmann, Sarah Kinle, Henriette Krauß, Raphael Röhrle, Franz Schneider	
Gruppe 6	18
<i>Understanding the Role of Perceived Risk on Climate Activism</i>	
Lilli Jakobi, Lydia Wohlfarth, Bennet Hauke Haßmann, Karla Fiona Thomas, Fabiana Lazur	
Gruppe 7	20
<i>Me, myself and my self-evaluation – Können wir das Selbstwernerleben durch assoziatives oder propositionales Priming beeinflussen?</i>	
Katharina Azcuy Zeidler, Magdalena Giesen, Tanja Kochs, Onno Smit, Lars Winterberg	
Gruppe 8	22
<i>Was bringt Menschen dazu, Persönliches mit einer fremden Person zu teilen? Eine Untersuchung der Rolle des Empathischen Nachfragens</i>	
Isabel Gorges, Franka Jung, Lisa Weber, Michael Weisenberger, Paula Wenzel	
Gruppe 9	24
<i>Und wie hast du dich dabei gefühlt? Der Zusammenhang zwischen empathischem Nachfragen und interpersonaler Nähe</i>	
Johanna Andres, Bernhard Buckl, Lia Koch, Kathrin Pickelmann, Klara Schödl	
Gruppe 10	26
<i>Augen auf bei der Täterwahl: Einfluss von Druck auf Augenzeugen</i>	
Maurice Calame, Jonas Engicht, Johanna Kozinski, Magdalena Schoppersberger, Anton Wutzler	
Gruppe 11	28
<i>Guess Who I am!</i>	
Anne Seeber, Hanna Francke, Lilian Ende, Moritz Ifland	

Gruppe 12	30
<i>Iconic Brainwaves: Surfing the EEG-signals of icon familiarity</i>	
Robert Matthäus, Salomé L. Kämpfe, Josefine Certa, Lisa Göschel, Sophie Pawlik	
Gruppe 13	32
<i>Na, noch online? – Zur Verbesserung der Vorhersagekraft der Theory of Planned Behavior mittels impliziter Maße</i>	
Aline Felk, Mira Hehnke, Charlotte Kaiser, Franka Lenski, Paula Schleert	
Gruppe 14	34
<i>Der Einfluss von Attraktivität auf den other-“race” effect</i>	
Marie Arens, Naomi Hadad, Effi Metzkes, Lea Runkel	
Gruppe 15	36
<i>How risk perceptions related to climate crisis and repression influence climate activism</i>	
Leah Hermsdorf, Tamar Lomidze, Miral Salah	
Gruppe 16	38
<i>Stimmenlernen – Erkennen wir wieder, wen wir hören?</i>	
Michelle Gneiß, Isabell Jahn, Chelsea Köppen, Hannah Lauterbach, Laureen Zimmermann	
Gruppe 17	40
<i>From Taboo to Talk - The Importance of Parasocial Interactions in Starting Conversations about Mental Health</i>	
Clara Biedermann, Lina Holfeld, Jasmin Hütter, Lennart Kick, Amélie-Joséphine Nauert, Elena Rivetta, Laura Witt	
Gruppe 18	42
<i>Exploration der neuronaler Korrelate parasozialer Interaktion</i>	
Ann-Kathrin Ehlert, Michael Groß, Anna Habig, Toni Heyder, Aaron Jacobi, Philipp Raupach	
Gruppe 19	44
<i>Stimmen im Kopf – Erinnerst du dich? Langzeiteffekte und individuelle Unterschiede beim Stimmenlernen</i>	
Selin Arslan, Lisa Manhardt, Marie-Theres Meyer, Berenike Walkowsky, Christine Wiehl	
Gruppe 20	46
<i>Hängt die Einstellungsambivalenz von der Valenz der CS-Kategorie ab? Eine Erweiterung des Experiments 3 von Béna et al. (2022)</i>	
Selina Bunghardt, Klara Dietzsch, Tina Neumann, Lina Schultz, Jule Schneemann	
Gruppe 21	48
<i>Wie können sich Prozesse des Einstellungserwerbs auf die Objektbewertung auswirken? Folgestudie in Anlehnung an Béna et al. (2022)</i>	
Alisa Müller, Anika Schüller, Ina Schmidt, Lena Herrmann, Lisa Nostitz	
Gruppe 22	50
<i>If you want to make your friends eat less meat: Do not advocate, just be (a vegetarian)!</i>	
Valentina Bibelriether, Greta Kanzelmeier, Hedda Schmidt, Anna-Lena Wühr	
Gruppe 23	52
<i>Pigs: Suffering and smart, yet pork still on the menu! Unmasking the Appetite for Carnivorous Indifference</i>	
Angelina Magnucki, Julia Faltermeier, Laura Müller, Monika Mahesan, Saskia Schlegel	

„Time flies when you're having fun“: Affektive Zustände und subjektive Zeitwahrnehmung
Luise Girle, Kim Leoni Ramisch, Sina Klug, Anna Calina Günther, Laura Würfel

Warum BWL-Justus Soziologie-Frieda nach links swipet? - Eine Übertragung der Ideologie-Konflikt-Hypothese auf Studienfächer

Jessica Ernst, Emma Geyer, Marie Rauw, Justine Thiel und Emilie Wunderlich

Leitung: Prof. Dr. Thomas Kessler

1. Einleitung

Stereotypisierende und diskriminierende Erfahrungen sind täglich präsenste Vorkommnisse in unserer Gesellschaft. Im Zuge der *Ideologie-Konflikte-Hypothese* bringen Chambers und Kolleg*innen dabei eine ausgesprochen interessante Perspektive in den wissenschaftlichen Diskurs ein, indem sich dem Gegenstand des Intergruppenkonflikts, auf dem Prinzip der Ähnlichkeit stützend, angenommen wird. Dies meint, dass Personen und Gruppen mehr Sympathie erfahren, wenn deren Gegenüber vorhandene personen- beziehungsweise gruppenbezogene Sachverhalte so interpretiert, dass diese Merkmale mit den eigenen Einstellungen und Werten übereinstimmen (Chambers et al., 2013). Im Folgenden soll dabei untersucht werden, inwiefern sich jene Annahme im Kontext der Wahrnehmung von Studiengängen bestätigen lässt.

Die Wahl der Betrachtung von Studienfächern ist unterdies in vielerlei Hinsicht von besonderem Interesse, da Hochschulen als politische Orte zu charakterisieren sind. Neben einer durch Sozialisationsprozesse bedingten Vorselektion Studierender in spezifische Fachdisziplinen, kontribuieren die respektiven Studieninhalte bedeutend zu einer Verfestigung oder Veränderung der politischen Einstellung bei (Fischer et al., 2016). Weiterhin bietet der Gegenstand eine sehr spezifische jedoch gleichsam mit einem breiten Spektrum ausgestattete Stichprobe zur Überprüfung der Hypothese. Jener zufolge, sollte somit beobachtet werden können, dass sich politisch links verortende Studierende, Studiengänge mit einer politisch linken Zuschreibung, systematisch positiver bewerten als rechts konnotierte Studiengänge und andersherum.

2. Methode

Teilnehmende der Studie waren insgesamt 228 Studierende aus verschiedenen Studienfächern, unter anderem Verhaltens-, Sozial-, Geistes- und Naturwissenschaften. Die Versuchspersonen kamen aus den Bundesländern Baden-Württemberg, Bayern, Berlin, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen. Die meisten der Teilnehmenden waren weiblich, kamen aus Thüringen und waren durchschnittlich 22.04 Jahre alt. Die Versuchspersonen sind im Mittel eher politisch linksorientiert ($M = 28.37$, $SD = 18.68$).

Die Studie ist ein einfaktorielles Between-Subjects-Design mit den beiden Stufen *Sympathiebewertung* und *politische Bewertung* der 50 Studiengänge. Zudem wurde die *individuelle politische Verortung* mit einem zweiseitigen Schieberegler (1 = links, 101 = rechts) erfasst. In einem Zuteilungsverhältnis von 5:3 hat ein Teil der Versuchspersonen die empfundene Sympathie gegenüber den Studiengängen auf einem Gefühlsthermometer (1 = kalt, 101 = warm) bewertet, während der andere Teil der Studierenden bewertet hat, wie links oder rechts sie dieselben Studiengänge einschätzten, ebenfalls auf einer 1-101 Skala (1 = links, 101 = rechts). Die Zuteilung in die Bedingungen erfolgte zufällig. Ausgeschlossen wurden Personen, die nicht an einer deutschen Hochschule immatrikuliert sind, unter 18 Jahre alt sind, Deutsch nicht auf Muttersprachenniveau sprechen sowie Personen, die schon an einer ähnlichen Studie im Wintersemester 2022/2023 teilgenommen haben. Zudem wurden Personen mit $\geq 20\%$ fehlenden Werten ausgeschlossen und solche, die nicht entsprechend der Instruktion auf eine Aufmerksamkeitsfrage geantwortet haben.

3. Ergebnisse

Die individuelle politische Selbstverortung der Proband*innen hat sich zwischen Bedingung 1 ($M = 28.10$, $SD = 18.80$) und Bedingung 2 ($M = 30.10$, $SD = 18.70$) nicht signifikant voneinander unterschieden.

Die Studiengänge wurden im Mittel weder sympathisch noch unsympathisch ($M = 49.16$, $SD = 8.91$) und eher leicht politisch links ($M = 45.50$, $SD = 12.19$) bewertet. Zwischen den Mittelwerten der politischen Bewertung und der Sympathiebewertung der Studiengänge liegt eine hohe negative Korrelation vor ($r = -.79$).

Bei einer multiplen Regressionsanalyse ergeben sich für die Vorhersage der Sympathievariable der Studiengänge für die Variable Politische Bewertung der Studiengänge ein signifikanter Wert ($b = -0.58$, $t(11448) = -137.1$, $p \leq .001$). Für die individuelle Verortung auf dem politischen Feld ($b \leq .001$, $t(11448) = 0.00$, $p = 1$) Werte.

Es ist kein signifikanter Interaktionseffekt der beiden Variablen zu finden ($b \leq .001$, $t(11448) = 0.00$, $p = 1$).

4. Diskussion

Die hohe negative Korrelation zwischen der politischen Bewertung und der Sympathiebewertung der Studiengänge erlaubt die Schlussfolgerung, dass ein Studiengang umso sympathischer empfunden wird, desto linker er eingeschätzt wird. Die eher linke Stichprobe bewertet links eingeschätzte Studiengänge sympathischer; je rechter ein Studiengang eingeschätzt wird, desto unsympathischer wird er auch empfunden. Die politische Bewertung eines Studiengangs hat einen signifikanten Einfluss auf die Sympathiebewertung. Dies bestätigt die These von Chambers.

Aufgrund der Zusammensetzung unserer Stichprobe ist sie nur eingeschränkt repräsentativ und da wir keine „extrem rechten“ Versuchsprobanden rekrutiert haben, ist die Gültigkeit der Studie in den Extrembereichen begrenzt. Ein Angriffspunkt für zukünftige Studien könnte sein, Intergruppeneinstellungen implizit, statt explizit und mit starken Emotionen zu erfassen. Bei einer explorativen Auswertung hätte man untersuchen können, ob es zu Unterschieden führt, wenn sich die Proband*innen im Bachelor oder Master befinden und ob sich Studierende, die schon länger einen als konservativ bewerteten Studiengang belegen, auch individuell konservativer sind.

Die vorliegende Studie konnte die „Ideologie-Konflikt-Hypothese“ nach Chambers in einer kleineren Stichprobe im Hinblick auf die Bewertung von Studiengängen replizieren.

5. Literatur

Chambers, J. R., Schlenker, B. R., Collisson, B. (2013, Januar). Ideology and Prejudice: The Role of Value Conflicts. *Psychological Science*. <http://dx.doi.org/10.1177/0956797612447820>

Fischer, K., Kauder, B. & Potrafke, N. (2016). Beeinflusst das Studienfach die politische Einstellung von Studierenden. *ifo Schnelldienst*, 69(15), 17–24. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/165794/1/ifosd-v69-2016-i15-p17-24.pdf>

Vorurteile haben nur die anderen

Azlia Istiqomah, Clara Schöbel, Zehra Nur Koca & David Scherzinger

Leitung: Prof. Dr. Thomas Kessler

1. Einleitung

Vorurteile sind in unserem Leben tief verankert, ob bewusst wahrgenommen oder unbewusst in der Begegnung mit anderen umgesetzt. In der Sozialpsychologie sind Vorurteile als Bewertung einer Gruppe oder eines Individuums aufgrund dessen Gruppenzugehörigkeit definiert (Lindner et al.).

Da auch hinter Forschungsfragen Individuen stehen, wirken sich unsere Vorurteile auf die Erkenntnisse psychologischer Fragen aus: Manche Gruppen sehen wir als vorurteilsvoller an als andere, vor allem wenn wir sie in Verbindung zu rechter Ideologie und damit autoritären Eigenschaften sehen. Der Zusammenhang des *Right-wing Authoritarianism* mit rechter Ideologie wurde in zahlreichen Studien nachgewiesen und auch Verbindungen zu einer höheren Vorurteilsbehaftungen gefunden (Beierlein et al. 2014). Jedoch wurden in bisheriger Forschung zu den Zusammenhängen von Autoritarismus und Vorurteilen Targets oft selektiv ausgewählt, was die Inkonsistenz der Vorurteilsausprägungen verschleierte (Lindner et al.). Autoritarismus ist hierbei definiert als auf Persönlichkeitsmerkmalen basierte Einstellung zur Erfüllung der Interessen einer Eigengruppe durch hierarchische Herrschaftsstrukturen (Beierlein et al., 2014).

Ein Autoritarismus gegen Hierarchien und Konventionalismus soll das nicht erfasste Spektrum autoritärer Ideen auf der politisch linken Ideologie abdecken (Costello et al., 2022). Wie dieser in Zusammenhang zu politischer Ideologie und dem Ausmaß von Vorurteilen verhält, soll im Vergleich mit rechtem Autoritarismus explorativ untersucht werden. Die Annahme liegt nahe, dass sich die Vorurteilsausprägungen gegenüber einer großen Zahl sozialer Gruppen spiegelbildlich verhalten, sollte dieser „linke“ Autoritarismus frei von den Zusammenhängen zu rechter Ideologie sein, welche der „rechte“ aufweist.

2. Methode

Versuchspersonen (VPN) Insgesamt wurden 123 VPN erhoben, davon 73 Frauen, 49 Männer und 1 keine Angabe. Im Mittel waren die VPN $M = 32$ Jahre alt ($SD = 15.08$), von 19 bis 78.

Ablauf der Studie Unsere Studie wurde mit einem Online-Fragebogen auf der Plattform Sosci-Survey durchgeführt, die Teilnahme erfolgte freiwillig und anonym. Erst bewerteten die VPN 13 Items des *Left-wing Authoritarianism Index* (LWA, Costello et al., 2022) auf einer Likert-Skala von 1 (*stimme überhaupt nicht zu*) bis 7 (*stimme voll zu*). Dann wurde eine 5-stufige Antwortskala von 1 (*stimme gar überhaupt nicht zu*) bis 5 (*stimme vollkommen zu*) zur Bewertung der 9 Aussagen der Kurzskala-Autoritarismus (KSA-3, Beierlein et al. 2014) verwendet. Anschließend gaben die VPN ihre Empfindung gegenüber 40 unterschiedlichen sozialen Gruppen (Lindner et al.) auf einer 11-stufigen Skala von 1 (*Ich empfinde starke Zuneigung gegenüber dieser Gruppe*) bis 11 (*Ich empfinde starke Abneigung gegenüber dieser Gruppe*) an. Am Ende ordneten sie ihre politische Orientierung auf einer 7-stufigen Skala von links/liberal bis rechts/konservativ ein.

3. Ergebnisse

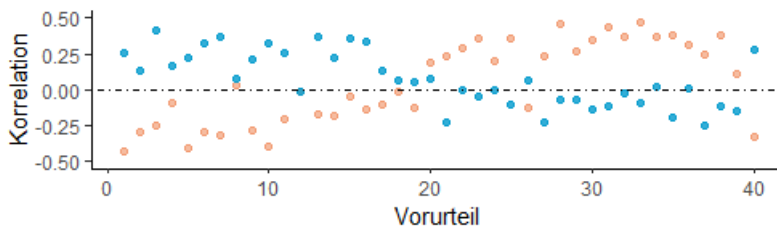
Die Datenanalyse erfolgte mit R-Studio (Version 2022.12.0). *Reliabilität* Als Maß der internen Konsistenz der KSA-3- und LWA-Skala wurde ein Cronbachs Alpha von je .75 und .65 gefunden.

Validität Die signifikante Korrelation beider Skalen mit selbstberichteter politischer Ideologie ist ein Maß der Konstruktvalidität: LWA mit $r = -.251$, $p = .007$ und KSA-3 mit $r = .331$, $p < .005$. Eine Pearson-Produkt-Moment-Korrelation der über die VPN gemittelten Ausprägungen auf KSA-3- sowie LWA-Skala wurde nicht signifikant, $r = .005$, $p = .994$

Auswertung Die Untersuchung dieses Zusammenhangs mit den Bewertungen sozialer Gruppen erzeugte zwei Profile der Korrelationen für KSA-3 sowie LWA mit den Vorurteilstargets (siehe Abb.1). Deutlich zu sehen ist die signifikante negative Korrelation der Beziehungen von KSA-3 und LWA-Ausprägung jeweils mit den Einschätzungen bzw. deren Valenz, $r = -.824$, $p < .005$. Zusätzlich stand LWA in ungerichtetem Zusammenhang zu der Vorurteilsbehaftung von Personen (konzipiert als der Betrag der Abweichung von einer mittleren Bewertung) mit $r = .343$, $p < .005$. Zwischen der Extremität selbstberichteter politischer Orientierung (konzipiert als Abweichung von mittlerer Einstufung) und jener Vorurteilsbehaftung wurde eine Korrelation von $r = .321$, $p < .005$ gefunden.

Abbildung 1:

Korrelation der Autoritarismus-Werte mit Vorurteilsausprägung



Anmerkung: In Blau die Korrelation von LWA über die Bewertung verschiedener sozialer Gruppen hinweg. Orange steht für entsprechendes bei KSA-3. Eine positive Korrelation zeigt das gemeinsame Auftreten hoher Bewertungen (negative Valenz) mit starken autoritären Zügen, eine negative Korrelation hingegen eine positive Grundhaltung gegenüber Personen einhergehend mit den jeweiligen autoritären Ausprägungen.

4. Diskussion

LWA grenzt sich durch ausbleibende Korrelation von KSA-3 ab. Dies legt die Annahme der Existenz zweier eigenständiger Variablen nahe. Die Korrelation von LWA mit dem Ausmaß an Vorurteilen, welches so für KSA-3 nicht gefunden werden konnte, unterstützt diesen Gedanken.

Beide Maße korrelieren gegensätzlich mit selbstberichteter politischer Ideologie: Wie auch schon in vorangegangenen Studien besteht ein Zusammenhang von KSA-3 und rechter Gesinnung, aber eben auch zwischen LWA und links-politischen Einstellungen. Die Komponente der Ideologie scheint dabei im klaren Zusammenhang mit der inhaltlichen Ausprägung der Vorurteile zu stehen. Rechts-autoritäre Sympathien gegenüber starken Persönlichkeiten wie in Item 06 (*Wir brauchen starke Führungspersonen, damit wir in der Gesellschaft sicher leben können.*) gehen einher mit positiven Einstellungen gegenüber *Geschäftsmännern und -frauen*, autoritäre Aggression gegen AußenseiterInnen zeigen sich in entsprechend negativer Bewertung von z.B. *Arbeitslosen*. Items der LWA wie *„Die Reichen sollten ihres Besitzes und ihres Status beraubt werden.“* werden dementsprechend bei den VPN höher bewertet, die auch stärkere Vorurteile gegen ökonomisch gutgestellte Personen haben. Das Ausmaß ideologischer Extremität, unabhängig von der Ausrichtung, hat sich in den Daten als Vorhersagewert für vorurteilsbehaftete Personen herausgestellt.

Zukünftige Ansätze können die Gemeinsamkeiten verschiedener autoritärer Ausprägungen, bei Kontrolle für Ideologie beleuchten. Während ausgeprägter rechter Autoritarismus nicht höher mit der Menge an Vorurteilen korreliert als linker, bleiben Fragen zum Kern des Autoritarismus und weiteren Konstrukten in Zusammenhang mit Vorurteilen offen. Durch die mangelnde Abbildung der Population über Bildungsschichten hinweg und ein geringes Ausmaß an Erhebungen zu materiellen und sozialen Umständen sowie kognitiven und motivationalen Merkmalen, ist unklar, welche Faktoren begünstigend auf eine autoritäre Einstellung wirken.

5. Literatur

- Constanze Beierlein, Frank Asbrock, Mathias Kauff & Peter Schmidt (2014) „Die Kurzskala Autoritarismus (KSA-3). Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen“ Gesis – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaft.
- Thomas H. Costello, et al. (2021) “Clarifying the Structure and Nature of Left-wing Authoritarianism” Journal of Personality and Social Psychology
- Clemens Lindner, et al. “The “bigot” and “tolerant” personality: re-examining the role of authoritarianism and social dominance orientation on prejudice” German Center for Integration and Migration Research

Memory Under Pressure – Der Einfluss von Konformitätsdruck auf die Identifikationsleistung von Augenzeugen

Judith Arnold, Robin Bock, Laura Dietzel, Sarah Weizer

Leitung: Dr. Jürgen M. Kaufmann

1. Einleitung

Polizeikräfte und Staatsanwaltschaften sind bei der Verfolgung und Verurteilung von Straftätern auf Aussagen von Augenzeugen angewiesen. Doch kann man sich immer auf Augenzeugenaussagen verlassen? Aufgrund der hohen praktischen Relevanz untersuchten wir den Einfluss von Konformitätsdruck auf die Identifikationsleistung von Augenzeugen für verschiedene Tätergesichter. Eine klassische Studie von Solomon Asch (1951) verdeutlicht, dass Probanden ihre Entscheidungen an die einhellige Mehrheitsentscheidung anpassen, was durch Konformitätsdruck erklärt wird. Um diesen in unsere Studie zu integrieren, wurden mehrheitliche Entscheidungen einer fiktiven Stichprobe für die vermeintlichen Täter präsentiert. Zusätzlich untersuchten wir die Auswirkungen von Konformitätsdruck auf den Other-„Race“-Effekt (ORE), welcher beinhaltet, dass Own-„Race“-Faces besser wiedererkannt werden als Other-„Race“-Faces (Sporer, 2001; Brigham et al., 2007). Wir gingen davon aus, dass i) die Experimentalgruppe (EG) durch den Konformitätsdruck weniger Täter richtig wiedererkennt als die Kontrollgruppe (KG), dass ii) beide Gruppen mehr Own-„Race“-Faces richtig identifizieren und iii) der negative Einfluss des Konformitätsdrucks bei Other-„Race“-Faces stärker ist als bei Own-„Race“-Faces.

2. Methode

Stichprobe. Es wurden Daten von 128 Versuchspersonen ($M = 27$ Jahre, $Md = 22$, $SD = 11.6$, Range = 49) unterschiedlichen Geschlechts (87 w; 36 m, 4 d, 1 k.A.) mittels der PsyToolkit Version 3.4.4 (Stoet, 2010; 2017) online erhoben.

Stimuli. Die Studie umfasste 16 Testtrials. Ein Trial bestand dabei aus einem freundlichen Target-Gesicht und einem nachfolgenden Lineup, das wiederum aus fünf neutralen Gesichtern anderer Personen und einem neutralen Gesicht der Target-Person bestand. Die Hälfte der Testtrials zeigte Gesichter europäischen Aussehens, die andere Hälfte Gesichter afrikanischen Aussehens. Innerhalb eines Trials waren alle Gesichter entweder männlich oder weiblich, über die Trials hinweg wurden gleich viele männliche wie weibliche Gesichter gezeigt. In der EG und der KG wurden dieselben Gesichter verwendet, aber in den Lineups der EG war jeweils ein Gesicht grün umrahmt.

Ablauf. Vor Beginn des Experiments wurde den Versuchspersonen der EG mitgeteilt, dass Probanden des vorherigen Semesters das gleiche Experiment durchgeführt hatten. Das meistgewählte Gesicht des jeweiligen Trials sei mit einem grünen Rahmen versehen worden und diene ihnen als Hinweis. Die Hinweise waren jedoch willkürlich gesetzt und dienten lediglich der Manipulation der Versuchspersonen. Nach drei Übungstrials mit farbigen Smileys wurde den Probanden je Trial für sechs Sekunden das Target-Gesicht präsentiert, das nachfolgend im Lineup aus sechs Gesichtern korrekt identifiziert werden sollte. Das Target-Gesicht befand sich immer unter den sechs Gesichtern des Lineups. In den Trials der EG waren 14 falsche, und zwei richtige Gesichter grün umrahmt. Die zwei Testtrials mit den richtig umrahmten Gesichtern gingen nicht in die Datenanalyse ein, sondern dienten der Glaubwürdigkeit der Studie. Abschließend wurden die demographischen Daten aller Versuchspersonen erfasst und es wurde über die Studie aufgeklärt sowie über die Vergütung in Höhe von 0.25 Versuchspersonenstunden (VPNh) informiert.

3. Ergebnisse

Für jede der Hypothesen wurde ein Chi-Quadrat-Test nach Pearson mit der Kontinuitätskorrektur nach Yates in der Statistiksoftware „R“ durchgeführt (R Core Team, 2022). Versuchspersonen der EG machten demnach signifikant mehr Fehler bei der Identifikation der Target-Gesichter als die der KG, $\chi^2(1) = 27.62, p < .001, V = 0.13, 95\% \text{ CI } [0.09, 1.00]$. Ein ORE wurde nicht gefunden, $\chi^2(1) = 0.61, p = .434, V = 0.02, 95\% \text{ CI } [0.00, 1.00]$, auch nicht bei separater Testung für die EG, $\chi^2(1) = 0.01, p = .941, V < 0.001, 95\% \text{ CI } [0.00, 1.00]$, oder die KG, $\chi^2(1) = 1.94, p = 0.163, V = 0.05, 95\% \text{ CI } [0.00, 1.00]$. Die Differenzen falscher Antworten für Own- und Other-„Race“-Faces unterschieden sich zwischen der EG und KG nicht signifikant, $\chi^2(1) = 1.06, p = .304, V = 0.06, 95\% \text{ CI } [0.00, 1.00]$. In der EG wurden die Gesichteridentitäten, die grün umrahmt waren, häufiger falsch ausgewählt als die gleichen Gesichter in der KG, in der sie nicht umrahmt waren, $\chi^2(1) = 4.85, p = .028, V = 0.11, 95\% \text{ CI } [0.03, 1.00]$.

4. Diskussion

Wir replizierten den Effekt, dass Konformitätsdruck die Identifikationsleistung von Augenzeugen beeinflusst (Shaw III et. al., 1997). Unter Unsicherheit passten sich die Versuchspersonen der EG an die von uns simulierte Mehrheitsentscheidung an. Dass sich dieser Effekt auch bei einer Stichprobe mit psychologischem Hintergrundwissen deutlich zeigte, ist im Hinblick auf seine praktische Relevanz im forensischen Kontext alarmierend. Der ORE war in der KG numerisch sichtbar, wurde aber nicht signifikant. Möglicherweise war die Anzahl der Trial- und Probandenanzahl, und damit die erreichte Power zu gering, um den relativ kleinen Effekt aufzudecken. Zudem limitierte die bezüglich demographischer Merkmale relativ homogene Stichprobe deren Repräsentativität.

Entgegen unseren Erwartungen beobachteten wir, dass der negative Einfluss des Konformitätsdrucks in der EG den ORE nicht verstärkte. Während wir für die KG einen numerischen (allerdings nicht signifikanten) Nachteil für Other-„Race“-Faces fanden, zeigten sich für die EG nahezu identische Fehlerraten für beide Gesichtertypen. Entgegen unserer Hypothese scheint es also, als habe der Konformitätsdruck potentielle Unterschiede zwischen den Gesichtertypen aufgehoben. Die Beobachtung, dass in der EG die Gesichteridentitäten, die grün umrahmt waren, häufiger falsch ausgewählt wurden, als die gleichen Gesichter in der KG (in der sie nicht umrahmt waren), spricht für eine erfolgreiche Manipulation der Versuchspersonen durch Konformitätsdruck.

Für die Praxis lässt sich ableiten, dass sich Augenzeugen auch gegenseitig negativ beeinflussen können. Dadurch steigt die Gefahr, dass Verdächtige falsch identifiziert und zu Unrecht verurteilt werden, während die echten Täter straffrei ausgehen und weitere Straftaten begehen können. Die Effekte könnten in der Realität, moderiert durch die Zeit, noch größer sein, weil zwischen der erstmaligen Wahrnehmung des Tätergesichts und der polizeilichen Gegenüberstellung mehrere Wochen bis Monate liegen können.

5. Literatur

- Asch, S. E. (1951). Effects of group pressure upon the modification and distortion of judgments. In H. Guetzkow (Ed.), *Groups, leadership and men; research in human relations* (pp. 177–190). Carnegie Press.
- Brigham, J. C., Bennett, L. B., Meissner, C. A., & Mitchell, T. L. (2007). The influence of race on eyewitness memory. In R. C. L. Lindsay, D. F. Ross, J. D. Read, & M. P. Toglia (Eds.), *The handbook of eyewitness psychology, Vol. 2. Memory for people* (pp. 257–281). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- R Core Team. (2022). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Shaw III, J. S., Garven, S., & Wood, J. M. (1997). Co-witness information can have immediate effects on eyewitness memory reports. *Law and Human Behavior*, 21, 503-523.
- Sporer, S. L. (2001). Recognizing faces of other ethnic groups: An integration of theories. *Psychology, Public Policy, and Law*, 7(1), 36–97. <https://doi.org/10.1037/10768971.7.1.36>
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit - A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42(4), 1096-1104.
- Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A novel web-based method for running online questionnaires and reaction-time experiments. *Teaching of Psychology*, 44(1), 2431.

Big-Nose-Bias: Eine Online-Simulation des Other-“Race” Effects, eine Replikation im Labor und Evidenz gegen die soziokognitive Hypothese

Emelie Andersen, Pauline Bischoff, Max Horack, Johanna Huber, Dorothea Schmitt, Vivian Werner

Leitung: Dr. Jürgen M. Kaufmann

1. Einleitung

Der other-„race“ effect (ORE) zeigt, dass Gesichter anderer „races“ als der eigenen schlechter erinnert werden, mit negativen Folgen im Alltag und im forensischen Kontext. Die Ursachen des ORE sind noch umstritten (Rossion & Michel, 2011). Soziokognitive und perzeptuelle Theorien stellen die beiden prominentesten Erklärungsansätze dar. Laut ersterer haben Gesichter einer Ingroup größere Relevanz, werden aus motivationalen Gründen tiefer verarbeitet und daher besser erinnert als Outgroup-Gesichter. Der perzeptuelle Ansatz dagegen betont die Rolle visueller Erfahrung mit unterschiedlichen „races“. Ein neuerer Erklärungsansatz, auch basierend auf der Erkenntnis, dass es bei Menschen keine Rassen gibt (Fischer & Krause, 2023) stellt das Konzept verschiedener Verarbeitungsmechanismen für unterschiedliche „Rassen“ generell in Frage und postuliert ein allgemeines Lernphänomen, dass im Kontext unidirektionaler Gesichterdistinktheit auftritt (Kaufmann et al., 2018). Befunde, dass sich ein ORE mit unidirektional manipulierten same-„race“ Gesichtern simulieren lässt, stützen diesen Ansatz. Wir testeten die verschiedenen Ansätze mit einem Lernexperiment, in dem wir other-„race“, unidirektional manipulierte und originale same-„race“ Gesichter verwendeten. Other-„race“ und manipulierte same-„race“ Gesichter hatten dabei in vorherigen Studien höhere Distinktheitsratings erzielt. Die unterschiedlichen Ansätze machen unterschiedliche Voraussagen zur selbstgewählten Betrachtungsdauer und zu den Lernleistungen für die drei Gesichtertypen: Eine kürzere Betrachtungsdauer für other-„race“ und manipulierte Gesichter bei gleichzeitig schlechterer Wiedererkennungslernleistung für den soziokognitiven Ansatz. Schlechtere Leistungen bei gleicher oder längerer Betrachtungsdauer für other-„race“, nicht aber für manipulierte same-„race“ Gesichter sprechen für den perzeptuellen Ansatz. Sollten sich schlechte Leistungen bei nicht kürzerer selbstgewählter Lernzeit auch für die manipulierten Gesichter zeigen, spräche das für den Erklärungsansatz der unidirektionalen Distinktheit. Ein weiteres Ziel der Studie war eine Überprüfung der Zuverlässigkeit der Befunde aus Onlinestudien. Mit Beginn der Pandemie erfolgte häufig eine Umstellung von klassischen Laborexperimenten zu Onlinestudien, bei denen verschiedene Durchführungsbedingungen nur unzureichend kontrolliert werden können. Um zu überprüfen, ob man dennoch zuverlässige Ergebnisse erhalten kann, führten wir unsere Studie zum other-„race“ effect (ORE) zunächst als Online- und danach als Laborstudie durch.

2. Methode

Stichprobe. In die Auswertung des Onlineexperiments gingen nach Ausschluss unvollständiger Datensätze Daten von 121 Personen ein ($M = 21.8$ Jahre, $SD = 5.7$), das Laborexperiment umfasste 54 vollständige Datensätze ($M = 22.5$ Jahre, $SD = 3.3$). Eine a-priori Poweranalyse hatte eine Stichprobengröße von $N = 147$ ergeben.

Stimuli. Die Stimuli zeigten same-„race“, other-„race“ und manipulierte same-„race“ Gesichter. Den manipulierten same-„race“ Gesichtern wurde im Vorfeld mit Photoshop ein inneres Formmerkmal distinkt vergrößert („Big noses“). Insgesamt wurden im 180 verschiedene Stimuli präsentiert.

Design. Die Experimentaldurchgänge begannen mit zwei Lernphasen, in denen 45 Gesichter gelernt werden sollten. Die Stimuli wurden ohne zeitliche Limitation präsentiert. Nach Darbietung des Gesichts wurde die Distinktheit mittels einer siebenstufigen Likert Skala abgefragt. Jedes Gesicht wurde pro Lernphase einmal präsentiert. Nach den zwei Lernphasen folgte eine Testphase, in welcher

der Lernerfolg getestet wurde. Dieser Experimentalaufbau wurde anschließend mit anderen Gesichtern wiederholt.

Prozedur. Die Datenerhebung erfolgte als Onlinestudie mit E-Prime Go 3.0 und als Laborstudie mit E-Prime 3.0 (Psychology Software Tools, 2016).

3. Ergebnisse

Die Datenanalyse erfolgte mit R-Studio (Version 2021.09.0). Für die Datenanalysen wurden für die Testphase zunächst 2x3-ANOVAs mit Messwiederholung auf den Faktoren Gesichtertyp (other-, „race“ vs. manipulierte same-, „race“ vs. originale same-, „race“) und Bekanntheit (gelernt vs. neu) gerechnet. Wo angebracht, wurden die Ergebnisse mit t-Tests weiterverfolgt.

Selbstbestimmte Betrachtungsdauer. Es zeigte sich in beiden Studien kein Haupteffekt bezüglich der selbstbestimmten Betrachtungsdauer für die drei Gesichtertypen (LS: $F(2,100) = 0.11, p = .856, \eta_p^2 < 0.01$; OS: $F(2,222) = 0.48, p = .617, \eta_p^2 < 0.014$).

Reaktionszeiten. Der Haupteffekt hinsichtlich der Gesichtstypen wurde in beiden Studien signifikant (LS: $F(2,106) = 10.98, p < .001, \eta_p^2 = 0.17$; OS: $F(2, 240) = 4.35, p = .014, \eta_p^2 = 0.00$). Der paarweise Vergleich zeigte in beiden Studien eine längere Reaktionszeit für die Big-Nose Stimuli im Vergleich zu den Originalgesichtern (LS: $t(53) = -3.55, p < .01, 95\% \text{ KI} = [-26.71, -10.21]$; OS: $t(120) = -2.99, p = .01, 95\% \text{ KI} = [-26.52, -5.40]$). Der Unterschied zwischen den Original- und den other-, „race“ Gesichtern wurde nur in der Laborstudie signifikant (LS: $t(53) = -4.29, p < .01, 95\% \text{ KI} = [-43.4, -15.73]$; OS: $t(53) = -4.29, p < .01, 95\% \text{ KI} = [-43.4, -15.73]$).

Akkuratheit des Wiedererkennens. Es zeigte sich ein Haupteffekt des Gesichtstyps (LS: $F(2,106) = 24.14, p < .001, \eta_p^2 = 0.31$; OS: $F(2, 240) = 4.35, p = .014, \eta_p^2 = 0.00$). Die paarweisen Vergleiche der Gesichtertypen ergab in der Onlinestudie bei allen paarweisen Vergleichen einen signifikanten Unterschied. In der Laborstudie verfehlte lediglich der Unterschied zwischen den manipulierten und asiatischen Gesichtern knapp das korrigierte Signifikanzniveau ($t(53) = -2.03, p = 0.04, 95\% [-0.04, -0.00]$).

4. Diskussion

Anhand der niedrigeren Akkuratheit des Wiedererkennens der manipulierten und other-, „race“ Gesichter im Vergleich zu den same-, „race“ Stimuli konnte gezeigt werden, dass eine künstliche Erzeugung des OREs anhand von Stimuli mit erhöhter unidirektionaler Distinktheit möglich ist. Aufgrund dieser Ergebnisse unterstützen wir die Verwendung des Begriffs „other-appearance effect“ anstatt other-, „race“ effect, da ersterer als passender für das vorliegende Phänomen erachtet wird. In beiden Studien konnten dabei keine längeren selbstgewählten Betrachtungsdauern für die ersten beiden Gesichtertypen beobachtet werden, was gegen den soziokognitiven Ansatz spricht. Eine mögliche Limitation beider Studien besteht darin, dass die laut Poweranalyse benötigte Stichprobengröße nicht ganz erreicht werden konnte. Die Replikation der Onlinestudie im Laborsetting stützt aber die Annahme der prinzipiellen Verwendbarkeit auch von Onlinestudien, für die auch eine einfachere Durchführbarkeit und leichtere Rekrutierung von Versuchspersonen sprechen.

5. Literatur

- Fischer, M. S., & Krause, J. (2023). Human populations are not biologically and genetically discrete. *British Journal of Psychology, 114*(Suppl. 1), 14–16. <https://doi.org/10.1111/bjop.12635>
- Kaufmann, J., Vogt, S., Schweinberger, S. (2018): The big nose bias, or when distinctiveness hinders face learning: Evoking an other-race effect with selectively manipulated same-race faces. *Journal of Vision 18* (10), 1101. DOI: 10.1167/18.10.1101.
- Rossion, B. & Michel, C. (2011). An Experience-Based Holistic Account of the Other-Race Face Effect. In G. Rhodes, A. Calder, M. Johnson & J.V. Haxby (Hrsg.), *Oxford Handbook of Face Perception* (215-243). New York: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199559053.001.0001>

Schere Stein Papier

Verbreitete Spielstrategien und Möglichkeiten, diese auszunutzen

Linda Emilia Boßmann, Sarah Kinle, Henriette Krauß, Raphael Röhrle,
Franz Schneider

Leitung: Prof. Dr. Philipp Sprengholz

1. Einleitung

Im Alltag ergeben sich zwischen zwei Parteien oft kompetitive Situationen, die spielerisch aufgelöst werden können. Wenn beispielsweise entschieden werden soll, wer den Abwasch erledigt oder den Einkauf zahlt, werden häufig eine oder mehrere Runden *Schere Stein Papier* gespielt. Dabei herrscht eine nicht-transitive Beziehung zwischen drei zur Wahl stehenden Spielfiguren: Schere schlägt Papier, Papier gewinnt gegen Stein und Stein schlägt Schere. Häufig wird das Spiel über mehrere Runden gespielt, Sieger:in und Verlierer:in ergeben sich dann aus der Zahl der gewonnenen Spiele. Gemäß der klassischen Spieltheorie sollten unter Annahme idealer Rationalität Spielende ihr Spielverhalten randomisieren, da jede andere Strategie von Gegenspielenden erkannt und ausgenutzt werden kann (sog. dynamisches Nash-Gleichgewicht).

Doch spielen Menschen tatsächlich zufällig? Frühere Forschung (Wang et al., 2014; Zhang et al., 2021) legt nahe, dass dem nicht so ist und Spielverhalten unter anderem von den Ergebnissen vorhergehender Spielrunden abhängt. Jedoch scheint die ökologische Validität der existierenden Befunde aufgrund artifizieller Versuchsanordnungen (u.a. mehr als 100 Runden pro Spiel, Spielen gegen einen Algorithmus oder online) eingeschränkt. Im Rahmen einer ersten Studie wurden deshalb potenzielle Spielstrategien unter realistischeren Bedingungen untersucht. Auf Basis der gewonnenen Daten wurde anschließend eine Gegenstrategie entwickelt und diese in einer zweiten Studie getestet.

2. Studie 1

2.1 Methode

In einer Feldstudie spielten 74 Dyaden (je 2 Personen) über jeweils 5 Runden *Schere Stein Papier*. Gewinnen wurde mit Süßigkeiten belohnt. Die Spielergebnisse wurden von der Versuchsleitung dokumentiert, anschließend füllten alle Teilnehmenden einen Fragebogen zu ihrer Spielstrategie, demografischen Informationen sowie weiteren möglichen Verhaltenskorrelaten (Ehrgeiz, kognitive Reflektion) aus.

2.2 Ergebnisse und Diskussion

In der ersten Runde wurde wesentlich häufiger Schere (53%) als Stein (23%) oder Papier (24%) gewählt ($p < 0.001$). Weiterhin wurde beobachtet, dass Spielende in der folgenden Runde signifikant häufiger die Figur wechseln (78%) als bei der alten zu bleiben (22%), und zwar unabhängig vom Ergebnis einer vorhergehenden Runde, $\chi^2(2, N = 592) = 2.87, p = 0.238$. Wenn in einer Folgerunde die Figur gewechselt wurde, war die Art des Wechsels wiederum von dem Ergebnis der Vorrunde abhängig: Verloren Spielende in der Vorrunde, tendierten sie anschließend eher dazu, diejenige Figur zu wählen, gegen die sie zuvor gewonnen hätten (z.B. Wahl von Papier nachdem man mit Schere vorher verloren hat, sog. Downcycling). Gewannen Spielende hingegen in der Vorrunde, wählten sie danach eher die Figur, gegen die sie zuvor verloren hätten (z.B. Wahl von Stein nachdem man mit Schere vorher gewonnen hat, sog. Upcycling). Die Ergebnisse hingen nicht von demografischen Faktoren, Ehrgeiz oder dem Bewusstsein einer eigenen Spielstrategie ab und verdeutlichen, dass *Schere Stein Papier* häufig nicht zufällig gespielt wird.

3. Studie 2

3.1. Methode

Auf Basis der Beobachtungen aus der ersten Studie wurde eine einfache Strategie entwickelt, die überzufällig zum Gewinnen führen sollte. Diese umfasst drei Regeln:

- (1) In der ersten Runde immer Stein wählen,
- (2) Downcycling nach dem Gewinnen einer Runde,
- (3) Wiederholen der vorherigen Aktion, nachdem eine Runde verloren oder unentschieden gespielt wurde.

Die Strategie wurde anschließend in Spielen über je drei Runden getestet. Dabei spielten die Studienautor:innen unter Anwendung der Strategie gegen 100 Personen. Gewinnen wurde wieder mit Süßigkeiten belohnt.

3.2 Ergebnisse und Diskussion

Es wurde erwartet, dass unter Anwendung der Strategie häufiger gewonnen und seltener verloren wird als bei zufälliger Wahl der Spielfiguren. Über ein Spiel mit 3 Runden liegen die Gewinn- und Verlustwahrscheinlichkeit bei zufälligem Spiel bei jeweils 37%. Von den 100 beobachteten Spielen wurden 49% gewonnen, 26% verloren und 25% mit einem Unentschieden beendet. Binomialtests zeigten, dass unter Anwendung der Strategie häufiger gewonnen ($p = 0.010$) und seltener verloren ($p = 0.013$) wurde als bei zufälligem Spiel zu erwarten wäre.

Die Ergebnisse zeigen, dass es möglich ist, verbreitete Spielstrategien zu erkennen, auszunutzen und damit die Gewinnwahrscheinlichkeit zu steigern.

4. Zusammenfassung

Im Rahmen von zwei Studien konnte gezeigt werden, dass Teilnehmer:innen häufig nicht zufällig *Schere Stein Papier* spielen, sondern dabei bestimmten Mustern folgen, die sich identifizieren und im Rahmen von Gegenstrategien ausnutzen lassen. Da die Kenntnis solcher Strategien zu Wettbewerbsverzerrungen führen kann, sollten alternative Methoden zum Fällen von Zufallsentscheidungen wie etwa ein Münz- oder Würfelwurf präferiert werden.

5. Literatur

Zhang H.; Moisan F.; Gonzalez C. Rock-Paper-Scissors Play: Beyond the Win-Stay/Lose-Change Strategy, *Games* 2021
Wang Z.; Xu B.; Zhou H. Social cycling and conditional responses in the Rock-Paper-Scissors game, *Scientific Reports* 2014

Understanding the Role of Perceived Risk on Climate Activism

Lilli Jakobi, Lydia Wohlfarth, Bennet Hauke Haßmann,
Karla Fiona Thomas, Fabiana Lazur

Supervision: Dr. Mete Sefa Uysal

1. Introduction

What drives people to participate in climate movements despite potential risks in social and political life? How far do people go to advocate for climate change? Previous research showed the importance of social identity, collective efficacy, and perception of injustice on collective action (van Zomeren et al., 2008), however little is known about the role of risk perceptions on climate activism. Moreover, we aim to test the role of affective components, such as hope (e.g., Power et al., 2021), guilt (e.g., Haugestad et al., 2021) and fear (van Zomeren et al., 2010) as well as collective impatience (Basta, 2020) on climate activism in Germany. Therefore, we conducted a 2x2 pre-registered between-subject factorial experiment to test the influence of climate (close vs. distant) and protest (high vs. low) risk on willingness to participate in normative and non-normative collective actions. We also tested to what extent activist identification, efficacy beliefs, collective impatience, and emotions are associated with willingness to participate in climate collective action. We hypothesize that participants who are assigned to close climate risk and high protest risk conditions will show greater willingness to participate in climate collective action than those in distant climate risk and low protest risk conditions. Moreover, we hypothesize that greater activist identification, efficacy beliefs and emotion scores (anger, hope, fear, guilt) will be associated with more willingness to participate in climate collective action.

2. Method

According to the effect sizes that we found in pilot studies in first semester, the power analysis conducted using G*Power for the minimum number of observations to research hypotheses showed that at an α value of .05, power of .95, we should reach a minimum of 210 participants. Using convenience and snowball sampling methods, we collected data from 222 participants, ages ranging from 18 to 81 ($M = 25.7$, $SD = 11.6$). 49 participants self-identified themselves as male, 160 as female, 10 as non-binary and 3 gave no statement. The major origin states were Thuringia with 144 and Saxony with 18 participants, 60 participants were from other states. The mean self-assessed political orientation was 2.7 (1 = left and 10 = right, $SD = 1.69$). Nine items for collective action loaded onto two factors according to Principal Component Analysis: normative (e.g., petitions; $\alpha = .83$) vs. non-normative (e.g., occupations; $\alpha = .89$). Collective impatience was measured with five items ($\alpha = .84$), collective efficacy with 3 items ($\alpha = .69$), three items for participative efficacy ($\alpha = .82$) and activist identification with 5 items ($\alpha = .87$). Each emotion was measured with a single item. By randomly allocating participants to one of our four conditions, we manipulated the level of the expected risk by presenting a made-up article about the climate crisis and its consequences happening now (close climate risk condition) or in the distant future (distant climate risk condition). In the second part of the article, participants read about either a protest with police intervention (high protest risk condition) or a peaceful demonstration (low protest risk condition). As manipulation checks, we used three items for climate risk perception and two for protest risk. All items except demographics were 5-point Likert type. Detailed method and hypotheses are available in the preregistration form: (<https://doi.org/10.17605/OSF.IO/WZ3A8>).

3. Results

All analyses were conducted via *jamovi* software. First, to test experimental hypotheses (H1 and H2), we performed independent sample t-tests and ANOVAs, then we tested the correlational hypotheses using bivariate correlations and linear regression models. The manipulation check analysis revealed that our manipulations partly succeeded. Independent sample t-tests showed that while there was no significant difference between conditions for climate risk perception, there was a significant difference in perceived protest risk between high vs. low protest risk conditions. Hence, we could not test the first hypothesis as our manipulation is failed. For Hypothesis 2, protest risk did not influence neither normative nor non-normative collective action. Then, we tested bivariate correlations between measured variables. Activist identification ($r_{\text{normative}} = .59$, $r_{\text{non-normative}} = .66$), collective impatience ($r_{\text{n}} = .38$, $r_{\text{non-n}} = .56$), fear ($r_{\text{n}} = .29$, $r_{\text{non-n}} = .19$), and anger ($r_{\text{n}} = .42$, $r_{\text{non-n}} = .40$) correlated with collective actions. Moreover, we found significant correlations between hope and non-normative collective action ($r = -.14$) as well as between guilt and normative collective action ($r = .19$). Finally, we conducted two linear regressions: one for normative, one for non-normative collective action. Our first regression model displayed that higher activist identification ($b = .44$, $t = 5.76$, $p < .001$) predicted more willingness to participate in normative climate collective actions. Moreover, higher activist identification ($b = .57$, $t = 7.44$, $p < .001$), higher perceived protest risk ($b = .22$, $t = 3.75$, $p < .001$), and higher collective impatience ($b = .39$, $t = 4.62$, $p < .001$) predicted more willingness to participate in non-normative climate collective action. To test our hypothesis that impatience would be a mediator between climate risk and collective action, we conducted a simple mediation analysis.

4. Discussion

This study could not find a significant causal influence of risk perceptions on climate collective action. Yet, the analysis confirmed that activist identification plays an important role in engaging in both sorts of collective action. Protest risk also predicted non-normative collective action, which could be because higher perceptions of protest risk might lead participants to become disillusioned with the system, no longer believing that police is on their side or that the government will help them fight climate change. Higher identification with the group (climate activists) was associated with more climate collective action, as it leads to people acting in line with group norms - in this case climate activism. However, it is unclear in which way fear plays a specific role in the climate context – thus we propose taking a closer look at the given time perspective. Regarding the relationship of less hope with more non-normative action, we suggest the concept of a ‘nothing-to lose-mentality’ as an explanation (see Saab et al., 2016). Despite these results, some limitations must be considered – our sample was not particularly diverse, as most of the participants were psychology students, female, predominantly politically left-wing and young, so it is unclear to what extent the results can be generalized. Moreover, we suggest a different form of manipulation, as the texts in the form of newspaper articles did not show the desired effect.

5. References

- Basta, K. (2020). “Time's up!": Framing collective impatience for radical political change. *Political Psychology*, 41(4), 755-770. <https://doi.org/10.1111/pops.12649>
- Haugestad, C. A. P., Skauge, A. D., Kunst, J. R., & Power, S. A. (2021). Why do youth participate in climate activism? A mixed-methods investigation of the #FridaysForFuture climate protests. *Journal of Environmental Psychology*, 76, Article 101647. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101647>
- Power, S. A., Mandalaywala, T. M., & Kay, A. C. (2021). An investigation of perceptions of (un)just systems: Tests of rationalization in the context of Irish austerity measures. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology*, 27(1), 49–57. <https://doi.org/10.1037/pac0000540>
- Saab, R., Spears, R., Tausch, N., & Sasse, J. (2016). Predicting aggressive collective action based on the efficacy of peaceful and aggressive actions. *European Journal of Social Psychology*, 46(5), 529-543.
- van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of CA: A quantitative research synthesis of three socio-psychological perspectives. *Psychological Bulletin*, 134(4), 504–535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504>
- van Zomeren, M., Spears, R., & Leach, C. W. (2010). Experimental evidence for a dual pathway model analysis of coping with the climate crisis. *Journal of Environmental Psychology*, 30(4), 339-346.

Me, myself and my self-evaluation – Können wir das Selbstwerterleben durch assoziatives oder propositionales Priming beeinflussen?

Katharina Azcuy Zeidler, Magdalena Giesen, Tanja Kochs, Onno Smit, Lars Winterberg

Leitung: M.Sc. Adrian Jusepeitis

1. Einleitung

Der Selbstwert ist ein wichtiger Faktor für die psychische Gesundheit. So korreliert ein niedriger Selbstwert mit Depressionen, Angststörungen und Suizidgedanken^[2]. Aufgrund der Relevanz des Themas existieren verschiedene Methoden, um den Selbstwert einer Person zu fördern. Unter anderem wird versucht den Selbstwert durch implizite Methoden zu steigern^[1,3]. Die Versuchspersonen handeln dabei nicht intentional und ohne das Ziel der Methode zu kennen. Bisherige Studien zu impliziten Methoden weisen jedoch teilweise methodische Mängel wie eine unvollständige Balancierung auf. Um zu untersuchen, ob die bisher gezeigten Effekte auf den Selbstwert auch bei optimiertem Studiendesign bestehen bleiben, führten wir zwei Replikationsstudien mit entsprechenden Designänderungen durch. Die erste Studie untersucht die Beeinflussung des Selbstwertes durch eine propositionale Manipulation, in welcher positive und negative selbstwert-relevante Aussagen („Ich bin gut.“) wiederholt mit Wahrheitswerten („wahr“ und „falsch“) gepaart wurden. Die zweite Studie hingegen nutzt eine assoziative Manipulation. Hier wurden wiederholt selbst-relevante (ich, mir, meins, ...) bzw. nicht-selbst-relevante Wörter (andere, ihre, er, ...) mit positiven und negativen Adjektiven gepaart. Die durchgeführten Replikationsstudien dienen als eine Art verschärfte Überprüfung, ob die bisher gezeigten Effekte dem angenommenen Mechanismus (Assoziationslernen) zugeschrieben werden können.

2. Methode

Die erste Online-Studie wurde mit 100 Vpn, die zweite mit 113 Vpn durchgeführt ($N = 213$, $n_{\text{Psychologiestudierende}} = 196$, $n_{\text{weiblich}} = 180$, $n_{\text{männlich}} = 33$, $M_{\text{Alter}} = 21.9$ Jahre, $\text{range}_{\text{Alter}} = 18 - 49$). Die Präregistrierungen (<https://osf.io/muba7>, <https://osf.io/up6d7>), sowie die R Syntax und unsere Materialien (<https://osf.io/fj69y/>) können auf der Seite des Open Science Framework aufgerufen werden. Zuerst wurden den Versuchspersonen die Studienbedingungen erklärt und eine informierte Einwilligung zur Teilnahme eingeholt. Vor und nach der eigentlichen Manipulation wurde der Affekt mittels Mehrdimensionalem Befindlichkeitsfragebogen (MDBF^[5]) und der Selbstwert mittels Rosenberg Selbstwert Skala (RSES^[4]) auf einer 9-Punkt Likert-Skala gemessen. Dafür wurden die Fragebögen in je zwei Teile (Teil A und B mit je vier Items) geteilt und ihre Reihenfolge (prä-Manipulation und post-Manipulation) ausbalanciert. Die Manipulation - ein Priming-basiertes Training - bestand aus mehreren Blöcken, in denen Primes wiederholt mit einer bestimmten Kontingenz zusammen mit Targets dargestellt wurden und die Versuchspersonen die Targets kategorisieren sollten. Hierauf folgte erneut die Messung von Selbstwert und Affekt mithilfe der Fragebögen. Abschließend wurde der selbst-negativ manipulierten Gruppe eine Übung zur Selbstwertstabilisierung angeboten. In der ersten Studie stellten Wahrheitswerte die Targets, und positive oder negative selbstwert-relevante Aussagen die Primes dar. In einer selbst-positiven Gruppe waren selbst-positive Aussagen überwiegend mit „wahr“ und selbst-negative Aussagen überwiegend mit „falsch“ gepaart. In einer selbst-negativen Gruppe waren die Kontingenzen exakt entgegengesetzt. In der zweiten Studie stellten positive oder negative Adjektive die Targets, und selbst-relevante bzw. nicht-selbst-relevante Wörter die Primes dar. In der selbst-positiven Gruppe waren selbst-relevante Wörter überwiegend mit positiven Adjektiven und nicht-selbst-relevante Wörter überwiegend mit negativen Adjektiven gepaart. In der selbst-negativen Gruppe waren die Kontingenzen wiederum entgegengesetzt. Entsprechend erhielten die selbst-positive und selbst-

negative Gruppe in beiden Studien jeweils unterschiedliche Kontingenzen zwischen Primes und Targets, mit dem Ziel, die selbst-positive Gruppe in Richtung eines hohen Selbstwerts und die selbst-negative Gruppe in Richtung eines niedrigen Selbstwerts zu beeinflussen. Das Studiendesign war ein gemischtes 2 (Bedingung, between: selbst-positiv / selbst-negativ) x 2 (Zeitpunkt, within: prä- / post-Training) Design. Unter der Annahme, dass die Manipulationen wirksam sind, ist eine Zweifachinteraktion der beiden Faktoren in der Vorhersage von Selbstwert, Affekt und Priming-Effekt in der Trainingsprozedur zu erwarten.

3. Ergebnisse

In beiden Studien lagen die internen Konsistenzen aller genutzten Fragebögen zwischen einem Cronbachs α von .83 und .89 und damit in einem guten Bereich. In beiden Studien konnte in gemischten 2x2 ANOVAs keine signifikante Zweifachinteraktion zwischen den Faktoren Zeit und Bedingung in der Vorhersage von Selbstwert, Affekt und Priming-Effekt in der Trainingsprozedur festgestellt werden, min. $p = .169$, max. $F(1,210) = 1.901$. Auch eine signifikante Dreifachinteraktion zwischen Zeit, Bedingung und Studie (Studie 1 vs. Studie 2) konnte weder bezüglich des Priming-Effekts, $F(1, 210) = 1.260$, $p = .262$, $\eta^2 = 0.002$, noch des Affektes, $F(1, 210) = 0.086$, $p = .769$, $\eta^2 < 0.001$, oder des Selbstwertes, $F(1, 210) = 0.172$, $p = .678$, $\eta^2 < 0.001$, nachgewiesen werden.

4. Diskussion

Es konnten in beiden Studien keine signifikanten Interaktionen zwischen dem Zeitpunkt und der Versuchsbedingung festgestellt werden, wodurch die Annahme der Wirksamkeit der Manipulation nicht unterstützt werden kann. Zudem unterschied sich die Wirksamkeit zwischen den beiden Manipulationsarten – propositional oder assoziativ – nicht. Besonders im Hinblick auf die zweite Studie bedeutet das, dass die bisher gefundenen Effekte also eher nicht dem angenommenen Mechanismus des Assoziationslernens zugeschrieben werden können. Wir schließen daraus, dass zur Beeinflussung des Selbstwertes eher explizite als implizite Interventionen verwendet werden sollten. Es ist jedoch anzumerken, dass die Stichproben der Studien nicht groß genug waren, um eine adäquate Power (.80) für das Feststellen von kleinen Effekten zu gewährleisten. Für die Grundlagenforschung und jenseits der Frage nach klinischer Relevanz wäre es also von Bedeutung, die Stichprobe zu vergrößern. Weiterhin haben fast ausschließlich Psychologiestudierende an den Studien teilgenommen. Die Ergebnisse müssen also nicht repräsentativ für die Gesamtbevölkerung oder gar klinische Populationen sein. Zuletzt ist es wichtig zu erwähnen, dass beide Interventionen nur zwischen 20 und 40 Minuten in Anspruch genommen haben. In der Praxis angewandte explizite Methoden (z.B. kognitive Therapie) benötigen hingegen einen viel längeren Zeitraum, um zu wirken. In kommenden Studien sollte demnach untersucht werden, inwieweit ein implizites Training über größere Zeiträume effektiv ist. Aktuell sind die erfolgversprechendsten Methoden den für die psychische Gesundheit so wichtigen Selbstwert zu beeinflussen weiterhin die expliziten Interventionen.

5. Literatur

- [1] Jusepeitis, A. & Rothermund, K. (2023). Primed to like yourself – Can self-evaluative cognition be changed by learning contingencies of self-evaluative statements and truth-values? *University of California press*. <https://doi.org/10.1525/collabra.74788>
- [2] Nguyen, D. Q., Wright, E. L., Dedding, C., Pham, T. N. & Bunders, J. F. G. (2019). Low self-esteem and its association with anxiety, depression, and suicidal ideation in vietnamese secondary school students: a cross-sectional study. *Frontiers in psychiatry*, 10. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00698>
- [3] Niveau, N., New, B. & Beaudoin, M. (2021). Self-esteem interventions in adults – a systematic review and meta-analysis. *Journal of research in personality*, 94, 104131. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104131>
- [4] Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent selfimage*. Princeton, NJ: Princeton University Press
- [5] Steyer, R., Schwenkmezger, P., Notz, P., Eid, M. (1997). *Der Mehrdimensionale Befindlichkeitsfragebogen (1. Aufl.)*. Hogrefe Verlag.

Was bringt Menschen dazu, Persönliches mit einer fremden Person zu teilen? Eine Untersuchung der Rolle des Empathischen Nachfragens

Isabel Gorges, Franka Jung, Lisa Weber, Michael Weisenberger, Paula Wenzel

Leitung: M.Sc. Jenny Jaquet

1. Einleitung

Bin ich eher bereit, einer fremden Person etwas von mir selbst zu offenbaren, wenn diese mir häufiger Nachfragen stellt? Und gibt es dabei einen Unterschied zwischen älteren und jüngeren Menschen? Diesen Fragen sind wir in unserem Empiriepraktikum nachgegangen. Eine theoretische Basis dafür lieferte das „Interpersonal Process Model of Intimacy“ (Reis & Shaver, 1988) welches annimmt, dass es in zwischenmenschlichen Interaktionen ein Wechselspiel gibt zwischen der Offenbarung von Informationen über sich selbst (Disclosure) und der Reaktion (Response) eines Gegenübers. So löse eine responsive Reaktion auf die Selbstoffenbarung einer Person weiteres Teilen von Gedanken und Gefühlen aus. Unser Ziel war es, diesen Zusammenhang bei Personen zu betrachten, die sich in einer Kennenlern-Situation befinden. Wir erwarteten, dass das Ausmaß empathischen Nachfragens, d.h. des aktiven Sich-Erkundigens nach den Gefühlen und Gedanken des Gegenübers, damit zusammenhängt, wie sehr dieses berichtet Gedanken und Gefühle offenbart zu haben (H1). Weiterhin nehmen wir an, dass es Altersunterschiede in diesem Zusammenhang gibt. Die sozioemotionale Selektivitätstheorie von Carstensen (2006) impliziert, dass ältere Personen auf Grund der Wahrnehmung einer limitierten verbleibenden Lebenszeit einen größeren Wert auf bestehende Beziehungen legen und weniger interessiert seien, in neue Beziehungen zu investieren und dafür eigene Gedanken und Gefühle zu offenbaren. Wir nehmen deshalb an, dass der Zusammenhang zwischen empathischem Nachfragen und Selbstoffenbarung bei älteren Erwachsenen schwächer ausgeprägt ist (H2).

2. Methode

Wir nutzen einen bestehenden Datensatz und Videoaufzeichnungen aus der Studie Gesprächsstudie 2013 (Blanke et al. 2015), um unsere Hypothese zu prüfen. Die Stichprobe umfasste 204 jüngere ($n = 100$, 20-31 Jahre) und ältere ($n = 104$, 69-80 Jahre) Frauen, welche in altershomogenen (jung-jung, alt-alt) oder altersheterogenen (jung-alt) Dyaden gepaart wurden. Die Dyaden führten ein Gespräch, bei dem jede Probandin abwechselnd jeweils ein negatives und ein positives Thema berichtete (Discloser), während die andere zuhörte und reagierte (Responder). Diese Gespräche wurden auf Video aufgezeichnet. Außerdem füllten die Probandinnen nach dem Gespräch Fragebögen aus. Wir nutzten die Videos der Interaktionen, um empathisches Nachfragen zu kodieren. Mittels eines Kodiermanuals wurden alle Videos von trainierten Kodierer:innen doppelt-kodiert ($ICC = .88$). Dies umfasste, dass für jeden Gesprächsbeitrag des Responders bewertet wurde, ob empathisches Nachfragen vorhanden war (0 = trifft nicht zu; 1 = trifft zu). Der Code 1 wurde dann vergeben, wenn Personen entweder Detailfragen, weiterführende Fragen oder Verständnisfragen stellten. Das Ausmaß an Selbstoffenbarung wurde durch einen Selbstbericht erfasst. Die Probandinnen beantworteten fünf Items auf einer 7-Punkte Likert Skala von 0 (=“trifft überhaupt nicht zu“) bis 1 (trifft vollkommen zu“). Es wurde der Mittelwert über alle Items berechnet. Ein Beispielitem war „Ich habe etwas über mich selbst preisgegeben“.

3. Ergebnisse

Zur Überprüfung der ersten Hypothese wurde eine einfache lineare Regression berechnet. Diese ergab, dass empathisches Nachfragen kein signifikanter Prädiktor von Selbstoffenbarung war $b = -0.03$, $t(202) = -1.688$, $p = .103$, BCa KI [-0.059, 0.004], $R^2 = .017$. Zur Überprüfung der zweiten

Hypothese führten wir eine Moderationsanalyse mittels multipler linearer Regression durch. Der Interaktionseffekt (Empathisches Nachfragen x Alter des Disclosers) war nicht signifikant $b = .018$, $t(202) = .474$, $p = .632$, BCa KI [-0.054, .098] was bedeutet, dass das Alter des Disclosers kein Moderator ist. Die Analysen wurden deshalb ohne den Interaktionsterm wiederholt. Hierbei zeigte sich ein signifikanter Effekt des Alters. Dieser wurde anschließend mit einem t-Test überprüft. Ältere Probandinnen berichteten im Mittel signifikant mehr Selbstoffenbarung im Vergleich zu jüngeren Erwachsenen $t(202) = -2.801$, $p = .006$, BCa 95% KI [-.549, -.107], $d = -0.39$.

4. Diskussion

Beide aufgestellten Hypothesen mussten basierend auf unseren Ergebnissen verworfen werden. Das Ausmaß empathischen Nachfragens zeigte keinen Zusammenhang zur selbstberichteten Offenbarung durch den Discloser. Eine mögliche Ursache könnte sein, dass es sich bei der Selbstoffenbarung um eine subjektive Einschätzung handelt, welche auch durch soziale Erwünschtheit beeinflusst wird. Zukünftige Studien sollten deshalb den Zusammenhang zwischen empathischem Nachfragen und dem Ausmaß tatsächlicher Selbstoffenbarung im Rahmen der Interaktion betrachten. Im Gegensatz zum empathischen Nachfragen erwies sich das Alter des Disclosers als Prädiktor für die selbstberichtete Selbstoffenbarung, jedoch in anderer Weise als erwartet. So hätten wir basierend auf der sozioemotionalen Selektivitätstheorie vermutet, dass ältere Personen in Interaktionen mit ihnen unbekanntenen Personen eher dazu neigen, weniger über sich selbst preiszugeben als jüngere. Eine mögliche Erklärung für unseren gegensätzlichen Befund könnte sein, dass die älteren Probandinnen diese Gesprächssituation mehr als „offenbarend“ empfanden als die jüngeren Probandinnen, weil diese Alterskohorte im Alltag vermutlich seltener in solche Situationen gelangt, in denen sie Fremden etwas über ihre Emotionen und Gedanken preisgibt. Außerdem könnten die älteren Erwachsenen die Auffassung gehabt haben, dass sie z.T. von intimeren Themen (Scheidung, Tod, etc. gegenüber Prüfungsstress etc.) sprachen, was vielleicht dazu beitrug, dass sie stärker das Gefühl hatten, etwas von sich preiszugeben.

5. Literatur

- Blanke, E. S., Rauers, A., & Riediger, M. (2015). Nice to Meet You-Adult Age Differences in Empathic Accuracy for Strangers. *Psychology and aging*, 30(1), 149-159. <https://doi.org/10.1037/a0038459>
- Carstensen, L.L. (2006). The influence of a sense of time on human development. *Science*, 312(5782), 1913–1915. <https://doi.org/10.1126/science.1127488>
- Reis, H. T., & Shaver, P. (1988). Intimacy as an interpersonal process. In S. Duck, D. F. Hay, S. E. Hobfoll, W. Ickes, & B. M. Montgomery (Eds.), *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions* (pp. 367–389). John Wiley & Sons.

Und wie hast du dich dabei gefühlt? Der Zusammenhang zwischen empathischem Nachfragen und interpersonaler Nähe

Johanna Andres, Bernhard Buckl, Lia Koch, Kathrin Pickelmann, Klara Schödl

Leitung: M.Sc. Jenny Jaquet

1. Einleitung

Das Bedürfnis, vom Gegenüber verstanden zu werden und sich anderen Menschen nahe zu fühlen spielt sowohl in bestehenden sozialen Beziehungen als auch beim Kennenlernen neuer Menschen eine Rolle. Das „Interpersonal Process Model of Intimacy“ (Reis & Shaver, 1988) beschreibt, dass eine responsive Reaktion (d.h. verständnisvoll, bestätigend und fürsorglich) auf die Selbstoffenbarung einer Person einen wichtigen Beitrag dazu leistet, dass Nähe zwischen zwei Interaktionspartner:innen entsteht. Wir wollten deshalb untersuchen, ob empathisches Nachfragen, also das aktive Sich-Erkundigen nach den Gefühlen und Gedanken des Gegenübers, eine Verhaltensweise sein könnte, die damit zusammenhängt, wie verstanden und nah sich Menschen zu einer Person fühlen, die sie eben erst kennengelernt haben. Empirische Evidenz weist darauf hin, dass Personen ihr Gegenüber als responsiver, aber auch sympathischer einschätzen, je mehr Fragen sie von ihm gestellt bekommen (Huang et al., 2017). Wir vermuten deshalb, dass das empathische Nachfragen einer Person bei ihrem Gegenüber stärker ein Gefühl von Nähe auslöst, je häufiger es erfolgt. Ebenso erwarten wir, dass Personen sich dadurch verstandener fühlen, und dieses Gefühl verstanden zu werden eine vermittelnde Funktion einnimmt, d.h. ein Mediator ist zwischen dem Ausmaß empathischen Nachfragens einer Person und der Einschätzung der interpersonalen Nähe durch das Gegenüber.

2. Methode

Stichprobe. Die Stichprobe umfasste $N = 204$ Frauen aus zwei Altersgruppen, jüngere Erwachsene (20-31 Jahre, $M = 25.9$ Jahre) und ältere Erwachsene (69-80 Jahre, $M = 72.97$ Jahre).

Datenerhebung und Design. Die Daten für diese Studie wurden im Rahmen einer Studie von Blanke et al. (2015) erhoben. Die Versuchspersonen führten ein Gespräch, wobei jede Versuchsperson jeweils zweimal in der zuhörenden (Responder) und in der erzählenden (Discloser) Rolle war. Das Gespräch wurde als Video aufgezeichnet. Zudem wurden nach dem Gespräch Selbstberichtsmaße erhoben. Mittels des Videomaterials kodierten trainierte Kodierer:innen die Wortmeldungen der Responders. Jedes Video wurde doppelt kodiert und die beiden Kodierer:innen fanden einen Konsens.

Maße. Für jede Wortmeldung wurde erfasst, ob empathisches Nachfragen vorhanden war oder nicht (0 = trifft nicht zu; 1 = trifft zu). Den Code 1 erhielten Wortmeldungen, in denen weiterführende Fragen oder Rückfragen zum eben Gesagten gestellt wurden. Empathisches Nachfragen konnte sehr reliabel kodiert werden ($ICC = .88$). Die Häufigkeit empathischen Nachfragens des Responders ging als absolute Häufigkeit in die Analyse ein. Interpersonale Nähe und das Gefühl, verstanden zu werden, wurden jeweils als Selbstbericht des Disclosers erhoben. Beide Maße wurden auf einer 7-Punkte Likert-Skala von 0 (=“trifft überhaupt nicht zu“) bis 6 (trifft vollkommen zu“) erfasst. Für beide Maße wurden Skalenmittelwerte berechnet. Mittels linearer Regression sagten wir Nähe (Hypothese 1) und Gefühl, verstanden zu werden (Hypothese 2), durch empathisches Nachfragen vorher. Des Weiteren führten wir eine Mediationsanalyse mittels PROCESS (Hayes, 2013) durch, um zu untersuchen, ob das Gefühl von Nähe die Beziehung zwischen empathischem Nachfragen und interpersonaler Nähe mediiert (Hypothese 3).

3. Ergebnisse

Hypothese 1. Empathisches Nachfragen des Responders war kein signifikanter Prädiktor der vom Discloser empfundenen Nähe $b = -0.04$, $t(202) = -1.76$, $p = 0.08$, BCa 95%-KI [-0.91, 0.16].

Hypothese 2. Empathisches Nachfragen war ebenso kein signifikanter Prädiktor des Ausmaßes des Gefühls verstanden zu werden $b = 0.01$, $t(202) = 0.67$, $p = 0.51$, BCa 95%.KI [-0.023, 0.041].

Hypothese 3. Die Mediationsanalyse offenbarte keinen signifikanten indirekten Effekt (BCa 95% KI [-0.02, 0.03]). Jedoch zeigte sich ein signifikanter Effekt des Gefühls verstanden zu werden auf die Einschätzung interpersonaler Nähe $b = 0.77$, $t(202) = 8.99$, $p < .001$, BCa 95% KI [0.61, 0.92], sowie nun auch ein signifikanter negativer Effekt von empathischem Nachfragen auf empfundene Nähe $b = -0.05$, $t(202) = -2.50$, $p = .013$, BCa 95% KI [-0.09, -0.01]. Weiterführende Analysen zeigten, dass kein Interaktionseffekt beider Prädiktoren vorliegt.

4. Diskussion

Basierend auf den vorhandenen Ergebnissen müssen wir unsere Hypothesen verwerfen. Das empathische Nachfragen einer Person wies keinen Zusammenhang damit auf, wie verstanden sich ihr Gegenüber fühlte und war allein auch kein signifikanter Prädiktor für die Einschätzung interpersonaler Nähe. Bei der gemeinsamen Aufnahme des Gefühls von Verständnis und des Ausmaßes empathischen Nachfragens in das Modell erwiesen sich beide als signifikante Prädiktoren für interpersonale Nähe. So zeigte sich ein positiver Zusammenhang zwischen Verständnis und Nähe. Entgegen unseren Erwartungen zeigte sich jedoch ein negativer Effekt empathischen Nachfragens auf interpersonale Nähe, d.h. je mehr Nachfragen erfolgten, desto weniger nah fühlte sich das Gegenüber. Wir erklären uns diesen Befund damit, dass ein hohes Maß an Nachfragen auch als „Ausfragen“ wahrgenommen werden könnte und dies vor allem in der Interaktion mit einer fremden Person zu weniger positiven Bewertungen führen kann. Auch sollte beachtet werden, dass sich basierend auf der Kodierung nur Aussagen zur Quantität, nicht aber zur Qualität der Nachfragen treffen lassen. In Zukunft sollte zum Beispiel zwischen Sach- und Emotionsnachfragen unterschieden werden und paraverbale und nonverbale Aspekte sollten Berücksichtigung finden. Weiterhin sollte beachtet werden, dass keine dyadischen Analysestrategien genutzt wurden, was zu Verzerrungen führen kann. Zuletzt sei anzumerken, dass das IPMI (Reis & Shaver, 1988) von bereits vertrauten Dyaden ausgeht. Die Personen, die wir untersucht haben, waren sich fremd. So ist es denkbar, dass bei einer ersten Einschätzung von Nähe und Verbundenheit andere Charakteristika der Partnerin bedeutsamer waren, z.B. oberflächliche Ähnlichkeiten und interpersonale Attraktivität.

5. Literatur

- Blanke, E. S., Rauers, A., & Riediger, M. (2015). Nice to Meet You-Adult Age Differences in Empathic Accuracy for Strangers. *Psychology and aging*, 30(1), 149-159.
<https://doi.org/10.1037/a0038459>
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Press.
- Huang, K., Yeomans, M., Brooks, A.W., Minson, J.A., & Gino, F. (2017). It Doesn't Hurt to Ask: Question-Asking Increases Liking. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113, 430-452
<https://doi.org/10.1037/pspi0000097>
- Reis, H. T., & Shaver, P. (1988). Intimacy as an interpersonal process. In S. Duck, D. F. Hay, S. E. Hobfoll, W. Ickes, & B. M. Montgomery (Eds.), *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions* (pp. 367-389). John Wiley & Sons.

Augen auf bei der Täterwahl: Einfluss von Druck auf Augenzeugen¹

M. Calame, J. Engicht, J. Kozinski, M. Schoppersberger, A. Wutzler

Leitung: Dr. Jürgen M. Kaufmann

1. Einleitung

Penny Beerntsen wurde im Zuge von Ermittlungen zu einem Sexualverbrechen ein Lineup gezeigt, aus dem sie aus neun Bildern den Täter identifizieren sollte. Die Polizei stand unter erheblichem Fahndungsdruck, gab diesen an die Zeugin weiter und verunsicherte sie dadurch bei ihrer Aussage. Sie wählte den mutmaßlichen Täter aus, der daraufhin zu 32 Jahren Haft verurteilt wurde. Zwanzig Jahre später bewies eine DNA-Untersuchung jedoch seine Unschuld. Auch aufgrund unprofessioneller Verhörmethoden der Beamten, durch die die Augenzeugin unter Druck gesetzt worden war, wurde der wirkliche Täter nicht gefasst und konnte weitere Angriffe verüben, während ein Familienvater 20 Jahre lang unschuldig im Gefängnis saß (Thompson, 2016). Dieses Beispiel aus den USA ist leider kein Einzelfall und verdeutlicht, dass das menschliche Gedächtnis fehleranfällig ist und von verschiedenen Faktoren, wie zum Beispiel externen Druck verzerrt werden kann. So zeigten bereits Tversky und Kahneman (1981), wie Framing, in Form unterschiedlicher verbaler Darstellungen derselben Situation zu verschiedenen Entscheidungen der Versuchspersonen in einer Dilemma-Situation führen kann. Ebenso lassen die Ergebnisse einer Studie von Kebell und Johnson (2000) den Schluss zu, dass irreführende Befragungstechniken von Anwält*innen sowohl die Konfidenz als auch die Genauigkeit von Augenzeug*innenberichten beeinflussen. Durch das Verständnis der Mechanismen, die zu fehlerhaften Erinnerungen führen, können wir Maßnahmen entwickeln, um die Genauigkeit von Augenzeug*innenberichten zu verbessern und Justizirrtümer zu minimieren.

2. Methode

Eine à-priori Poweranalyse ($k = 2$, $f = .25$, $\alpha = 0.05$, $1 - \beta = 0.8$) ergab, dass mindestens eine Versuchspersonenanzahl von 128 nötig wäre, um den erwarteten Effekt aufzudecken. Für diese Analyse wurde das Paket pwr (Champely, 2020) verwendet. Wir rekrutierten die Versuchspersonen über einen Link, der zu einem Onlineexperiment führte, welches mit PsyToolkit erstellt wurde (Stoet, 2010, 2017). Zur Auswertung der Daten wurde außerdem das Paket psytoolkittools (Engicht, 2023) verwendet. Das Experiment begann mit Fragen zur Demographie. Danach wurde den Versuchspersonen ein Video von einem inszenierten Diebstahl gezeigt. Dieses Video stammt aus einer Studie von Wulff & Hyman (2022). Je nach Bedingung wurde den Versuchsteilnehmer*innen eine Instruktion gezeigt, die emotionalen Druck bei der Täteridentifikation induzieren sollte oder nicht. Der Druck wurde durch Beschreibung einer fiktiven Situation des Opfers erzeugt. Der Täter sollte daraufhin in einem Lineup von 6 Portraits identifiziert werden. Der Täter war in jedem Lineup enthalten. Wir hielten hierbei die Reaktionszeit der Versuchsperson fest. Danach sollten die Versuchspersonen die Sicherheit ihrer Auswahl über eine Likert Skala (1-4) einschätzen sowie anschließend ihre eigene Fähigkeit, Gesichter wieder zu erkennen (Vergabe von Schulnoten 1-6). Es nahmen insgesamt 200 Personen am Experiment teil. Aus den Analysen wurden fünf Personen ausgeschlossen, da das Video nicht erfolgreich abgespielt wurde sowie eine Person, die angab, mindestens eine Person im Video zu kennen. Außerdem wurden die Daten von Versuchspersonen aus dem Datensatz entfernt, welche die Studie nicht komplett beendet hatten. Somit verblieben Daten von 164 Teilnehmer*innen, davon gaben 149 an, zu studieren (124 Psychologie Hauptfach, 18 Psychologie Nebenfach, 7 sonstige Studiengänge). Die Teilnehmer*innen waren im Mittel 21 Jahre

¹Im Titel wird aufgrund der Länge und Lesbarkeit einmalig auf genderinklusive Sprache verzichtet, es sind dennoch Personen aller Geschlechter mitgemeint.

alt ($Median = 21$, $SD = 8.43$). 30 Versuchspersonen waren männlich, 127 weiblich und 3 divers. Keine Angabe zum Geschlecht machten 4.

3. Ergebnisse

In der Druck-Bedingung zeigte sich lediglich ein Trend für eine höhere wahrgenommene Unsicherheit bei der Täterswahl als in der Kein-Druck-Bedingung ($t(157.59) = -1.379$, $p = .085$, $d = -0.22$ [-.52,.09]). In der Druck-Bedingung wurde die Option „war nicht dabei“ nicht seltener gewählt als in der Kein-Druck-Bedingung ($\chi^2(1, N = 164) = 1.143$, $p = .285$, $V = 0.1$ [.00, .25]). Es konnte außerdem auch nicht die Annahme bestätigt werden, dass in der Druck-Bedingung mehr Fehler (falsche Alarme) bei der Identifikation des Täters gesichts gemacht wurden ($\chi^2(1, N = 164) = .390$, $p = .532$, $V = 0.06$ [.00, .21]).

4. Diskussion

Zu Anfang sei gesagt, dass den Versuchsleiter*innen schon bei der Erstellung des Studiendesigns bewusst war, dass emotionaler Druck, so wie er betrachtet werden sollte, besonders unter den uns zur Verfügung stehenden Methoden schwierig zu operationalisieren sein würde. Das bedeutet, dass bereits die Manipulation an sich, mit hoher Sicherheit eine Fehlerquelle und eine Einschränkung der Validität darstellen könnte.

Trotz nicht signifikanter Effekte zeigte sich in den Daten eine gewisse Tendenz. So war die Unsicherheit der Befragten in der Druck-Bedingung tendenziell höher, es wurde öfter eine Auswahl getroffen und numerisch mehr Fehler bei der Auswahl gemacht. Es wird vermutet, dass die Effekte in der Population größer sein könnten, da die Manipulation dieser Studie nicht mit den Einflüssen auf Augenzeug*innen bei einer realen Gegenüberstellung von potentiellen Tätern vergleichbar ist. Eine vergleichbare Manipulation war auch auf Grund ethischer Bedenken nicht adäquat möglich.

Des Weiteren lassen sich häufige Kritikpunkte bei dieser Art von Experimenten auch für unsere Stichprobe finden. Es wurde zu Beginn der Datenerhebung zunächst versucht, Proband*innen in Bekannten- und Familienkreisen außerhalb des universitären Milieus zu finden. Dies erwies sich allerdings als wenig ergiebig. Der Großteil der Stichprobe besteht daher mutmaßlich aus weißen, gut gebildeten, sozioökonomisch gut gestellten und in der westlichen Kultur sozialisierten Personen und ist somit zu homogen, um Repräsentativität zu gewährleisten.

5. Literatur

- Champely, S. (2020). *pwr: Basic Functions for Power Analysis*. <https://CRAN.R-project.org/package=pwr>
- Engicht, J. (2023). *psytoolkittools: Working with PsyToolkit surveys and experiments*. <https://github.com/condecon/psytoolkittools>
- Fox, J., & Weisberg, S. (2019). *An R Companion to Applied Regression* (Third). Sage. <https://socialsciences.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion/>
- Hyman, I., & Wulff, A. (2021). *Crime Blindness Video and Materials*. <https://osf.io/nmhfr/>
- Kebbell, M. R., & Johnson, S. D. (2000). Lawyers' questioning: The effect of confusing questions on witness confidence and accuracy. *Law and Human Behavior*, 24, 629–641. <https://doi.org/10.1023/A:1005548102819>
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit: A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42(4), 1096–1104. <https://doi.org/10.3758/BRM.42.4.1096>
- Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A Novel Web-Based Method for Running Online Questionnaires and Reaction-Time Experiments. *Teaching of Psychology*, 44(1), 24–31. <https://doi.org/10.1177/0098628316677643>
- Thompson, C. (2016, Januar 5). *The Rape Victim in 'Making A Murderer,' Speaks Out*. The Marshall Project. <https://www.themarshallproject.org/2016/01/05/penny-beernsten-the-rape-victim-in-making-a-murderer-speaks-out>
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science*, 211, 453–458. <https://doi.org/10.1126/science.7455683>
- Wulff, A. N., & Hyman, I. E. (2022). Crime blindness: The impact of inattentive blindness on eyewitness awareness, memory, and identification. *Applied Cognitive Psychology*, 36(1), 166–178. <https://doi.org/10.1002/acp.3906>

Guess Who I am!

Anne Seeber, Hanna Francke, Lilian Ende, Moritz Ifland

Supervision: Prof. Dr. Gyula Kovács

1. Introduction

The ability and speed of facial recognition is quite important and has been subject of research for the last years (Bentin et al., 1996; Kanwisher et al., 1997). However, the neuronal proceeding of the level of familiarity is not yet so well understood (Ramon et al., 2018).

Based on the article by Wiese et al., 2018 using EEG, they discovered a robust neural index of face familiarity, called 'Sustained Familiarity Effect' (SFE). In fact, the maximum of familiarity effects by SFE has been obtained between 400 ms and 600 ms right after stimuli onset. It is most obvious in occipito-temporal channels, mostly around the electrodes TP9 and TP10. This implied that famous faces should have a more negative peak within this time window in contrast to unfamous faces. Another experiment has shown that the ability of face recognizing varies between persons. The authors used the "Before they were famous Test" in which the stimuli varies in angle and age of the celebrities faces. That means they included photos of celebrities as children before they became famous. Some people, the so called "super-recognizer", could easily identify the younger versions even though they never saw these images before (Russel et al., 2009).

Based on that we wanted to know if there is an interaction between face-age and familiarity. This should be manifest in a smaller familiarity effect for young faces compared to old ones in the ERPs. The present experiment claims that there is no such difference in the ERPs between the component famous and unfamous faces.

2. Methods

Twenty participants (16 female, one left-handed) with an average age of 21.5 years ($SD = 1.92$) took part in our EEG experiment. No participant had neurological disorders. Before we started, the participants were informed about the experiment and gave a written information consent. Our experiment also contained stimulus material of another EMPRA-group ("Iconic Brainwaves: Surfing the EEG signals of icon familiarity"). We only analyzed the data that was recorded with our stimuli, concentrating on the trials with faces.

Our material includes pictures of five familiar celebrities (Heidi Klum, Katy Perry, Queen Elizabeth II., Jennifer Aniston, Angela Merkel) and five celebrities from different countries, unknown to all participants (Valerie Bertinelli (USA), Deborah Kerr (Great Britain), Mindy Cohn (USA), Neetu Singh (India), Cassie – "Thrift Thick" (USA)).

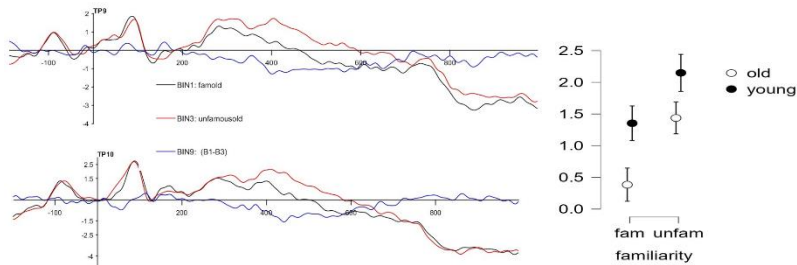
The participants were seated in an electrically shielded room and with their heads resting in a chin rest. The experiment contained 4 blocks with 220 trials. Each block started with a fixation cross (1000 ms). The pictures were shown 600 ms with a 250 ms fixation cross between each. After each block there was a possibility to take a rest. The task was to press the space button when the same picture was shown two times in row for attention control.

We recorded a 64-channel EEG, with a modified 10-20 system and a sampling rate of 512 Hz. The EEG was segmented from -200 to 1000 ms relative to stimulus onset, with the first 200 ms as baseline. Artefact rejection was carried out by rejecting trials showing an amplitude higher than 100 μV .

To analyze the data, we used MATLAB R2023, EEGLAB and ERPLAB (v2023.0) and ran our statistics in JASP 0.17.2.1. For statistical analysis we used a within-subject repeated-measures Analysis of Variance (ANOVA) for the mean amplitudes between 350 to 650 ms with factors of familiarity (2: famous, unfamous), age (2: old, young) and electrodes (7: P9, PO9, TP9, Iz, P10, PO10, TP10).

3. Results

For illustrative purposes the differential ERPs of the occipito-temporal channels show that familiar faces elicit substantially more negative amplitudes than unfamiliar faces (Fig. 1). Statistical analysis confirmed that the main effects of familiarity, $F(1,19) = 31,439$, $p < .001$, $\eta_p = .623$ and age, $F(1,19) = 33.908$, $p < .001$, $\eta_p = .641$ were both significant. However, the interaction of familiarity and age, $F(1,19) = 0.821$, $p < .376$, $\eta_p = .041$ was not significant. Figure 2 shows the descriptive plots of the main effects of familiarity and age.



age Fig. 1 (left): Grand average ERPs (N=20) at the left and right occipito-temporal channels TP9 and TP10 for familiar-old (black line) versus unfamiliar-old (red line) faces as well as the differential curve (blue line) of these two conditions.

Fig. 2 (right): Descriptive plots (N=20) of the main effects of familiarity and age for the mean amplitudes (350-650 ms) of the electrodes P9, PO9, TP9, Iz, P10, PO10 and TP10 (+/- 95% CI).

4. Discussion

This study dealt with the processing and recognition of faces depending on familiarity and age. The particular focus was on the difference between famous and unfamous faces, which additionally varied in the age of the presented stimuli.

The examination of the familiarity of famous when compared to unfamous people has shown significant main effects of familiarity and age.

However, there are a few limitations in the data. First of all, a more extensive study with more participants should be carried out in order to be able to make a generally valid statement. The participants were exclusively students of psychology in the 4th semester, which leads to a very homogeneous sample. Furthermore, the stimuli were not individually tested to determine whether the participants were actually familiar with the “famous people” and unfamiliar with the “unfamous people”. Although the given limitations, we were able to extend the previous results by Wiese et al., 2018.

5. References

- Bentin, S., Allison, T., Puce, A., Perez, E., & McCarthy, G. (1996). Electrophysiological studies of face perception in humans. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 8, 551-565. doi:10.1162/jocn.1996.8.6.551
- Kanwisher, N., McDermott, J., & Chun, M.M. (1997). The fusiform face area: A module in human extrastriate cortex specialized for face perception. *Journal of Neuroscience*, 17, 4302-4311.
- Ramon, M., & Gobbi, M. I. (2018). Familiarity matters: A review on prioritized processing of personally familiar faces. *Visual Cognition*, 26(3), 179-195. doi:10.1080/13506285.2017.1405134
- Russell, R., Duchaine, B., & Nakayama, K. (2009). Super-recognizers: People with extraordinary face recognition ability. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(2), 252-257. doi:10.3758/PBR.16.2.252
- Wiese, H. and Tüttenberg, S.C. and Ingram, B.T. and Chan, C.Y.X. and Gurbuz, Z. and Burton, A.M. and Young, A.W. (2018) 'A robust neural index of high face familiarity.', *Psychological science*.

Iconic Brainwaves: Surfing the EEG-signals of icon familiarity

Robert Matthäus, Salomé L. Kämpfe, Josefine Certa, Lisa Göschel, Sophie Pawlik

Supervision: Prof. Dr. Gyula Kovács

1. Introduction

Icons play an important role in humans' everyday life (Zhou et al., 2022), because they express information in a universal way and therefore improve the efficiency of information transmission (Yang et al., 2021). They are small pictures or symbols representing a brand and can appear in many designs. Famous examples for icons are the yellow M, which stands for the brand McDonald's or the three-pointed star, which stands for Mercedes. Icons are said to be easily remembered and identified (Yang et al., 2021). While humans' ability to recognise faces has been widely explored, the topic of icon familiarity is still largely uncharted territory. Familiarity refers to the frequency with which people interact with or think about a given entity in everyday life (Souza et al., 2022). Therefore, the aim of this study was to evaluate if the effects of icon familiarity differ from the so-called Sustained Familiarity Effect (SFE), which is often connected to face familiarity. The SFE is a neural familiarity marker, which demonstrates a clear difference in brain potentials between familiar and unfamiliar faces (in the time frame of 200-600 ms after stimulus onset) (Wiese et al., 2018). In an explorative approach regarding icon familiarity the authors of this study considered the following research questions: Can the SFE be found for icon recognition? Which effects of icon familiarity can be found? To explore this, an EEG study was conducted.

2. Methods

Participants. The sample consisted of 22 participants (17 female), with a mean age of 21,45 years (SD=1,23). All participants reported normal or corrected to normal vision and did not take any central-acting medication. Using G*Power version 3.1.9.7 a post-hoc power analysis was performed for the main effect of familiarity of each the confirmatory analysis and the analysis testing the frontal familiarity effect, both with a significance criterion of $\alpha=0.05$.

Experimental design and procedure. Participants were seated in an electrically shielded and sound-attenuated cabin with their heads situated on a chin rest. During the experiment participants were presented with several highly variable images of familiar and unfamiliar icons as well as faces (400x400 pixels). The stimuli were presented in the centre of the screen against a grey background. The experiment consisted of four blocks with 220 trials each, separated by breaks of individual length. Each block consisted of 100 images of faces, along with 5 familiar and 5 unfamiliar icon images, each having 10 variations, presented in randomised order for 600 ms, followed by a fixation cross for 250 ms. However, in this study only the icon stimuli were used for further analysis (to see the analysis of the face stimuli see the study "Guess Who I am"). To ensure that the participants stayed focused during the whole procedure a one-back task was implemented.

EEG recording and data analysis. EEG recording was performed using a 64-channel BioSemi Active II system. Recording sites corresponded to an extended 10-20 system. For preprocessing, an average reference was set and a bandwidth filter (0.1 Hz – 40 Hz) was applied. The continuous data was then divided into epochs, each with a duration of 1200 ms, beginning 200 ms before stimulus onset. Epochs with amplitudes exceeding a threshold of $\pm 100 \mu\text{V}$ were rejected before averaging the individual ERPs of all subjects for the familiar and unfamiliar icon conditions. Statistical analysis was carried out using two within-subject repeated-measures Analyses of Variance (ANOVA) with the two within-subject factors familiarity (familiar, unfamiliar) and electrode (TP9, TP10, PO9, PO10, P9, P10, Iz). For a confirmatory analysis, the mean amplitudes at those recording sites in between 400 and 600 ms after stimulus onset were used. For an exploratory analysis, a shorter timeframe of 350-450 ms after stimulus onset was used instead. Additionally, in a second exploratory analysis, an otherwise similar

ANOVA was conducted, where the levels of electrode were F8, FT8, TP8 and T8 instead. Recording sites and timeframes were either chosen based on Wiese et al. 2021 (confirmatory analysis), or by visual inspection of topographic and waveform plots of a difference condition (familiar-unfamiliar) of the averaged ERPs (exploratory analysis).

3. Results

Confirmatory Analysis. For the confirmatory ANOVA, neither the main effect of familiarity, $F(1, 21) = 0.039$, $p = .845$, $\eta_p^2 = .002$, 90% CI [0, 0.09], $M_{diff} = 0.036 \mu\text{V}$, 95% CI [-0.348, 0.421], nor the interaction between electrode and familiarity, $F(3.52, 74.04) = 0.545$, $p = .681$, $\eta_p^2 = .025$, 90% CI [0, 0.062], were statistically significant, suggesting no differences in neural activity between the perception of familiar and unfamiliar icons in the recording sites and timeframe where the SFE was found to be the biggest.

Exploratory Analysis. The first exploratory ANOVA, concerning the occipito-parietal recording sites, neither yielded a significant main effect of familiarity, $F(1, 21) = 0.37$, $p = .549$, $\eta_p^2 = .017$, 90% CI [0, 0.18], $M_{diff} = -0.122 \mu\text{V}$, 95% CI [-0.537, 0.294], nor a significant interaction between electrode and familiarity $F(3.59, 75.43) = 0.122$, $p = .966$, $\eta_p^2 = .006$, 90% CI [0, 1], repeating the results of the confirmatory analysis for the new, shorter timeframe. The second exploratory analysis confirmed the observations of a more negative signal for unfamiliar than for familiar faces in the frontotemporal electrodes, revealing a significant main effect of familiarity, $F(1, 21) = 9.59$, $p = .005$, $\eta_p^2 = .313$, 90% CI [0.06, 0.51], $M_{diff} = -0.466 \mu\text{V}$, 95% CI [-0.779, -0.153].

Power Analysis. While the power analysis for the parietal effect in the 400-600 ms timeframe resulted in a power of $1 - \beta = .06$, given an effect size of $\eta_p^2 = .002$, the resulting power of the frontal effect was a power of $1 - \beta = .99$, given an effect size of $\eta_p^2 = .313$.

4. Discussion

The present study tested the neuronal correlates of icon familiarity whereby the hypothesis, that the SFE can be found for icons, was not confirmed. All results must be considered in the light of some problems that arose in the conduct of the study. First, only a selected stimuli set was used. The participants were not asked to what extent they knew the icons, neither was a preliminary study conducted to evaluate the average familiarity of icons in the examined age group. Second, the design of the study or rather the long duration of the experiment, may have led to habituation in some or many participants, which could have negatively affected any potential differences between familiar and unfamiliar icons. Third, as the post-hoc power analysis shows, the power for the observed effect size was not sufficient to find the SFE. Overall, the results showed that familiarity effects for known icon stimuli can also be detected in the neuro-physiological signal but with a different spatio-temporal distribution as compared to faces.

5. References

- Souza, C., Carmo, J.C. & Garrido, M.V. (2022). Norms for pictures of proper names: contrasting famous people and well-known places in younger and older adults. *Behaviour research methods*. 55, 1244–1258.
- Wiese, H., Anderson, D., Beierholm, U., Tüttenberg, S.C., Young, A.W. & Burton A.M. (2021). Detecting a viewer's familiarity with a face: Evidence from event-related brain potentials and classifier analyses. *Psychophysiology*, 59, e13950.
- Wiese, H., Tüttenberg, S.C., Ingram, B.T., Chan, C.Y.X., Gurbuz, Z., Burton, A.M. & Young, A.W. (2018). A robust neural index of high face familiarity. *Psychological science*.
- Yonelinas, A.P. (2002). The Nature of Recollection and Familiarity: A Review of 30 Years of Research. *Journal of Memory and Language* 46, 441-517.
- Yang, C., Peng, Y., Zeng, J. (2021). Cognition and Application of Icon Complexity based on EEG.
- Zhou, Y.X., Wang, H.Y., Gan, L.L., Wu, J.C. & Xue, C.Q. (2022). An ERP-based Icon Contour Similarity Perception Research. 2022 IEEE International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management (IEEM). 177-0181.

Na, noch online? – Zur Verbesserung der Vorhersagekraft der Theory of Planned Behavior mittels impliziter Maße

Aline Felk, Mira Hehnke, Charlotte Kaiser, Franka Lenski, Paula Schleert

Leitung: M.Sc. Merlin Urban

1. Einleitung

Laut der *Theory of Planned Behavior* (TPB; Ajzen, 1991) wird Verhalten durch die wahrgenommene Verhaltenskontrolle (Perceived Behavioral Control, PBC) und die Intention, das Verhalten zu zeigen, erklärt. Die Intention wiederum wird durch die Einstellung, die subjektiven Normen und PBC erklärt. Trotz zahlreicher erfolgreicher Anwendungen der TPB, wird ihre limitierte Vorhersagekraft kritisiert, was sich in einer nicht zufriedenstellenden Varianzaufklärung der Intention und dem Verhalten äußert (z.B. Armitage & Conner, 2010). Mögliche Gründe für die eingeschränkte Vorhersagekraft sind z.B. der Einfluss von sozial erwünschtem Antwortverhalten oder nicht berücksichtigte psychologische Konstrukte (Ajzen, 2011). Daran anschließend stellt unsere Studie die Frage, ob durch die Erfassung der TPB-Variablen mit impliziten Maßen die Vorhersagekraft der TPB verbessert werden kann. Erste Hinweise dafür gibt es, jedoch beschränkten sich diese auf die Erfassung der Einstellung (z.B. Millar, 2011). Das liegt vermutlich daran, dass geeignete implizite Maße zur Messung der anderen TPB-Variablen lange fehlten. Durch neuere Entwicklungen könnte sich dies nun geändert haben: Propositionale Maße wie das *Propositional Evaluation Paradigm* (PEP; Müller & Rothermund, 2019), ein priming-basiertes Reaktionszeitmaß, erlauben es, nicht nur Assoziationen, sondern den Wahrheitsgehalt verschiedener propositionaler also inhaltlicher Verknüpfungen zwischen Konzepten zu messen. Dieser Schritt könnte für eine implizite Messung aller TPB-Variablen notwendig gewesen sein. Wir wenden also den PEP auf die TPB an. Der untersuchte Verhaltensbereich ist die Reduktion der Handynutzung. Die zentralen Hypothesen sind: H1) Intention und PBC, gemessen mit dem PEP, klären Varianz im Verhalten über die entsprechenden expliziten Maße hinaus auf und H2) Einstellung, Subjektive Normen und PBC, gemessen mit dem PEP, klären Varianz in der explizit erfassten Intention über die korrespondierenden expliziten Maße hinaus auf.

2. Methode

Stichprobe. Es nahmen 49 Psychologiestudierende an der Studie teil (Alter: $M = 22$; 96% weiblich). *Ablauf.* Die Studie umfasste zwei Messzeitpunkte (MZ). Zu MZ1 wurde zuerst das Verhalten erfasst, gefolgt von der Erfassung der TPB-Variablen mit dem PEP und mit einem Fragebogen. Zu MZ2, acht Tage nach MZ1, wurde nur das Verhalten erneut gemessen.

Messinstrumente. Das Verhalten Handynutzung wurde mittels Selbstbericht (MZ1: $\alpha = .68$; MZ2: $\alpha = .67$) und mittels Screenshots von der Bildschirmzeit erfasst. Zu jedem der zwei MZ bezog sich das Verhalten auf die letzten sieben Tage. Um die Reduktion der Handynutzung abzubilden, wurde pro Verhaltensmessung eine Differenzvariable zwischen MZ1 und MZ2 berechnet. Die TPB-Variablen erfasst über den Fragebogen wurden durch fünf Items pro Variable erfragt ($.85 \leq \alpha \leq .95$). Der Itemstamm lautete immer "Mein Handy die nächsten 7 Tage 50% weniger zu nutzen" und wurde je nach Variable ergänzt (z.B. "finde ich gut"). Zur Messung der TPB-Variablen mit dem PEP gingen dieselben Items des Fragebogens als Trials in den PEP ein ($.12 \leq \alpha \leq .64$).

3. Ergebnisse

Zur Überprüfung von H1 und H2 rechneten wir hierarchische Regressionen. Entgegen H1 ließ sich die Reduktion der Handynutzung weder gemessen über Selbstberichte noch über Screenshots der Bildschirmzeit mit den impliziten Prädiktoren Intention und PBC über die korrespondierenden expliziten Prädiktoren hinaus vorhersagen (vgl. Tabelle 1). Modellvergleiche zeigten, dass weder

beim Selbstbericht, $F(2, 44) = 0.81, p = .45$, noch bei den Screenshots, $F(2, 42) = 0.29, p = .75$, mehr Varianz aufgeklärt werden konnte. Entgegen H2 konnten die impliziten Prädiktoren Einstellung, subjektive Normen und PBC auch die explizit erfasste Intention nicht signifikant über die korrespondierenden expliziten Prädiktoren hinaus vorhersagen (vgl. Tabelle 1). Der Modellvergleich zeigte, dass durch die zusätzliche Betrachtung der impliziten Prädiktoren marginal signifikant mehr Varianz in der expliziten Intention erklärt werden konnte, $F(3, 42) = 2.39, p = .08$.

Tabelle 1. Hierarchische Regressionen zur Vorhersage des Verhaltens und der Intention

	Verhaltensreduktion				FB Intention			
	ΔR^2	B	SD	p	ΔR^2	β	SD	p
FB	.13 (.01)				.50			
FB Einstellung						.64	.15	.00***
FB SN						-.06	.14	.68
FB PBC		.23 (-.09)	.15 (.17)	.14 (.59)		.20	.12	.10
FB Intention		.20 (.11)	.15 (.17)	.20 (.51)				
FB und PEP	.03 (.02)				.07			
FB Einstellung						.55	.15	.00***
FB SN						-.09	.14	.52
FB PBC		.21 (-.09)	.16 (.17)	.19 (.60)		.19	.11	.10
FB Intention		.30 (.15)	.18 (.19)	.09 (.45)				
PEP Einstellung						.16	.12	.19
PEP SN						.08	.12	.47
PEP PBC		-.15 (-.12)	.15 (.16)	.31 (.45)		.17	.11	.11
PEP Intention		-.10 (.02)	.15 (.17)	.51 (.91)				

Anmerkung. FB = Fragebogen. Die Werte vor den Klammern beziehen sich auf die Selbstberichte, die in den Klammern auf die Screenshots. *** $p < .001$.

4. Diskussion

Weder die H1 noch die H2 ließen sich bestätigen. Entsprechend hat die Erfassung der TPB-Variablen mit impliziten Maßen weder zu der gewünschten Erhöhung der Varianzaufklärung im Verhalten noch in der expliziten Intention geführt. Immerhin zeigte sich bzgl. H2 eine Tendenz zur Signifikanz, sodass eine implizite Erfassung der TPB-Variablen zur verbesserten Vorhersage der expliziten Intention relevant sein könnte, aber die notwendige Power aufgrund der geringen Stichprobe fehlte. Prinzipiell stellt sich bei den Ergebnissen die Frage, ob der PEP die TPB-Variablen valide gemessen hat. Der PEP wurde bisher weder zur Messung mehrerer Variablen noch zur Messung der TPB-Variablen herangezogen. Untersuchungen zur Konstruktvalidität fehlen also. Es stellt sich auch die Frage, ob die TPB-Variablen zu spezifisch erfasst wurden, um kognitiv repräsentiert zu sein, was die implizite Messung der TPB-Variablen in Frage stellen würde.

5. Literatur

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behaviour. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211.
- Ajzen, I. (2011). The theory of planned behaviour: Reactions and reflections. *Psychology & Health*, 26, 1113-27.
- Armitage, C. J. & Conner, M. (2010). Efficacy of the Theory of Planned Behaviour. A meta-analytic review. *British Journal of Social Psychology*, 40(4), 471-499.
- Miller, M. G. (2011). Predicting dental flossing behaviour: The role of implicit and explicit responses and beliefs. *Basic and Applied Social Psychology*, 33(1), 7-15.
- Müller, F. & Rothermund, K. (2019). The Propositional Evaluation Paradigm: Indirect Assessment of Personal Beliefs and Attitudes. *Frontiers in Psychology*, 10, 2385.

Der Einfluss von Attraktivität auf den other-”race” effect

Marie Arens, Naomi Hadad, Effi Metzkes, Lea Runkel

Leitung: Dr. Jürgen M. Kaufmann

1. Einleitung

Der other-”race” effect (ORE) beschreibt das Phänomen, dass wir Gesichter anderer ethnischer Erscheinungsbilder schlechter lernen und differenzieren können, als Gesichter unseres eigenen Typs. Erklärungsansätze basierend auf Wahrnehmungsexpertise (Rossion & Michel, 2011) postulieren, dass es Mechanismen zur Gesichtererkennung gibt, die sich je nach Erfahrung und Übung immer mehr spezialisieren. Ungewohnte Gesichtertypen werden demnach weniger effizient verarbeitet, als solche, mit denen man oft konfrontiert ist. Soziokognitive Theorien (Hugenberg et al., 2010) nehmen an, dass der Prozess der individuellen Gesichtererkennung nur angewendet wird, wenn daraus ein sozialer Vorteil im Sinne einer potentiellen sozialen Interaktion mit Menschen gleichen Typs resultiert. Es besteht also die Annahme, dass die grundsätzlichen Fähigkeiten zur Erkennung von Gesichtern eines anderen Typs gegeben seien. Gesichter eines anderen ethnischen Typs werden nach diesen Theorien hingegen aufgrund mangelnder Motivation mit weniger aufwendigen Mechanismen verarbeitet und können deswegen schlechter erinnert und differenziert werden. Hier setzt die vorliegende Studie an: es wurde angenommen, dass für attraktive Gesichter eine größere Motivation und Aufmerksamkeit besteht, sich diese zu merken, als für unattraktive, da erstere eventuell relevanter für eine soziale Interaktion sind. Wir stellten daher die Hypothese auf, dass Attraktivität den ORE reduzieren müsste. In einer im Wintersemester 2022/23 durchgeführten Studie fanden wir bereits entsprechende vorläufige Evidenz. In der aktuellen Studie sollten Limitationen der vorangegangenen Untersuchung minimiert und die Hypothese unter verbesserten Bedingungen nochmals überprüft werden.

2. Methode

Teilnehmende: Basierend auf den Ergebnissen des Wintersemesters ergab eine a-priori Poweranalyse mit dem R-Paket *superpower* (Lakens & Caldwell 2022) für die zweifach-Interaktion zwischen Gesichtertyp (asiatisch vs. europäisch) und Attraktivität (attraktiv vs. unattraktiv) für d' in der Testphase, dass mindestens 50 Versuchspersonen benötigt werden, um eine Power von .08 zu erreichen. Von 31 erhobenen Datensätzen wurden zwei Personen entfernt, da sie männlich waren. Somit waren die Teilnehmenden alle weiblich und hatten bisher vorwiegend mit Menschen europäischen Typs Kontakt, und gaben an, heterosexuell zu sein. Die Altersspanne der Versuchspersonen reichte von 19-36 Jahren ($M = 22.4$, $SD = 3.4$).

Stimuli: Insgesamt wurden exklusive der Übungsphase 108 junge bis mittelalt erscheinende männliche Gesichter gezeigt. Die Stimuli setzten sich aus vier gleich großen Sets von a) attraktiven europäischen, b) unattraktiven europäischen, c) attraktiven asiatischen und d) unattraktiven asiatischen Gesichtern zusammen. Die Zuordnung der Gesichter zu den jeweiligen Attraktivitätsbedingungen basierte auf den Ratings einer Pilotstudie aus dem Wintersemester 2022/23. Alle Gesichter waren durch eine KI generiert, zeigten neutrale Gesichtsausdrücke und entstammten der Online-Datenbank generated.fotos.com.

Prozedur: Die Studie fand online mittels der Software *PsyToolkit 3.4.4* statt (Stoet, 2010; 2017). Nach einer Aufklärung über die Rahmenbedingungen der Studie wurden die Versuchspersonen randomisiert einer von vier Bedingungen zugeordnet. Zum einen wurde ausbalanciert, mit welchen Tasten auf gelernte bzw. neue Gesichter reagiert werden sollte, zum anderen, welche Hälfte der Stimuli in der Lern- und welche in der Testphase gezeigt wurde. Nach einer Übungsphase sollten die Versuchspersonen in der Lernphase die Attraktivität der ersten 52 Stimuli auf einer Skala von eins bis fünf beurteilen. In der darauffolgenden Testphase wurde für alle 104 Stimuli mittels Tastendrucks

abgefragt, ob das jeweilige Gesicht bereits gelernt wurde oder neu war. Im Anschluss erfolgte eine Abfrage demographischer Daten.

3. Ergebnisse

Eine 2 x 2 ANOVA für den Signalentdeckungs-Sensitivitätsparameter d' mit Messwiederholungen auf den Faktoren Typ und Attraktivität ergab einen Haupteffekt für den Faktor Typ, $F(1,28) = 14.775$, $p = .001$, $\eta_p^2 = .345$, sowie eine Interaktion zwischen Typ und Attraktivität, $F(1,28) = 6.909$, $p = .014$, $\eta_p^2 = .198$. Einzelvergleiche mittels t -Tests zeigten für unattraktive Gesichter einen ORE mit Nachteilen für asiatische, im Vergleich zu europäischen Gesichtern, $t(28) = -4.206$, $p > .001$, während sich für attraktive Gesichter kein ORE ergab, $t(28) = -1.300$, $p = .204$. Eine ANOVA für das Maß des Antwortbias (Kriterium C) legte einen Effekt für den Faktor Attraktivität nahe, $F(1,28) = 4.25$, $p = .049$, $\eta_p^2 = .13$, laut dem unattraktive Gesichter zu einer leicht konservativeren Antworttendenz führten. Für die Akkuratheiten ergab eine 2 x 2 x 2 ANOVA mit Messwiederholungen auf den Faktoren Bekanntheit, Typ und Attraktivität Haupteffekte für Bekanntheit, $F(1,28) = 7.992$, $p = .009$, $\eta_p^2 = .222$, und Typ, $F(1,28) = 12.704$, $p = .001$, $\eta_p^2 = .312$. Zudem wurden Interaktionen zwischen den Faktoren Bekanntheit und Attraktivität, $F(1,28) = 4.426$, $p = .045$, $\eta_p^2 = .136$, sowie Typ und Attraktivität festgestellt, $F(1,28) = 7.362$, $p = .011$, $\eta_p^2 = .208$. Wie für die d' -Werte zeigte ein t -Test für unattraktive Gesichter einen ORE, $t(28) = -4.111$, $p < 0.01$, der für attraktive Gesichter nicht beobachtet wurde, $t(28) = -0.994$, $p = .329$. Die Auswertung der RTs ergab lediglich etwas kürzeren RTs für unattraktive Gesichter, $F(1,28) = 8.335$, $p = .007$, $\eta_p^2 = .229$ ($M = 968$ ms vs. $M = 998$ ms).

4. Diskussion

Die Ergebnisse legen eine Modulation des ORE durch Attraktivität nahe. In der unattraktiven Bedingung waren die Wiedererkennungslleistungen für Gesichter asiatischen Typs schlechter, während für attraktive Gesichter kein ORE gefunden wurde. Diese Beobachtung steht im Einklang mit soziokognitiven Erklärungsansätzen, welche die Rolle der Motivation betonen. Im Gegensatz dazu allerdings heben andere Autoren die Rolle der Gesichter-Distinktheit für den ORE hervor (Kaufmann et al., 2018). Auf Basis der vorliegenden Daten kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich unsere Stimulussets nicht nur bezüglich der Attraktivität, sondern auch ihrer Distinktheit voneinander unterscheiden, was die Ergebnisse beeinflusst haben könnte. Eine weitere potentielle Limitation besteht in der Verwendung von KI-generierten Stimuli. Zudem war die Stichprobe hinsichtlich Alterszusammensetzung, sozio-ökonomischem Status, kulturellem Hintergrund und Geschlecht homogen, und die Befunde sind daher nicht ohne Weiteres generalisierbar. Zukünftige Forschung sollte diese Punkte adressieren. Zu prüfen wäre unter anderem, ob die Modulation des ORE durch Attraktivität auch bei männlichen Beobachtern zu finden ist.

5. Literatur

- Hugenberg, K., Young, S. G., Bernstein, M. J., & Sacco, D. F. (2010). The categorization-individuation model: An integrative account of the other-race recognition deficit. *Psychological Review*, 117(4), 1168–1187. <https://doi.org/10.1037/a0020463>
- Kaufmann, J., Vogt, S., & Schweinberger, S. (2018). The big nose bias, or when distinctiveness hinders face learning: Evoking an other-race effect with selectively manipulated same-race faces. *Journal of Vision*, 18(10), 1101-1101. <https://doi.org/10.1167/18.10.1101>
- Rossion, B., & Michel, C. (2011). An experience-based holistic account of the other-race face effect. In A. J. Calder, G. Rhodes, M. H. Johnson & J. V. Haxby (Hrsg.), *Oxford handbook of face perception* (S. 215–244). Oxford: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199559053.013.0012>
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit - A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42(4), 1096-1104. <https://doi.org/10.3758/BRM.42.4.1096>
- Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A novel web-based method for running online questionnaires and reaction-time experiments. *Teaching of Psychology*, 44(1), 24-31. <https://doi.org/10.1177/0098628316677643>
- Lakens, D., & Caldwell, A.R. & (2022). https://cran.r-project.org/web/packages/Superpower/vignettes/intro_to_superpower.html

How risk perceptions related to climate crisis and repression influence climate activism

Leah Hermsdorf, Tamar Lomidze, Miral Salah

Supervision: Dr. Mete Sefa Uysal

1. Introduction

Climate change is one of the biggest challenges that the present era ever had to face, which requires collective action to mitigate its detrimental effects. Collective action refers to participation in any activity for the betterment of the conditions of the group, and examples of these include mass political actions and high-risk activism. In order for collective action to occur, we have to understand the main factors at play and those are: efficacy, identification and emotions (van Zomeren, 2013). Efficacy relates to the belief of one's or one's group's capacity and ability to perform certain behavior to achieve their goals. And it has been found that individuals are more likely to participate in collective action due to instrumental motivations. Findings have repeatedly indicated that collective efficacy acts as a stronger predictor of collective action (Mummendey et. al, 1999). Additionally, as efficacy refers to a group with a shared goal, this therefore also shows that motivations are group-based and with that, it is proved that the probability of one participating in collective action is reliant on how much a person identifies with this group.

We hypothesized that (a) individuals who are assigned to high climate-risk conditions will demonstrate a greater willingness to take a part in climate collective action versus those in low-risk conditions. That means that people who directly experience or expect severe climate-related sequels will be more innervated to act. (b) Individuals who are conjugated to high protest-risk conditions will demonstrate a greater willingness to take a part in climate collective action versus those in low-risk conditions. Moreover, we hypothesized that (c) individuals who highly identify themselves as activists will be associated with a greater willingness to partake in climate collective action. And that (d) higher group efficacy and higher participative efficacy will lead to greater willingness to partake in climate collective action. Lastly, we hypothesized that (e) emotional variables including anger, hope, fear, and guilt will be linked to a greater willingness to participate in climate collective action.

2. Methods

Participants were recruited by sending an online link via the university's email distribution list and by sending this link via messenger to our private contacts. Participants who study Psychology at the Friedrich-Schiller-University received 0,25 test subject hours as reward.

To analyze the data, we used a 2x2 between-subjects factorial experiment design. We had a sample size of $n = 182$, one participant was deleted, because of unrealistic age (105). Age ranged from 18 to 61 years ($M = 24.4$, $SD = 8.45$). Most of the participants were female (131 women, 46 men, 5 non-binaries) 132 participants were from Thuringia, 42 from Saxony, and 8 were from other German regions. We also asked about political orientation on a scale from 1 to 10. We defined 1 as "left-wing" and 10 as "right-wing". On average, the participants classified themselves as more left-wing ($M = 3.79$, $SD = 1.73$).

3. Results

We wanted to measure the willingness to participate in climate collective action as a function of our manipulated variables climate risk perception (High vs. Low) and protest risk perception (High vs. Low). As predictors and covariates, we used Climate Activist Identification, Group Efficacy, Participative Efficacy, Collective Impatience and Emotions (Anger, Hope, Fear, Guilt).

To check if people in the high protest risk manipulation group reported a higher perception of protest risk than people in the low protest risk manipulation group, we performed a one-way ANOVA comparing the high and low protest risk conditions. Neither of the manipulations had a significant effect (*climate risk*: $F(1, 176) = 0.21$, $p = 0.648$; *protest risk*: $F(1, 177) = 0.01$, $p = 0.939$).

We continued by using the data for correlational analysis. Nearly all the variables were positively correlated. Activist identification was the most positively correlated with nonnormative collective action ($r = 0.760$, $p < .001$) and normative collective action ($r = 0.706$, $p < .001$). Collective Impatience showed a significant correlation with normal collective action ($r = 0.685$, $p < .001$).

The emotions anger, fear and guilt showed also significant positive correlations with normative and nonnormative collective action.

We tested the predictive value of the relevant variables by performing a linear regression analysis, using participative efficacy, collective efficacy, protest risk, climate risk, activist identification and collective impatience as predictors for collective action. A variance of 70% in collective action intentions could be explained by the variables. Activist identification had the biggest effect on collective action ($\beta = 0.593$, $p < .001$). The more participants identified as an activist, the higher were their collective action intentions.

Protest risk had a significant impact on collective action ($\beta = 0.370$, $p < .001$). If participants perceived higher protest risk, they were more likely to show collective action tendencies. Climate risk had no significant impact on collective action, unlike collective impatience ($\beta = 0.298$, $p < .001$). Participative efficacy and collective efficacy had no significant impact on collective action ($\beta = -0.011$, $p > .001$; $\beta = -0.156$, $p > .001$).

4. Discussion

This study aimed to investigate whether perceived low vs. high climate risk and low vs. high protest risk have an influence on the willingness to participate in collective action in the case of Germany. Contrary to the assumption, that the global problem of climate change motivates people to act against it, our study did not find a significant impact from perceived climate risk to collective action. This may be due to various reasons.

First, participation in any protest is affected by many factors such as activist identification, self-efficacy, group-efficacy, political orientation, and the direct effect of climate change.

Moreover, to conduct this study we have done an online survey with an informative text about climate change and protest. Text-based manipulation was not influencing enough for the participants to perceive all the consequences and risks of climate change. It would be more efficient to manipulate these two variables via Videos so that the partakers can recognize the severe impact of climate change on different sectors and its aversive ramifications.

Furthermore, the fact that participants could fill out the survey online, from home, at university, or in a neutral environment has affected our outcome.

Our findings highlight that among the variables the examined activist identification had the highest influence on collective action tendencies.

5. References

- Uysal, M., Acar, M. (2022) 'To Participate or Not Participate, That's the Question': The Role of Moral Obligation and Different Risk Perceptions on Collective Action, 448
- Mummendey, A., Kessler, T. M., Klink, A., & Mielke, R. (1999). Strategies to cope with negative social identity: Predictions by social identity theory and relative deprivation theory.
- Van Zomeren, M. (2013). Four Core Social-Psychological Motivations to Undertake Collective

Stimmenlernen – Erkennen wir wieder, wen wir hören?

**Michelle Gneiße, Isabell Jahn, Chelsea Köppen,
Hannah Lauterbach, Laureen Zimmermann**

Leitung: Dr. Romi Zäske

1. Einleitung

Das menschliche Gehirn kann Stimmen erkennen, merken und Signale über Eigenschaften von SprecherInnen daraus wahrnehmen. Im Gegensatz zum Gesichtergedächtnis gibt es für die Untersuchung des Stimmengedächtnisses erst wenige standardisierte Verfahren: Analog zum Cambridge Face Memory Test (CFMT [1]) erfasst der Jena Voice Learning and Memory Test (JVLMT [2]) individuelle Unterschiede in der Fähigkeit, unbekannte Stimmen zu lernen und zu erinnern. Es wurde zudem als Screening-Instrument entwickelt und kann Personen mit Phonagnosie erkennen, d.h. der Unfähigkeit bekannte Stimmen zu erinnern, und sog. Super-Recognizer, die kaum eine Stimme vergessen. Untersuchungen zum CFMT legen eine relativ geringe Test-Retest-Reliabilität sowie Übungseffekte bei einer Wiederholung des CFMT nahe, weshalb die Entwicklung einer Parallelversion empfohlen wurde [3]. Um abzuschätzen, ob sich der JVLMT beispielsweise zur Evaluation von Therapieerfolg bei klinischen Interventionsstudien eignet, ist wichtig herauszufinden, wie konsistent die Testleistung über verschiedene Messzeitpunkte ist und inwieweit es nach mehreren Wochen noch messbare Übungseffekte gibt. Wir untersuchten daher erstmals die Test-Retest-Reliabilität des JVLMT bei einer Wiederholung nach sechs Wochen und gingen dabei von einer positiven Korrelation zwischen dem ersten und zweiten Testscore aus. Auf der Grundlage unserer Pilotstudie aus dem Wintersemester 2022 und [3] vermuten wir zudem Übungseffekte beim JVLMT in den durchschnittlichen Testscores zum zweiten Messzeitpunkt. In der Forschung gibt es widersprüchliche Befunde dazu, inwieweit Sozialkontakte das Stimmengedächtnis beeinflussen [4, 5]. Daher untersuchten wir explorativ, ob die Größe des sozialen Netzwerks und die Dauer der Stimmenexposition unserer TeilnehmerInnen mit der Leistung im JVLMT zusammenhängt.

2. Methode

Stichprobe: Eine a-priori-Poweranalyse für eine ANOVA mit Messwiederholung auf dem Faktor Messzeitpunkt ergab eine Stichprobengröße von $N = 27$, um einen mittelstarken Effekt mit einer Power von .80 und einem $\alpha = .05$ zu finden. Die Stichprobe umfasste $N = 31$ Personen (26 weiblich, 4 männlich, 1 divers, Alter $M = 21$ Jahre, Spanne 19 – 28 Jahre, 28 deutsche Muttersprachler, und 3 bilingualen Muttersprachlern). Weitere sieben komplette Datensätze wurden aufgrund technischer Probleme und unzulässiger Teilnahme ausgeschlossen. TeilnehmerInnen erhielten auf Wunsch eine Vp-Stunde. Die Studie wurde im Einklang mit der Deklaration von Helsinki durchgeführt und von der Ethikkommission der FSU bewilligt (FSV 18/33).

Material und Prozedur: Die Online-Erhebung mit Psytoolkit [6, 7] fand innerhalb von zwei einwöchigen Messzeiträumen im Abstand von 6 Wochen statt. Es wurde jeweils der 22min JVLMT [2] mit englischen Originalinstruktionen durchgeführt, welcher sich analog zum CFMT [1] in Lern-, Wiederholungs- und Testphase gliedert. In der Lernphase werden acht unbekannte Stimmen mit zwei Wiederholungen pseudosprachlicher Sätze gelernt. Pro Durchgang gibt es eine Lernstimme, welche unmittelbar danach unter zwei Distraktoren mittels 3-AFC Aufgabe ausgewählt werden soll. Nach einer Wiederholungsphase mit allen Lernstimmen wird in der Testphase der Testscore ermittelt, wobei in 22 Durchgängen erneut alle gelernten Stimmen jeweils unter zwei unbekanntem Distraktoren ausgewählt werden. Neben demographischen und explorativen Fragen zum Stimmengedächtnis erfragten wir die Größe des sozialen Netzwerks und Dauer der Stimmenexposition in einer typischen Woche. Inklusive Pausen dauerte jede Untersuchung ca. 30 min.

3. Ergebnisse

Wir fanden eine signifikant positive Korrelation zwischen beiden Testscores (TS1 und TS2) von $r(31) = .38$, $p = .035$, was einer mittelstarken Korrelation und einer geringen Test-Retest-Reliabilität entspricht. Eine ANOVA mit Messwiederholung auf dem Faktor Messzeitpunkt ergab keinen signifikanten Unterschied zwischen den mittleren Testscores zu beiden Messzeitpunkten (TS1 $M = 0.68$; TS2 $M = 0.69$), $F(1, 30) < 1$. Die Korrelationen zwischen den zwei Maßen für Sozialkontakt (Anzahl von Kontaktpersonen und Stimmenexpositionsdauer) mit TS1 und TS2 waren nicht signifikant ($-.28 \leq r(31) \leq -.03$, $ps \geq .133$).

4. Diskussion

Mit $r = .38$ ist die Test-Retest-Reliabilität des JVLMT nach 6 Wochen deutlich niedriger als die eines vergleichbaren Gesichtergedächtnistests (CFMT [3]). Dies spricht entweder für eine eingeschränkte Messgenauigkeit des JVLMT und/oder für natürliche und starke intraindividuelle Schwankungen in der Gedächtnisfähigkeit für neu gelernte Stimmen im Vergleich zu Gesichtern. Solche Schwankungen könnten aber auch auf Störvariablen wie Fluktuationen der kognitiven Leistungsfähigkeit, Stimmungsschwankungen, Abgelenktheit oder Zufall zurückgehen [3]. Diese Faktoren, v.a. der Einfluss des Testsettings (online vs. Labor), sollten in zukünftiger Forschung näher untersucht und bei der Anwendung des JVLMT berücksichtigt werden. Im Mittel fanden wir konstante Testleistungen über beide Testzeitpunkte. Diese lassen sich nur im Zusammenhang mit den Ergebnissen unserer 2. Studie erklären (siehe Poster Empra-Gruppe 2): hier zeigte sich in einer weiteren Stichprobe ein signifikanter Abfall der Testscores nach 6 Wochen, wenn die Stimmen zum 2. Testzeitpunkt nicht erneut gelernt, sondern nur abgeprüft wurden. Unsere Daten (Empra-Gruppe 1) könnten daher auf kombinierte Übungs- und Vergessenseffekte hindeuten, welche sich gegenseitig aufheben. Unter dieser Annahme empfehlen wir die Entwicklung einer Parallelversion des JVLMT, um etwaige Übungseffekte und residuale Langzeitgedächtnisspuren als Störvariablen bei Prä-Post-Messungen auszuschließen. Entgegen früherer Studien fanden wir keinen Effekt sozialer Kontakte auf die Merkfähigkeit für Stimmen. Daher ist immer noch unklar, ob der Effekt nicht existiert, die Testpower unzureichend war oder sich gegenläufige Effekte von perzeptueller Expertise [4] und Lernmotivation oder Aufmerksamkeit gegenüber Stimmen [5] aufheben.

5. Literatur

- [1] B. Duchaine and K. Nakayama, "The Cambridge Face Memory Test: Results for neurologically intact individuals and an investigation of its validity using inverted face stimuli and prosopagnosic participants," *Neuropsychologia*, vol. 44, no. 4, pp. 576-585, 2006, doi: 10.1016/j.neuropsychologia.2005.07.001.
- [2] D. Humble, S. R. Schweinberger, A. Mayer, T. L. Jesgarzewsky, C. Dobel, and R. Zäske, "The Jena Voice Learning and Memory Test (JVLMT): A standardized tool for assessing the ability to learn and recognize voices," *Behavior Research Methods*, vol. 55, no. 3, pp. 1352-1371, 2023/04/01 2023, doi: 10.3758/s13428-022-01818-3.
- [3] E. Murray and S. Bate, "Diagnosing developmental prosopagnosia: repeat assessment using the Cambridge Face Memory Test," *Royal Society Open Science*, vol. 7, no. 9, Sep 2020, Art no. 200884, doi: 10.1098/rsos.200884.
- [4] R. Zäske, G. Volberg, G. Kovacs, and S. R. Schweinberger, "Electrophysiological Correlates of Voice Learning and Recognition," *Journal of Neuroscience*, vol. 34, no. 33, pp. 10821-10831, Aug 2014, doi: 10.1523/jneurosci.0581-14.2014.
- [5] S. Lev-Ari, "People with larger social networks show poorer voice recognition," *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, vol. 75, no. 3, pp. 450-460, Mar 2022, Art no. 17470218211030798, doi: 10.1177/17470218211030798.
- [6] G. Stoet, "PsyToolkit: A software package for programming psychological experiments using Linux," *Behavior Research Methods*, vol. 42, no. 4, pp. 1096-1104, Nov 2010, doi: 10.3758/brm.42.4.1096.
- [7] G. Stoet, "PsyToolkit: A Novel Web-Based Method for Running Online Questionnaires and Reaction-Time Experiments," *Teaching of Psychology*, vol. 44, no. 1, pp. 24-31, Jan 2017, doi: 10.1177/0098628316677643.

From Taboo to Talk - The Importance of Parasocial Interactions in Starting Conversations about Mental Health

Clara Biedermann, Lina Holfeld, Jasmin Hütter, Lennart Kick, Amélie-Josefine Nauert, Elena Rivetta & Laura Witt

Leitung: Dr. Lars Rogenmoser

1. Einleitung

Obwohl Deutschland über ein umfassendes Gesundheitssystem mit Zugang zu kostenlosen Hilfsangeboten bei psychischen Erkrankungen verfügt, werden diese verhältnismäßig wenig in Anspruch genommen (Mack et al., 2014). Ein effektiver Ansatz, die Bereitschaft, sich professionelle Hilfe zu suchen, zu erhöhen, könnten parasoziale Interaktionen darstellen. Eine parasoziale Interaktion wird definiert als illusionäre soziale Interaktion zwischen einer Medienfigur (z.B. Schauspieler:in, Influencer:in) und deren Publikum (Hartmann, 2016).

Durch Selbstoffenbarung wird eine intime parasoziale Beziehung zwischen Medienfigur und Publikum gestärkt (Hoffner & Bond, 2022). Selbstoffenbarung („self-disclosure“) wird hierbei als die Enthüllung persönlicher oder privater Informationen über die eigene Person bezeichnet (American Psychological Association, 2022). Ziel der Studie ist es, den Einfluss parasozialer Interaktionen auf die Einstellungen bezüglich professionellen Hilfesuchens zu erforschen. Der Fokus dabei liegt auf folgenden Hypothesen:

Je tiefer die parasoziale Interaktion, desto positiver ist die Einstellung zu professioneller Hilfesuche (Hypothese 1). Die Einstellung zum Hilfesuchen sollte nach Induktion einer parasozialen Interaktion mit Selbstoffenbarung positiver werden (Hypothese 2). Die Einstellungen, implizit und explizit gemessen, sollten signifikant positiv korreliert sein (Hypothese 3). Wenn in der Vergangenheit bereits professionelle Hilfe in Anspruch genommen wurde, sollte die Einstellung positiver sein im Vergleich zu Personen, die damit keine Erfahrungen haben (Hypothese 4).

2. Methoden

Die gesamte Stichprobe umfasste 145 Personen (35 Männer, 100 Frauen, 10 Sonstige), größtenteils Studierende der FSU Jena mit einem Durchschnittsalter von 23,84 Jahren ($SD = 8.18$), die parallel in Präsenz und zu Hause (offline) erhoben wurden. Die Proband:innen wurden im Doppelblindverfahren randomisiert einer von zwei Interventionsbedingungen zugeteilt. Beide Gruppen waren in Bezug auf Größe ($low_sd = 69$, $high_sd = 76$), Alter ($t = 0.691$, $p = 0.491$) und Geschlecht ($p=0.671$, $\chi^2=3.191$) nahezu gleichverteilt. Die Bedingungen umfassten je ein Video, in dem eine Person über Erfahrungen mit professioneller Unterstützung für ihre mentale Gesundheit berichtete, das entweder viel Selbstoffenbarung (high self-disclosure) oder möglichst wenig (low self-disclosure) enthielt. Um die explizite Einstellungsänderung zu messen, füllten die Proband:innen vor und nach der Intervention jeweils Fragebögen zur Bereitschaft, sich Hilfe für mentale Probleme zu suchen, aus. Genutzt wurden Items des General Help Seeking Questionnaires (GHSQ; Wilson et al., 2005) und des Intentions to Seek Counselling Inventory (ISCI; Cash et al., 1975). Zur Messung der impliziten Einstellung bezüglich Hilfesuchangeboten wurde zudem vor und nach Intervention ein Single Category-Implicit Association Test (SC-IAT) durchgeführt. Um zu prüfen, ob eine parasoziale Interaktion induziert wurde, mussten die Proband:innen einen Fragebogen - bestehend aus den PSI-Process Scales (Schramm & Hartmann, 2008) - ausfüllen. Abschließend wurden demographische Daten sowie vorherige Erfahrungen mit Hilfesuchen bei mentalen Problemen abgefragt.

3. Ergebnisse

In beiden Bedingungen (viel vs. wenig Selbstoffenbarung) zeigte sich ein signifikant positiver Anstieg der explizit gemessenen Einstellung zum Hilfesuchen vom ersten zum zweiten Messzeitpunkt (low_sd: $t = -2.3532$, $p = 0.02017$; high_sd: $t = -2.5412$, $p = 0.01209$), also nach der Video-Intervention. Signifikant wurde zudem der Effekt der Zeit, unabhängig von der Bedingung [$p < 0.001$]. Der Interaktionseffekt von Bedingung und Messzeitpunkt ist jedoch nicht signifikant geworden [$p = 0.615$], d.h. der Anstieg der expliziten Einstellung in der Gruppe mit hoher Selbstoffenbarung unterschied sich nicht signifikant von dem in der Gruppe mit niedriger Selbstoffenbarung. Insofern konnten Hypothesen 1 und 2 nicht bestätigt werden. Nahezu signifikant wurde allerdings der Interaktionseffekt der implizit gemessenen Einstellungen ($p = 0.063$). Hypothese 3, die eine signifikant positive Korrelation zwischen implizit und explizit gemessenen Einstellungen vorhersagte, musste abgelehnt werden [$r = 0.04$].

Personen, die in der Vergangenheit bereits professionelle Hilfe bei mentalen Problemen in Anspruch genommen haben, wiesen im Vergleich zu Personen ohne Therapieerfahrungen eine signifikant positivere Einstellung zum professionellen Hilfesuchen auf [$t = 3.1988$, $p = 0.001715$], wenn diese explizit erfasst wurde. Hypothese 4 konnte somit in Bezug auf die expliziten Maße bestätigt werden.

4. Diskussion

Gerade im Zeitalter der Sozialen Medien sind parasoziale Interaktionen omnipräsent und stellen einen wichtigen und neuen Ansatz dar, das Hilfesuchverhalten anzuregen. Die Stärke dieser Studie liegt insbesondere in den zwei verschiedenen Messmethoden (implizit, explizit) sowie der durch das Doppelblindverfahren gegebenen Objektivität. Eine Limitation der Studie stellt die Stichprobengröße dar. Die durch eine a-priori-Poweranalyse berechnete Anzahl von 196 Proband:innen konnte nicht erreicht werden. Die relativ homogene Stichprobe (weibliche Studierende in 20ern) erschwert die Generalisierbarkeit der Ergebnisse. Der nicht signifikante Unterschied in der Stärke der parasozialen Interaktion zwischen den Bedingungen (viel vs. wenig Selbstoffenbarung) könnte durch die uneindeutige Formulierung der Items selbst zustande gekommen sein, sodass die parasoziale Interaktion womöglich nicht korrekt erfasst wurde. Zudem können Erwartungseffekte bei den Fragebögen nicht ausgeschlossen werden.

5. Literatur

- American Psychological Association. (2023). *APA Dictionary of Psychology*. American Psychological Association. <https://dictionary.apa.org/self-disclosure>
- Brown, G., Rathbone, A. L., & Prescott, J. (2021). Social media use for supporting mental health (SMILE). *Mental Health Review Journal*, 26(3), 279–297. <https://doi.org/10.1108/MHRJ-10-2020-0079>
- Cash, T.F., Begley, P.J., McCown, D.A., & Weise, B.C. (1975). When counselors are heard but not seen: Initial impact of physical attractiveness. *Journal of Counseling Psychology*, 22, 273-279.
- Hartmann, T. (2016). Parasocial interaction, parasocial relationships, and well-being. In Reinecke & M. B. Oliver (Ed.), *The Routledge handbook of media use and well-being: International perspectives on theory and research on positive media effects* (1st ed., pp. 131–144). Routledge.
- Hoffner, C. A., & Bond, B. J. (2022). Parasocial relationships, social media, & well-being. *Current Opinion in Psychology*, 45, 101306. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101306>
- Mack, S., Jacobi, F., Gerschler, A., Strehle, J., Höfler, M., Busch, M. A., Maske, U. E., Hapke, U., Seiffert, I., Gaebel, W., Zielasek, J., Maier, W., & Wittchen, H.-U. (2014). Self-reported utilization of mental health services in the adult German population--evidence for unmet needs? Results of the DEGS1-Mental Health Module (DEGS1-MH). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 23(3), 289–303. <https://doi.org/10.1002/mpr.1438>
- Schramm, H., & Hartmann, T. (2008). The PSI-Process Scales. A new measure to assess the intensity and breadth of parasocial processes. *COMM*, 33(4), 385–401. <https://doi.org/10.1515/COMM.2008.025>
- Wilson, C. J., Deane, F. P., Ciarrochi, J., & Rickwood, D. (2005). Measuring help-seeking intentions: Properties of General HelpSeeking Questionnaire. *Canadian Journal of Counselling*, 39(1), 15-28

Exploration der neuronaler Korrelate parasozialer Interaktion

A. Ehlert, M. Groß, A. Habig, T. Heyder, A. Jacobi, P. Raupach

Leitung: Dr. Lars Rogenmoser

1. Einleitung

Das Phänomen der parasozialen Interaktion verweist auf eine Verbindung zwischen Medienkonsument und -subjekt, bei dem der Zuschauer den betrachteten Darsteller als vertrauten Gesprächspartner wahrnimmt (Dibble et al., 2016). Sie ist durch verschiedene Hinweisreize gekennzeichnet, wie z.B.: Blickkontakt, sowie die verbale und nonverbale Kommunikation. Es kommt zu Gefühlen wechselseitiger Wahrnehmung, geteilter Aufmerksamkeit und gegenseitiger Anpassung zwischen den Schauenden und den Darstellern (Hartmann, T. und Goldhoorn, C., 2011). Das Ziel unserer Studie ist es, die neuronalen Hintergründe dieses Phänomens im Zusammenhang mit Lernerfahrungen zu untersuchen. In Anbetracht dessen, dass parasoziale Interaktionen in den Bereich der sozialen Kognitionen fallen, vermuten wir ähnliche Hirnwellenaktivität im „Default Mode Network“ wie in tatsächlichen sozialen Interaktionen oder selbstreferenziellen Prozessen (Raichle, M. E. und Snyder, A. Z., 2007). Vorrausgegangene Studien deuten darauf hin, dass alpha Oszillationen positiv mit Verarbeitungsprozessen während selbstreferenzieller Informationsvermittlung korrelieren (Knyazev, 2013). Aus Forschungen, die sich wiederum mit Lernprozessen auseinandersetzten, geht hervor, dass alpha Oszillationen wichtig für die Unterdrückung irrelevanter Informationen und theta-Wellenaktivität mit Lernvorgängen zu korrelieren scheint (Tesche, C. D. und Karhu, J., 2000). Anhand dessen stellten wir für unsere Studie folgende Hypothesen auf:

1. In der Bedingung mit der parasozialen Interaktion zeigt sich im kontinuierlichen EEG mehr alpha-Wellenaktivität auf Grund der selbstreferenziellen Prozesse.
2. In der Bedingung mit der parasozialen Interaktion werden irrelevante Reize weniger beachtet, die Distraktoren werden verlangsamt erkannt, in den ERPs zeigt sich weniger theta-Aktivität.
3. In der Bedingung mit der parasozialen Interaktion zeigt sich auf Grund der höheren Aufmerksamkeit mehr theta-Wellenaktivität im kontinuierlichen EEG.
4. Aus der Bedingung mit der parasozialen Interaktion sollte der Lerneffekt höher sein.

2. Methode

Die Studie folgte einem einfaktoriellen within-subjects Design (parasoziale Interaktion vs. keine parasoziale Interaktion). Die Stichprobe bestand aus 30 Personen ($N = 30$, davon 25 weiblich und 5 männlich). Das mittlere Alter betrug 21.43 Jahre ($SD = 2.872$). Alle Probanden sprachen deutsch auf Muttersprachniveau und wiesen keine psychologischen oder neurologischen Besonderheiten auf. Das Lernmaterial unserer Studie umfasste zwei ca. fünf Minuten lange Videos, in denen dieselbe männliche Person zwei verschiedene Geschichten vortrug, wobei in einer der Geschichten eine parasoziale Interaktion induziert wurde. Die Reihenfolge, in der die Geschichten präsentiert wurden, war randomisiert. Um Lernleistungen in Bezug auf den Inhalt der Geschichten zu erfassen, enthielt jede Geschichte zwanzig Namen (je zehn weibliche/ männliche). Um ein parasoziales Interaktionserleben zu induzieren, manipulierten wir den Versuchsaufbau in den Videos ähnlich wie in den Studien von Beege et al., 2017. Zusätzlich verwendete der Erzähler in der parasozialen Bedingung adressierende Hinweisreize, während die Kontrollbedingung keinerlei soziale Hinweisreize enthielt. Für die Aufnahmen mit dem Elektroenzephalogramm wurde das 64-Kanal BioSemi Active II Messsystem von BioSemi aus Amsterdam, Niederlande verwendet. Die Abtastfrequenz betrug mindestens 50Hz. Zur Kontrolle der Aufmerksamkeit, während des Schauens der Videos, wurden auditorische Distraktoren genutzt, die, sobald sie von den Probanden

wahrgenommen wurden, mittels Tastendrucks entfernt werden sollten. Die Distraktoren wurden zufällig präsentiert, nahmen in ihrer Lautstärke zu und variierten in ihrer Frequenz. Um die Effekte hinsichtlich der parasozialen Interaktion sowie des Lernerfolgs zu erfassen, wurden zwei Fragebögen verwendet, welche jeweils nach dem Schauen eines Videos bearbeitet wurden. Um zu überprüfen, ob die Probanden eine parasoziale Interaktion erlebten, benutzten wir den EPSI-Fragebogen (Hartmann und Goldhoorn, 2011; Dibble et al., 2011). Hinsichtlich des Lernerfolgs testeten wir Anzahl und Qualität der erinnerten Information. Der Test enthielt zwanzig Hinweisfragen, eine für jeden in der Geschichte genannten Namen (bspw.: Wie heißt die Tante, die die Kinder abholt?). Die Auswertung der Fragebögen erfolgte mit R-Studios. Die Auswertung der EEG-Daten erfolgte mit EEGLab.

3. Ergebnisse

Bei der Auswertung der EPSI Fragebögen zeigte sich ein signifikanter Unterschied von .828, zugunsten der Bedingungen mit parasozialer Interaktion, $t(29) = 3.70$, $p < .001$. Cohens D liegt bei .683 und spricht für eine mittlere Effektstärke. Bei der Auswertung der Lernkontrollfragen zeigte sich ein nicht-signifikanter Unterschied von -.933, $t(29) = -.38$, $p = .64$.

Die Auswertung der EEG-Daten zeigte keine signifikanten Unterschiede zwischen den Bedingungen, für die EEG Auswertungen mussten drei Aufzeichnungen ausgeschlossen werden (2 weiblich, 1 männlich).

4. Diskussion

Bei der Auswertung der EEG- Daten, sowie der Lernkontrollfragen ließen sich keine signifikanten Ergebnisse feststellen. Somit hat sich keine unserer Hypothesen bezüglich neuronaler Prozesse während parasozialer Interaktion und deren Zusammenhängen mit Lernprozessen bestätigt. Hinsichtlich der Bewertung der wahrgenommenen parasozialen Interaktion zeigte sich ein signifikanter Unterschied in den Ergebnissen des EPSI. Dies spricht dafür, dass erfolgreich eine parasoziale Interaktion induziert werden konnte. Da die Auswertung der EEG- Daten keine signifikanten Unterschiede zeigt, der EPSI jedoch signifikant ist, ist davon auszugehen, dass eine parasoziale Interaktion stattgefunden hat, die vermuteten Unterschiede auf neuronaler Ebene jedoch nicht vorhanden oder so gering, dass sie in der EEG- Analyse nicht festgestellt werden konnten. Die Auswertung der Lernkontrollfragen zeigte keinen signifikanten Unterschied. Es lagen insgesamt starke Reihenfolgeeffekte vor, zudem wurden bestimmte Namen öfter korrekt gemerkt, als andere, hier könnten persönliche Verknüpfungen oder Repräsentationen der Namen zu einer Konfundierung geführt haben. In zukünftigen Studien könnte eine andere Methode zum Nachweis eines potentiellen Lerneffekts verwendet werden.

5. Literatur

- Beege, M., Schneider, S., Nebel, S., & Rey, G. D. (2017). Look into my eyes! exploring the effect of addressing in educational videos. *Learning and Instruction*, 49, 113–120. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2017.01.004>
- Dibble, J. L., Hartmann, T., & Rosaen, S. F. (2016). Parasocial interaction and parasocial relationship: Conceptual clarification and a critical assessment of measures. *Human Communication Research*, 42 (1), 21–44., <https://doi.org/10.1111/hcre.12063>
- Hartmann, T., & Goldhoorn, C. (2011). Horton and wohl revisited: Exploring viewers' experience of parasocial interaction. *Journal of communication*, 61 (6), 1104–1121. <https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.2011.01595.x>
- Knyazev, G. (2013). Eeg correlates of self-referential processing. *Frontiers in Human Neuroscience*, 7. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2013.00264>
- Raichle, Marcus E. & Snyder, Abraham Z. (2007), A default mode of brain function: A brief history of an evolving idea, *NeuroImage* 37 (4), 1083-1090. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2007.02.041>
- Tesche C. D., and Karhu, J. (2000). Theta oscillations index human compel activation during a working memory task. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of Amerika*, 23, 919–924. <https://www.pnas.org/doi/full/10.1073/pnas.97.2.919>

Stimmen im Kopf – Erinnerst du dich?

Langzeiteffekte und individuelle Unterschiede beim Stimmenlernen

Selin Arslan, Lisa Manhardt, Marie-Theres Meyer,
Berenike Walkowsky, Christine Wiehl

Leitung: Dr. Romi Zäske

1. Einleitung

Menschen können Stimmen schwerer lernen und wiedererkennen als Gesichter [1]. Eine standardisierte Erfassung von Stimmgedächtnisfähigkeiten ist erst seit kurzem mittels des Jena Voice Learning and Memory Test (JVLMT, [2]) möglich. Obwohl der JVLMT das Langzeitgedächtnis für neu gelernte Stimmen messen soll, ist unbekannt, ob die im Test gelernten Stimmen über die Dauer von 20 min hinaus erinnert werden können. Eine vorangegangene Studie legt nahe, dass das Gedächtnis für neu gelernte Stimmen über einen Zeitraum von 10 Tagen stabil ist [3], jedoch könnten Bodeneffekte hier das Ergebnis verzerrt haben. Zudem ist unklar, inwieweit individuelle Unterschiede im JVLMT [2] auf ein längeres Behaltensintervall generalisieren. In unserer Studie untersuchen wir deshalb, ob die Gedächtnisspur für die im JVLMT gelernten Stimmen über einen Zeitraum von 6 Wochen im Mittel stabil ist und ob es hier individuelle Unterschiede gibt. Dazu vergleichen wir die Performanz im JVLMT unmittelbar nach dem Stimmenlernen (T1) mit der Performanz nach sechs Wochen (T2), wobei wir zu T2 nur die Testphase des JVLMT präsentieren. Aufgrund bisher widersprüchlicher Befunde [2, 4] untersuchen wir zudem explorativ, ob Multilingualität das Stimmgedächtnis verbessert.

2. Methode

Stichprobe. Eine a-priori-Poweranalyse für eine ANOVA mit Messwiederholung auf dem Faktor Messzeitpunkt ergab eine Stichprobengröße von $N = 34$, um einen mittelstarken Effekt mit einer Power von .80 und einem $\alpha = .05$ zu finden. In die Analyse gingen die Daten von 36 Probanden ein (34 weibl., 2 männl.; Alter zu T1: $M = 22.4$, $SD = 6.3$, Spanne 18 – 54 Jahre; 34 deutsche und 2 bilinguale Muttersprachler).

Materialien. Die Online-Erhebung erfolgte mit PsyToolKit [5, 6] Version 3.4.4. Zur Testung wurde der 22min JVLMT verwendet, welcher aus einer Lern-, Wiederholungs- und Testphase besteht. In der Lernphase werden acht Stimmen mit pseudosprachlichen Äußerungen vorgespielt und sollen unmittelbar unter zwei Distraktorstimmen wiedererkannt werden (3-AFC Aufgabe). Nach Wiederholung aller Lernstimmen wird der Testscore in 22 Testdurchgängen ermittelt, wobei erneut alle Lernstimmen unter jeweils zwei Distraktoren ausgewählt werden soll. Die Studie erfolgte im Messwiederholungsdesign mit zwei einwöchigen Erhebungszeiträumen (T1 und T2) im Abstand von sechs Wochen. Zu T1 wurde der JVLMT vollständig und zu T2 nur die Testphase des JVLMT durchgeführt. Demographische Daten und Daten im Zsh. mit dem Stimmgedächtnis wurden erhoben, u.a. die Anzahl von Sprachen, die lt. Gemeinsamen Europäischen Referenzrahmen mindestens auf A1 Niveau verstanden werden [7]. Die Dauer der Erhebung betrug ca. 30 und 20 min zu T1 bzw. T2. Psychologiestudierende der FSU Jena erhielten für die Teilnahme eine Vph. Die Studie wurde im Einklang mit der Deklaration von Helsinki durchgeführt und von der Ethikkommission der FSU Jena bewilligt (FSV 18/33).

3. Ergebnisse

Ein Vergleich der Testscores (Anteil korrekter Antworten) mittels einfaktorieller ANOVA mit Messwiederholung auf dem Faktor Testscore (T1 vs. T2) ergab einen signifikanten Effekt, $F(1, 35)$

= 24.58, $p < .001$, $\eta_p^2 = .41$, mit durchschnittlich höheren Testscores zur 1. als zur 2. Erhebung (T1: $M = .62$, $SD = .16$, Spanne 0.23 – 0.89; T2: $M = .49$, $SD = .16$, Spanne 0.18 – 0.82). Dennoch lag T2 signifikant über Zufallsniveau von .33, $t(35) = 10.74$, $p < .001$. Deskriptiv lagen die Testscores unserer Stichprobe zu T1 ca. 11% höher als in der Normstichprobe ($M = .51$, $SD = .18$, Spanne 0.05 – 0.95) des JVLMT [2]. Es gab zudem eine signifikant positive moderate Korrelation zw. T1 und T2 von $r(36) = .56$, $p < .001$. Neun Probanden zeigten das umgekehrte Ergebnismuster (deskriptiv höhere Scores zu T2 als T1). Jedoch gab es keine signifikante Korrelation zw. der Anzahl verstandener Sprachen und den Scores zu T1 ($r(36) = -.26$, $p = .127$) bzw. T2 ($r(36) = -.08$, $p = .650$).

4. Diskussion

Wir fanden einen signifikanten Abfall der Gedächtnisleistung für im JVLMT neu gelernte Stimmen nach 6-wöchigem Behaltensintervall um ca. 13%, bei dennoch über dem Zufallsniveau liegender Genauigkeit. Dies deutet darauf hin, dass durch den JVLMT tatsächlich Langzeitrepräsentationen von Stimmen gebildet werden, auch wenn einige Stimmen vergessen werden. Wir empfehlen die Erstellung von Normen für diese Fähigkeit, um sie als Marker für Super-Recognition-Fähigkeiten zu etablieren. Dies hätte z.B. praktische Relevanz für die Auswahl von Stimmenexperten bei der Polizei. Gemäß den JVLMT-Normen bestünde in unserer Stichprobe der Verdacht auf 3 Super-Recognizer (2SD oberhalb des Mittelwerts bei .87; [2]). Dies ist erklärbar mit der insgesamt höheren Testleistung in unserem Versuch, was auf Unterschiede in der Motivation oder der Zusammensetzung der Stichprobe zurückgehen könnte. Wir empfehlen daher die Re-Evaluation der JVLMT-Normen für unterschiedliche Testsettings und die Hinzuziehung weiterer Tests zur Feststellung von Phonagnosie oder Super-Recognition. Wir fanden insg. große interindividuelle Unterschiede im Stimmgedächtnis zu beiden Messzeitpunkten, aber auch zwischen den Messzeitpunkten. So korrelierten die Leistungen zwar positiv, jedoch nur mittelstark ($r = .56$): die besten Stimmenlerner nach wenigen Minuten sind nicht automatisch die besten Langzeitlerner nach Wochen. Der JVLMT eignet sich daher nur bedingt für die Abschätzung von langfristiger Gedächtnisleistung, welche mit weiteren Behaltensintervallen noch genauer vermessen werden sollte. Im Einklang mit [2] fanden wir bei erwachsenen Hörern keinen Zusammenhang von Multilingualität und dem Stimmgedächtnis. Folgestudien sollten überprüfen, ob dieser Zusammenhang evtl. nur bei Kindern besteht [4].

5. Literatur

- [1] A. W. Young, S. Frühholz, and S. R. Schweinberger, "Face and Voice Perception: Understanding Commonalities and Differences," *Trends in Cognitive Sciences*, vol. 24, no. 5, pp. 398-410, May 2020, doi: 10.1016/j.tics.2020.02.001.
- [2] D. Humble, S. R. Schweinberger, A. Mayer, T. L. Jesgarzewsky, C. Dobel, and R. Zäske, "The Jena Voice Learning and Memory Test (JVLMT): A standardized tool for assessing the ability to learn and recognize voices," *Behavior Research Methods*, vol. 55, no. 3, pp. 1352-1371, 2023/04/01 2023, doi: 10.3758/s13428-022-01818-3.
- [3] G. E. Legge, C. Grosman, and C. M. Pieper, "Learning Unfamiliar Voices," *Journal of Experimental Psychology-Learning Memory and Cognition*, vol. 10, no. 2, pp. 298-303, 1984 1984. [Online]. Available: <Go to ISI>://A1984SS24300009.
- [4] S. Levi, "Another bilingual advantage? Perception of talker-voice information," (in eng), *Biling (Camb Engl)*, vol. 21, no. 3, pp. 523-536, May 2018, doi: 10.1017/s1366728917000153.
- [5] G. Stoet, "PsyToolkit: A software package for programming psychological experiments using Linux," *Behavior Research Methods*, vol. 42, no. 4, pp. 1096-1104, Nov 2010, doi: 10.3758/brm.42.4.1096.
- [6] G. Stoet, "PsyToolkit: A Novel Web-Based Method for Running Online Questionnaires and Reaction-Time Experiments," *Teaching of Psychology*, vol. 44, no. 1, pp. 24-31, Jan 2017, doi: 10.1177/0098628316677643.
- [7] M. L. D. Council of Europe, "Common European Framework of Reference for Languages: Learning, Teaching, Assessment," Cambridge University Press, 2001.

Hängt die Einstellungsambivalenz von der Valenz der CS-Kategorie ab? Eine Erweiterung des Experiments 3 von Béna et al. (2022)

Selina Bunghardt, Klara Dietzsch, Tina Neumann, Lina Schultz, Jule Schneemann

Leitung: Dr. Karoline Bading

1. Einleitung

Studienkontext. Die Ermittlung möglicher Störvariablen in der Prozedur eines Experiments ist für die Validität des verwendeten Verfahrens und somit für die Verwertbarkeit der Forschungsergebnisse von großer Relevanz. Wir führten diese Studie durch, um ein potenzielles methodisches Problem im Experiment 3 der Studie von Béna et al. (2022) zu untersuchen. In diesem wurde ein relationales evaluatives Konditionierungsverfahren genutzt. Hierbei wurde in jedem Trial ein konditionierter Stimulus (CS) mit einem unkonditionierten Stimulus (US, positiv oder negativ) gepaart und die Relation zwischen CS und US zusätzlich spezifiziert („liebt“ vs. „verabscheut“). Béna et al. (2022) untersuchten, ob die Einstellungsambivalenz in den „verabscheut“-Bedingungen höher ausfällt als in den „liebt“-Bedingungen. Sie fanden ein Ergebnismuster, das nur teilweise ihren Hypothesen entsprach, werteten dies aber dennoch als Evidenz für einen Konflikt zwischen der US-Valenz und der Verhaltensvalenz (z. B. negativ bei „verabscheut einen positiven US“) in den „verabscheut“-Bedingungen. Wir stellen für das Ergebnismuster eine Alternativerklärung auf, in der wir den möglichen Einfluss der Valenz des CS-Konzepts auf die Einstellungsbildung berücksichtigen.

Hypothesen. Wir erwarten zunächst eine Dreifach-Interaktion zwischen der CS-Kategorie-Valenz, der CS-US-Relation sowie der US-Valenz. Wir sagen eine höhere Einstellungsambivalenz vorher, wenn die Valenz der Bewertung, die für einen CS gelernt werden muss, im Gegensatz zu der ursprünglich implizierten Valenz des CS-Konzepts steht. Damit einhergehend erwarten wir für den Vergleich der Ambivalenzwerte zwischen den CS-Kategorien innerhalb der gleichen Kombination aus CS-US-Relation und US-Valenz eine höhere Einstellungsambivalenz bei derjenigen CS-Kategorie, deren Valenz nicht der Valenz der gelernten Bewertung entspricht.

2. Methode

Design und Teilnehmende. Wir wählten für unsere Studie ein 2 (CS-Kategorie: positive „Amoros“ vs. negative „Mortubos“) \times 2 (US-Valenz: positiv vs. negativ) \times 2 (CS-US-Relation: „liebt“ vs. „verabscheut“) within-subjects-Design. Die Blockanordnung während der Lernprozedur („liebt“ zuerst vs. „verabscheut“ zuerst) wurde als technischer between-subjects-Faktor randomisiert zugewiesen. Über den VPN-Verteiler des FSR Psychologie Jena rekrutierten wir 128 Personen. Nach Prüfung der Aufmerksamkeit und Ernsthaftigkeit konnten wir 98 Versuchspersonen (16% männlich, 80% weiblich, 1% divers, 3% keine Angabe; Alter: $M = 21.94$, $SD = 2.87$) in unsere Analysen einbeziehen.

Materialien und Prozedur. Die Onlinestudie startete nach einer allgemeinen Instruktion mit der Manipulation der CS-Kategorie-Valenz, indem zwei Arten von Außerirdischen – die positiven „Amoros“ und die negativen „Mortubos“ – vorgestellt wurden. In der folgenden Lernprozedur wurden Bilder der Außerirdischen mit entsprechenden Namen (CS) zusammen mit positiven und negativen Tierbildern (US) präsentiert. Außerdem wurde für jede CS-US-Verbindung angegeben, ob der CS den US liebt oder verabscheut (Relation). Die Bilder der Außerirdischen konnten wir aus der Masterarbeit von Kapinos (2022) übernehmen und die Tierbilder stammen aus dem Open Affective Standardized Image Set (Kurdi et al., 2017). Im Anschluss führten wir eine Gedächtnisabfrage zu der in der Lernprozedur präsentierten Information durch. Für alle Außerirdischen erfragten wir zuerst, ob diese zu einer friedlichen oder aggressiven Art gehören, und danach, in welcher Relation die jeweiligen Außerirdischen zu den positiven oder negativen Tieren stehen. Abschließend folgten Bewertungsaufgaben, wobei die Einstellungsambivalenz für jeden CS zunächst mittels Mouse-

Trackings und im Anschluss mit der selbstberichteten Ambivalenz erhoben wurde. Letztere wurde über drei Items („widersprüchlich“, „unentschlossen“, „gemischte Gefühle“) mithilfe einer subjektiven Ratingskala erfasst. Das Experiment endete mit der Abfrage soziodemografischer Daten, einem kurzen Debriefing sowie der Verabschiedung.

3. Ergebnisse

Wir führten alle statistischen Analysen an einem Subdatensatz durch, der nur Beobachtungen enthielt, bei denen sich die Teilnehmenden korrekt an die CS-Kategorie (d. h. die Alienart: „Amoros“ (CS+) oder „Mortubos“ (CS-) sowie an das Verhalten des CS (z. B. „liebt ein negatives Tier“) erinnerten. Wir beziehen uns hier nur auf die selbstberichtete Ambivalenz (SAS). Die $2 \times 2 \times 2$ within-subjects-ANOVA zeigte entsprechend unserer Vorhersage eine signifikante Dreifach-Interaktion zwischen CS-Kategorie, CS-US-Relation und US-Valenz mit $F(1,12) = 5.69$, $\eta^2 = .037$, $p = .034$. Mittels einseitiger t-Tests für abhängige Stichproben ermittelten wir im Anschluss, ob sich die Mittelwerte des SAS in der gleichen Bedingungskombination aus CS-US-Relation und US-Valenz zwischen den „Amoros“ (CS+) und den „Mortubos“ (CS-), d. h. in Abhängigkeit von der CS-Kategorie-Valenz, unterscheiden. Wir fanden in Übereinstimmung mit unseren Hypothesen für drei von vier t-Tests signifikante Ergebnisse ($p \leq .029$): Höhere Ambivalenzwerte zeigten sich jeweils in den Bedingungskombinationen, in denen die gelernte Bewertung im Konflikt mit der CS-Kategorie-Valenz stand (z. B. „Ein Amoro verabscheut ein positives Tier“). Die Effektrichtung des vierten t-Tests entsprach ebenfalls unseren Hypothesen. Danach führten wir in Anlehnung an die Analysen von Béna et al. (2022) vier weitere t-Tests für unabhängige Stichproben durch. Wir ermittelten, ob sich die Mittelwerte des SAS in der gleichen Bedingungskombination aus CS-US-Relation und CS-Kategorie-Valenz zwischen den CS-US-Relationen „liebt“ (US+) und „verabscheut“ (US-) signifikant unterscheiden. Auch hier zeigten sich in drei von vier t-Tests signifikante Ergebnisse ($p \leq .021$), die unseren Vorhersagen entsprachen. In der Bedingungskombination mit negativer CS-Kategorie-Valenz („Mortubos“) und negativer US-Valenz fanden wir jedoch einen nicht signifikant höheren SAS-Mittelwert für die CS-US-Relation „liebt“ als für „verabscheut“. Diese Effektrichtung entspricht weder unseren Hypothesen noch denen von Béna et al. (2022).

4. Diskussion

Die Studienergebnisse stimmen weitgehend mit unseren Hypothesen überein. Die vollständige Umkehrung des Effektmusters beim Vergleich der „Amoros“ und „Mortubos“ spricht dafür, dass die CS-Kategorie-Valenz einen Einfluss auf die Einstellungsambivalenz hat. Da dieser im relationalen evaluativen Konditionierungsverfahren unerwünscht ist, lassen die Ergebnisse darauf schließen, dass das CS-Konzept vor der Anwendung explizit auf seine neutrale Valenz überprüft werden muss. Die Vorhersagen von Béna et al. (2022) bestätigten sich nicht, da kein Haupteffekt des Faktors US-Valenz in dem Sinne, dass die Einstellungsambivalenz in den „verabscheut“-Bedingungen höher ausfällt, vorliegt. Eine methodische Limitation dieser Studie besteht in der zu geringen Stichprobengröße, aufgrund derer es teilweise zu einer Unterpowerung der t-Tests kam.

5. Literatur

- Béna, J., Mauclet, A. & Corneille, O. (2022). Does co-occurrence information influence evaluations beyond relational meaning? An Investigation using self-reported and mouse-tracking measures of attitudinal ambivalence. *Journal of Experimental Psychology: General*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/xge0001308>
- Kapinos, L. (2022). *Influences of statistical contingency on relational evaluative conditioning* [Unpublizierte Masterarbeit]. Friedrich-Schiller-Universität Jena.
- Kurdi, B., Lozano, S. & Banaji, M. R. (2017). Introducing the Open Affective Standardized Image Set (OASIS). *Behavior Research Methods*, 49(2), 457–470. <https://doi.org/10.3758/s13428-016-0715-3>

Wie können sich Prozesse des Einstellungserwerbs auf die Objektbewertung auswirken? Folgestudie in Anlehnung an Béna et al. (2022)

Alisa Müller, Anika Schüller, Ina Schmidt, Lena Herrmann, Lisa Nostitz

Leitung: Dr. Karoline Bading

1. Einleitung

Ein neues Untersuchungsparadigma in der Forschung zum evaluativen Lernen verknüpft eine relationale evaluative Konditionierungsprozedur (hiernach: relationale EC Prozedur) mit einer anschließenden Ambivalenz-Messung (z.B. Béna, Mauclet & Corneille, 2022). In einer relationalen EC Prozedur werden konditionierte Stimuli (CSs, z.B. Medikamente) und valente unkonditionierte Stimuli (US, z.B. positive vs. negative Gesundheitszustände) durch konjugierte Verben (z.B. „verursacht“ vs. „verhindert“) in Beziehung gesetzt. Innerhalb einer solchen Prozedur gibt es demnach (mindestens) drei mögliche Valenzquellen zur Bewertung der CSs: Die Valenz der CS Kategorie (z.B. positiv bei Medikamenten als CSs), die US Valenz (z.B. negativ bei Paarung mit einem negativen Gesundheitszustand), die Valenz des CS Verhaltens, welche aus der Verknüpfung von CS-US Beziehung/Relation resultiert (z.B. positiv, wenn der CS einen negativen Gesundheitszustand verhindert). Infolge dieser Verknüpfung können sich kontrastive oder assimilative CS Bewertungen ergeben. Assimilative Bewertungen bewirken eine Verschiebung der CS Bewertung in Richtung der US Valenz (z.B. wenn der CS den gepaarten US verursacht), kontrastive Bewertungen hingegen eine Verschiebung entgegengesetzt der US Valenz (z.B. wenn der CS den gepaarten US verhindert). In bisherigen Studien wurde vor allem untersucht, ob es einen Konflikt zwischen US Valenz und der Valenz des CS Verhaltens gibt (angezeigt durch höhere Ambivalenz in der kontrastiven Bedingung, z.B. wenn ein CS einen positiven US verhindert, im Vergleich zur assimilativen Bedingung, z.B. wenn der CS einen positiven US verursacht). In unserer Studie stellten wir uns die methodisch wichtige Frage, ob es zusätzlich (oder stattdessen) auch zu Konflikten zwischen der Valenz des CS Verhaltens und der Valenz der CS Kategorie kommen kann. Die Beantwortung dieser Frage ist bedeutsam, da sich der eben genannte Konflikt (zwischen Verhaltens- vs. Kategorie-Valenz) auf die Ambivalenz-Messung auswirken und somit den eigentlich interessierenden Konflikt (zwischen US Valenz und Verhaltens-Valenz) vortäuschen oder verschleiern könnte. Somit hat unsere Studie das Potential, die Interpretation der mit dem o.g. Paradigma gewonnenen Befunde zu erleichtern und zu verfeinern.

2. Methode

Design & Teilnehmende: Bei unserem Studiendesign handelt es sich um ein 2 (US Valenz: Positiv vs. Negativ) \times 2 (CS-US-Relation: verursacht vs. verhindert) \times 2 (Valenz der CS Kategorie: Positiv/Medikamente vs. Negativ/Viren)-within-Design. Die Versuchspersonen wurden hauptsächlich über den VPN-Verteiler der Uni rekrutiert. Nach Prüfung der Ernsthaftigkeit & Aufmerksamkeit während der Bearbeitung der Studie konnten wir 101 Personen in unsere Analyse einbeziehen.

Material & Prozedur: Das Experiment beginnt mit Informationen zur Teilnahme und einer Einwilligungserklärung. Es folgt ein Informationstext, durch welchen Proband*innen eindeutiger hinsichtlich der angestrebten Valenz der CS Kategorie (Medikamente = positiv und Viren = negativ assoziiert) manipuliert werden sollen. In der anschließenden Lernphase wurden Bilder von Viren und Medikamenten mit entsprechenden Namen (CS) zusammen mit positiven vs. negativen Bildern von Gesundheitszuständen (US) präsentiert. Außerdem wurde für jede CS-US-Paarung angegeben, ob der CS den jeweiligen US verursacht vs. verhindert. Im Anschluss führten wir eine Gedächtnisabfrage durch, mit welcher wir erfassten, ob sich die Teilnehmenden an das Verhalten der CSs erinnern

können. Zum Abschluss folgten Bewertungsaufgaben, mit Hilfe derer die Einstellungsambivalenz für alle 8 CSs individuell zunächst mittels Mouse-Trackings und im Anschluss mit Hilfe einer Skala zur selbstberichteten Ambivalenz (Item 1: "Unentschlossenheit", Item 2: „Widersprüchlichkeit,, und Item 3: „Gemischte Gefühle“) erfasst wurde. Zum Ende des Experiments erfolgte eine Abfrage demografischer Daten und einem kurzen Debriefing.

3. Ergebnisse

Aus Gründen des Umfangs haben wir uns dazu entschieden, in diesem Bericht ausschließlich auf die Interpretation der zuletzt genannten subjektiven Ambivalenzwerte einzugehen, das Ergebnismuster des Mouse-Trackings stellte sich jedoch vergleichbar dar. Bei Interesse bezüglich dieser Ergebnisse sind wir gerne bereit, aufkommende Fragen beim Kongress zu klären.

Für die Analyse der Ergebnisse fokussieren wir uns auf den Datensatz der subjektiven Ambivalenz für CSs mit korrekt erinnertem Verhalten (`behavior_correct == 1`). Die subjektiven Ambivalenzwerte (SAS) wurden mit einer 2 (US Valenz) x 2 (Relation) x 2 (CS Kategorie) within ANOVA analysiert. Gefunden wurde ein signifikanter Haupteffekt der Relation mit $F(1,30) = 17.26$; $p < .001$; wobei die Ambivalenz in der "verhindern" Bedingung höher ausfiel als in der "verursachen" Bedingung. Weiterhin fand sich eine signifikante 3-fach Interaktion zwischen US Valenz, Relation und CS Kategorie mit $F(1,30) = 7.27$; $p = .011$; entsprechend unserer Erwartungen. Alle anderen Haupteffekte und Interaktionen wurden nicht signifikant, alle $p > .067$. Mit Hilfe weiterer t-Tests wurden die gefundenen Effekte genauer inspiziert. T-Tests, welche über die CS Kategorie (Medikamente vs. Virus) hinweg vergleichend durchgeführt wurden, zeigten ein theoriekonformes Interaktionsmuster auf, mit höheren SAS bei einem Konflikt zwischen Valenz des CS Verhaltens und Valenz der CS Kategorie. Diese Ergebnisse sprechen für unsere Hypothese eines Kategorievalenzkonflikts. In weiteren t-Tests innerhalb der Medikamente vs. Viren fand sich über einen Konflikt zwischen Valenz des CS Verhaltens und Valenz der CS Kategorie hinaus zusätzlich ein Konflikt zwischen US Valenz und Valenz des CS Verhaltens, was ebenfalls die Befunde bisheriger Studien bestätigt. Die genauen Ergebnisse der t-Tests werden auf dem Poster zum Kongress dargestellt.

4. Diskussion

In unserer Studie untersuchten wir die methodisch wichtige Frage, ob es zu Konflikten zwischen der Valenz des CS Verhaltens und der Valenz der CS Kategorie kommen kann. Die Ergebnisse geben einen Hinweis darauf, dass der von uns postulierte Konflikt als auch der Konflikt zwischen US Valenz und der Valenz des CS Verhaltens (vgl. Béna, Mauclét & Corneille, 2022) gemeinsam auftreten können. Dies zeigt sich an der signifikanten Dreifachinteraktion zwischen CS Kategorie, US Valenz und Relation, welche für den ersten Konflikt spricht, als auch am signifikanten Haupteffekt Relation, der Evidenz für den zweiten Konflikt darstellt. Weiterhin kann unsere Hypothese durch die t-Tests zwischen Medikamenten und Viren bestätigt werden. Bei der Interpretation früherer und zukünftiger Ergebnisse sollte das Zusammenspiel beider Mechanismen berücksichtigt werden. Leider ist die Power vor allem bei unseren t-Tests nicht ausreichend gewesen, da viele Probanden aufgrund nicht erfüllter Kriterien entfallen sind. Die Studie sollte mit mehr Versuchspersonen wiederholt werden. Über eine Verfeinerung des Studiendesigns mit noch eindeutigeren CS Kategorien (eindeutiger positiv und negativ) lässt sich diskutieren.

5. Literatur

Béna, J., Mauclét, A., & Corneille, O. (2022). Does co-occurrence information influence evaluations beyond relational meaning? An investigation using self-reported and mouse-tracking measures of attitudinal ambivalence. *Journal of Experimental Psychology: General*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/xge0001308>

If you want to make your friends eat less meat: Do not advocate, just be (a vegetarian)!

Valentina Bibelriether, Greta Kanzelmeier, Hedda Schmidt, Anna-Lena Wühr

Supervision: M.Sc. Tingting Huang

1. Introduction

Hungry for Thuringian fried sausage? But you are eating with your vegetarian friends, so you order a salad instead? People tend to adapt their food choice to affiliate with those surrounding them such as family members and peers (Hermans et al., 2009). Einhorn et. al. (2020) found that in a student environment, non-vegetarians tend to match vegetarians when choosing a dish. The underlying mechanism behind this phenomenon might be induced through descriptive or injunctive norms about meat eating since they can guide one's behavior (Cialdini et. al., 1990). Descriptive norms refer to people's perception of what others do, and injunctive norms refer to people's perception of what others approve/disapprove of. (Cialdini et al., 2004).

Our Hypotheses are: 1. Compared to the control group, individuals who imagined their friends ordering vegetarian dishes would perceive more descriptive norms against eating meat and therefore have reduced implicit wanting of and relative preference for meat.

2. Compared to the control group, individuals who imagined their friends thinking that one should eat vegetarian dishes would perceive more injunctive norms against eating meat and therefore have reduced implicit wanting of and relative preference for meat.

2. Method

We had a total of 83 participants from whom 16 had to be excluded due to their non-omnivorous diet or not passing the manipulation check ($N_{\text{control}}=21$, $N_{\text{eating}}=23$, and $N_{\text{advocating}}=23$; 62,7% female, 2,9% other/prefer not to say; $M_{\text{age}}= 22.4 \pm 3.3$ years). Participants were recruited via the psychology mail distributor and were randomly assigned to one of three groups.

At first, participants were asked to answer demographic questions (e. g. age, gender). Afterwards, they did an imagined social contact task. Participants were shown a vignette describing a social eating context with three friends in a restaurant. They were instructed to imagine themselves in that context for one minute. In the control group, the meat-eating habits of the three imagined friends were unspecified. In the vegetarian eating group, the friends order only vegetarian meals. In the vegetarian advocating group, the friends were described with: "Your friends think one should have vegetarian dishes". After the imagination task, participants were asked to write down the details of their imagined experience. Subsequently, participants were asked to rate the perceived descriptive and injunctive norms about eating meat. To assess implicit wanting of meat and relative preference for meat, we used an adapted version of the Leeds Food Preference Questionnaire (LFPQ, Oustric et al., 2020). Participants were shown pairs of food stimuli, consisting of one meat dish and one meatless dish. They were asked to choose the food they would like to order by pressing the keys "D" or "L". The stimuli included 10 pictures of vegan or vegetarian dishes and 10 pictures of meat or seafood dishes, resulting in a total of 100 trials. Implicit wanting of meat and relative preference for meat were calculated based on participants' response choices and reaction times during these trials.

3. Results

We performed a two-way ANOVA to evaluate the effects of the experimental manipulation on the perception of descriptive and injunctive norms. The results indicated a significant main effect for the experimental group $F(2, 64) = 9.08$, $p = <.001$; a significant main effect for the type of norm, $F(1, 64) = 6.78$, $p = .011$; but no significant interaction between the experimental group and the type of

norm, $F(2, 64) = .04$, $p = .957$. T-tests revealed significant differences in perception of descriptive norms between the control and the eating group $t(64) = -1.810$, $p = .0003$ and between the control and the advocating group $t(64) = -1.288$, $p = .0111$ as well as significant differences in perception of injunctive norms between the control and the eating group $t(64) = -1.673$, $p = .0060$. A significant main effect of the experimental group on the perception of norms suggests a stronger perception of norms. To test the effects of the experimental manipulation on implicit wanting of meat, we performed a one-way ANOVA. The results showed a significant effect $F(2, 64) = 3.23$, $p = .04$. Again, t-tests were performed to detect the groups between which the significant differences appeared. Here, it was between the eating group and the control group $t(64) = -38.5$, $p = .0452$. The same procedure was repeated to analyze the effect of the experimental manipulation on the relative preference for meat, revealing the same pattern as the analysis of implicit wanting of meat, but only marginal significant effects occurred $F(2, 64) = 2.64$, $p = .079$. A significant effect indicates lower implicit wanting of meat and relative preference for meat respectively in the experimental compared to the control group. Two path models were estimated to test whether descriptive norms mediated the effects of the eating group (coded as: 0 = control group, 1 = eating group) on implicit wanting of meat and relative preference for meat, separately. Though we found the tendencies that descriptive norms fully mediated the effects of the eating group on implicit wanting of meat and on relative preference for meat, bootstrapping with 200 random resamples showed no significant indirect effect (implicit wanting of meat, $\beta = -0.25$, $SE = 0.21$, 95% $CI[-0.79, 0.03]$, $p = 0.22$; relative preference for meat, $\beta = -0.24$, $SE = 0.21$, 95% $CI[-0.78, 0.04]$, $p = 0.25$).

4. Discussion

The pattern of our findings generally indicates that imagined social contact with vegetarian friends influences an omnivore's meal choice. However, some analyses didn't provide significant results: Due to the lack of explicit information on the imagined vegetarian friends' injunctive norms, subjects in the eating group might have assumed them. Their resulting perceptions might have happened to be even stronger than those of the subjects in the advocating group who had explicit information on their vegetarian friends' injunctive norms. This might explain the insignificant effect of the advocating experimental manipulation but the significant effect of the eating experimental manipulation on the perception of injunctive norms. The insignificance of the effect of the advocating experimental manipulation on implicit wanting of as well as on relative preference for meat might result from psychological reactance. In this case, descriptive norms would be solely effective in influencing a person's meal choice. The results from the mediation analysis suggest that the effect of the eating experimental manipulation on implicit wanting of and relative preference for meat respectively could be driven by descriptive norms. All in all, the results indicate that the mere presence of vegetarian friends can influence an omnivore's meal choice.

5. References

- Cialdini, R. B., & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: Compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, 55(1), 591–621. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.142015>
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., & Kallgren, C. A. (1990). Cialdini et al. (1990) - a Focus Theory of Normative Conduct.pdf. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(6), 1015–1026. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.6.1015>
- Einhorn, Laura (2020). Normative social influence on meat consumption MPIfG Discussion Paper, No. 20/1, Max Planck Institute for the Study of Societies, Cologne, <https://hdl.handle.net/21.11116/0000-0005-C748-A>
- Hermans, Roel C. J., Engels, Rutger C.M.E., Larson, Junilla K., Herman, C. Peter (2009): Modeling of palatable food intake. The influence of quality of social interaction, 52, 801-804, <https://doi.org/10.1016/j.appet.2009.03.008>
- Pauline Oustric, David Thivel, Michelle Dalton, Kristine Beaulieu, Catherine Gibbons, Mark Hopkins, John Blundell & Graham Finlayson (2020). Measuring food preference and reward: Application and cross-cultural adaptation of the Leeds Food Preference Questionnaire in human experimental research. *Food Quality and Preference*, 80, 103824. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2019.103824>

Pigs: Suffering and smart, yet pork still on the menu! Unmasking the Appetite for Carnivorous Indifference

**Angelina Magnucki, Julia Faltermeier, Laura Müller, Monika Mahesan,
Saskia Schlegel**

Supervision: M.Sc. Tingting Huang

1. Introduction

The consumption of meat is deeply ingrained in cultural, social, and dietary norms. However, in recent years, there has been growing concern about the ethical implications of using animals for food. Our study aims to investigate the extent to which the awareness of an animal's capacity to suffer influences individuals' wanting and liking of meat, specifically focusing on the case of pigs. Previous research has highlighted the psychological mechanisms involved in reducing moral concerns toward animals consumed as food (Bastian et al., 2012). It has been proposed that by diminishing the mental capacities of these animals, individuals can distance themselves from the moral implications of their consumption, thereby alleviating unpleasant feelings associated with eating meat. This suggests that an increased awareness of an animal's capacity to suffer might decrease individuals' desire for meat. The first hypothesis (H1) in this study is based on the premise that the capacity to suffer, rather than intelligence, should serve as the foundation for moral concern (Singer, 1975). Accordingly, we hypothesize that manipulations of individuals' perception of suffering in pigs will lead to changes in their wanting and liking of pork. The second hypothesis (H2) builds upon the notion that recognizing animals as beings with minds, similar to humans, raises moral concerns that conflict with their use as food. This recognition of animals' mental capacities is believed to be morally significant and may influence individuals' attitudes towards consuming meat. Consequently, we propose that the manipulation effect observed in the group perceiving suffering in pigs will be mediated by individuals' moral concern for these animals. Previous studies have examined aspects such as the categorization of animals as "meat" and its impact on the perceived capacity to suffer in pigs, as well as the moral concerns people hold for these animals. Our study seeks to integrate these perspectives by comparing individuals' perceptions of pigs' intelligence and their capacity to suffer.

2. Methods

We recruited a total of 94 participants, and 23 of them who did not pass the manipulation check, were non-omnivores, or had missing dependent variables were excluded from the analysis. The final sample size was 71 (control group = 20, intelligence group = 18, and suffering group = 33). At first participants had to give some general demographic information, which included their meat eating habits, hunger or fullness and their consumption frequency of pork. Participants in the experimental groups then either read an article about the intelligence or the capacity to suffer of pigs. Participants in the control group read an article about the living habits of pigs. To check if they read the article carefully, they were then asked to answer a relatively easy question related to the information presented in the article. Afterwards, the participants were asked questions about pig's intelligence and capacity to suffer as well as their moral concerns of pigs. Then they performed a task designed to assess their implicit wanting of and relative preference towards pork. For this purpose, we presented the participants 100 pairs of plant-based and pork-based dishes, and they were required to make rapid decisions about which one they preferred. At the end, they were also asked about the purpose of this study.

3. Results

For the analysis of the mental capacity with the factors of group and the type of mental capacity we used a two way ANOVA to test the manipulation of perceived mental capacity. The mental capacity intelligence had the main effect of : $t(68) = -2.68, p= 0.03$ and the mental capacity of suffering had the main effect of: $t(68) = 0.88, p= 0.65$. It is evident that the manipulation for intelligence had an influence on the participants perceived rating on the mental capacity. The two way interaction effect of those two capacities was: $F(2, 68) = 3.98, p= 0.02$. Furthermore, for the analysis of moral concern we used a one way ANOVA to test the manipulation effect on moral concern. There was no group effect indicated, $F(2, 68) = 2.00, p=0.14$. Lastly, we tested the implicit wanting of pork and the relative preference for pork with a one way ANOVA to test the manipulation effects. There was also not a group effect for the implicit wanting of pork, $F(2, 68) = 1.07, p= 0.35$, or the relative preference for pork, $F(2, 68) = 1.06, p= 0.35$.

4. Discussion

As expected, the manipulation in the intelligence group was successful. Compared to the control group, pigs are perceived to be more intelligent in the intelligence group. Still the effect on the moral concern of pigs, implicit wanting of pork or preference for pork was not significant, showing that being aware of their intelligence does not make us concern more or reduce our wanting of pork. This could be due to cognitive dissonance, that is not being solved by eating less meat because of pigs intelligence, but rather by eating meat nevertheless. Reasons for solving the dissonance this way could be distinguishing the meat itself from the animal or by denying someone's personal responsibilities that are for example: meat eating is natural, it is normal or even necessary. (Bastian; Loughnan, 2017). In contrary to our expectation, pig's capacity to suffer were not perceived to be higher in the suffering group than in the control group. This may due to the fact that in general, there is very high capacity to suffer in all three groups with numbers between 6.25 and 6.5 in all three groups (scale 1 – 7). Possibly our participants, who are mostly young, female psychology students already possess a high level of awareness regarding the capacity of pigs to suffer. Therefore, reading a text about pigs' capacity to suffer may not have significantly increased their existing awareness. It is also possible that our manipulation of suffering group wasn't strong enough. We reduced our text to a rational narrative of suffering, to make it more comparable to the intelligence text. Future studies could focus on other forms of manipulation. Maybe people don't decide whether to eat meat or not on a rational, but rather emotional basis. If the manipulation would generate a more emotional reaction, it may be harder to solve the dissonance. Future research could explore the use of stronger manipulations, such as employing more detailed texts on pigs' suffering or even incorporating visual materials such as pictures or videos of slaughterhouses.

In this study, we examined the potential role of moral standing as a mediator in the relationship between the perception of animal minds and meat consumption. However, we found no significant manipulation effects on moral concern towards pigs, but a generally very high moral concern in all groups. This finding is particularly intriguing, as it challenges the assumption made in previous studies that meat eaters typically have lower moral concern to justify their meat consumption (Bastian; Loughnan, 2017). But the current study shows, that the moral concern of meat eaters actually is very high. The current study reveals that even individuals who are highly aware of animals' capacity to suffer and hold strong moral beliefs about animals still choose to consume meat, indicating the influence of deeply ingrained meat-eating habits. This phenomenon suggests the need for future research to delve further into strategies for breaking these habitual patterns of meat consumption.

5. Literature

Bastian et al., (2012) Don't Mind Meat? The Denial of Mind to Animals Used for Human Consumption
 Bratanova, B.; Loughnan, S.; Bastian, B. (2011) The effect of categorization as food on the perceived moral standing of animals
 Singer (1975), Animal Liberation

„Time flies when you're having fun“: Affektive Zustände und subjektive Zeitwahrnehmung

Luise Girle, Kim Leoni Ramisch, Sina Klug, Anna Calina Günther, Laura Würfel

Leitung: M.Sc. Fabian Münch, M.Sc. Jost Blasberg

1. Einleitung

In schönen Momenten entsteht oft der Wunsch, die Zeit anhalten zu können. Ein warmer Sommertag dürfte Ewigkeiten anhalten und ein Geburtstag könnte nie enden. Dabei scheint gerade in freudigen Momenten die Zeit wie im Fluge zu vergehen. Die Zeit selbst ist jedoch konstant. Die Uhr tickt nicht mal schneller, mal langsamer. Was sich jedoch ändern kann, ist unsere *Wahrnehmung* der Zeit. Diese wird durch verschiedene externe und internale Faktoren beeinflusst (Meer, 2006). Eine relevante Komponente, die unsere Zeitwahrnehmung prägt, sind Emotionen (Droit-Volet & Meck, 2007). Können positive Emotionen, ausgelöst durch spaßige Situationen, die Beurteilung der Zeitdauer beeinflussen? Dieser Frage sind wir in unserem Experiment nachgegangen. Ziel dieser Arbeit ist es, die Hypothese zu untersuchen, ob ein höheres Maß an Spaß zu einer verkürzten retrospektiven Zeitwahrnehmung führt. Spaß wird dafür im Kontext des Glücksspieles betrachtet. Die Motivation beim Glücksspiel besteht darin, beispielsweise Geld oder andere Belohnungen zu gewinnen. Dies kann eine Form der Annäherungsmotivation darstellen und wird meist subjektiv im Zusammenhang mit positivem Affekt wahrgenommen. Der Psychologe Philip Gable, der sich unter anderem mit dem Einfluss von Emotionen auf unsere Gedanken und kognitiven Prozesse befasst, hat festgestellt, dass eine positive Annäherungsmotivation Auswirkungen auf die Zeitwahrnehmung hat. Zudem führen positive affektive Zustände dazu, dass die Zeit schneller zu vergehen scheint und verstrichene Zeit als kürzer eingeschätzt wird (Gable & Poole, 2012).

2. Methode

Stichprobe. Eine a-priori Poweranalyse mit G*Power (Faul et al., 2007) für eine ANOVA mit Messwiederholung zeigte, dass die Stichprobe mindestens $N = 60$ Personen (Power = .95, $\alpha = .05$) umfassen muss, um einen kleinen Effekt von $f = .1$ aufzudecken. Erhoben wurden $N = 64$ Personen. Die weiblichen Versuchspersonen überwiegen deutlich (weiblich = 53). Das Alter der Versuchspersonen hatte eine Spannbreite von 18 bis 30 Jahren ($M = 21.23$, $SD = 2.64$). Alle Teilnehmenden wurden mit 0,75 Versuchspersonenstunden entlohnt.

Testverfahren und Experimentalaufbau. Das computergestützte Experiment wurde in PsychoPy-2022.2.4 programmiert (Peirce et al., 2019). Die Versuchspersonen wurden durch ihr Eintreffen am Experimentalort randomisiert einer Experimental- und einer Kontrollgruppe zugewiesen. Die soziodemografischen Daten Alter und Geschlecht sowie die Vorerfahrungen mit Glücksspiel und die Stimmung wurden erfasst. In 30 Trials mussten die Versuchspersonen raten, auf welcher Farbe das Glücksrad stoppen wird. Die Experimentalgruppe wettete zudem mit dem Einsatz von Versuchspersonensekunden auf ihre getippte Farbe. Nachträglich sollte die Drehzeit des Glücksrades eingeschätzt werden. Nach den 30 Trials wurde erneut Stimmung und Arousal ebenso wie Spaß und Langeweile als Manipulationscheck erfragt.

Datenanalyse. Die Daten wurden mit Hilfe von R Version 4.1.2 ausgewertet (R Core Team, 2021).

3. Ergebnisse

Manipulationscheck. In einem Zweistichproben t -Test konnte kein signifikanter Unterschied zwischen Kontroll- und Experimentalgruppe im positiven Affekt Spaß während des Drehens des

Glücksrades festgestellt werden ($\beta = .22$, 95%-KI = [-0.21, 0.66], $t(62) = 1.03$, $p = .308$). Die Manipulation konnte nicht erfolgreich umgesetzt werden.

Hypothesentest. Die Intraklassenkorrelation beträgt $ICC = .58$. In einem Random-Slope-Random-Intercept-Modell wurde der Haupteffekt der Experimentalbedingung auf die eingeschätzte Drehzeit des Glücksrades nicht signifikant ($\beta < .001$, 95%-KI = [-1.05, 1.06], $t(62.46) = 0.00$, $p = 1.000$). Die Hypothese konnte damit nicht bestätigt werden. Der Haupteffekt von $\beta = 0.26$ der Variable Drehzeit des Glücksrades auf die von den Versuchspersonen geschätzte Zeit wurde signifikant (95%-KI = [0.15, 0.3], $t(68.77) = 6.12$, $p < .001$). Somit wurde die Drehzeit länger eingeschätzt, wenn sich das Glücksrad auch tatsächlich länger drehte. Der Haupteffekt von $\beta = -1.97$ der Variable Stimmung auf die eingeschätzte Drehzeit wurde signifikant (95%-KI = [-3.12, -0.82], $t(63.74) = -3.30$, $p = .002$). Auch die Interaktion von der Experimentalbedingung und der Stimmung auf die eingeschätzte Drehzeit mit einem Effekt von $\beta = 2.87$ wurde signifikant (95%-KI = [1.36, 4.39], $t(61.36) = 3.83$, $p < .001$). Somit wird in der Experimentalgruppe bei steigender Stimmung die Zeit länger eingeschätzt, während in der Kontrollgruppe mit steigender Stimmung die Zeit geringer eingeschätzt wurde. Fügt man zum bestehenden Modell die Variable Spaß hinzu, so ist der Haupteffekt von $\beta = 0.14$ auf die eingeschätzte Drehzeit des Glücksrads nicht signifikant ($t(61.66) = -0.30$, $p = .762$), ebenso wie die Interaktion von Spaß und Experimentalbedingung mit $\beta = -0.19$ ($t(57.82) = -0.29$, $p = .771$).

4. Diskussion

Ziel dieser Studie war es herauszufinden, ob sich unsere Wahrnehmung der vergangenen Zeit verändert, wenn wir Spaß empfinden. Dabei wurde die Hypothese aufgestellt, dass ein höheres Maß an Spaß zu einer verkürzten retrospektiven Zeitwahrnehmung führt. Dies konnte nicht bestätigt werden. Die statistische Auswertung mittels eines hierarchisch linearen Mehrebenenmodell ergab keinen signifikanten Effekt der Variable Spaß auf die eingeschätzte Drehzeit des Glücksrades. Der Manipulationscheck zeigt, dass Versuchspersonen in der Experimentalgruppe nicht mehr Spaß beim Glücksspiel als in der Kontrollgruppe empfanden. Eher ist ein gegensätzlicher Effekt zu beobachten: Personen in der Experimentalgruppe fühlten sich gelangweilter als in der Kontrollgruppe. Die fehlgeschlagene Manipulation des affektiven Zustandes stellt eine Limitation der Studie dar. Auch die homogene Stichprobe, in Alter und Tätigkeit der Teilnehmenden, sowie die Laborsituation kann eine Auswirkung auf die gefundene Effektstärke haben. Um den Effekt von Spaß auf die Zeitwahrnehmung zu bestätigen, sind Folgestudien mit erfolgreicher Manipulation nötig.

5. Literatur

- Droit-Volet, S. & Meck, W. H. (2007). How emotions colour our perception of time. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(12), 504–513. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2007.09.008>
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G* Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior research methods*, 39(2), 175-191.
- Gable, P. A., & Poole, B. D. (2012). Time Flies When You're Having Approach-Motivated Fun: Effects of Motivational Intensity on Time Perception. *Psychological Science*, 23(8), 879-886. <https://doi.org/10.1177/0956797611435817>
- Meer, E. v. d. (2006). Handbuch der Allgemeinen Psychologie- Kognition. Göttingen, Hogrefe Verlag GmbH & Company KG.
- Peirce, J., Gray, J. R., Simpson, S., MacAskill, M., Höchenberger, R., Sogo, H., Kastman, E., & Lindeløv, J. K. (2019). PsychoPy2: Experiments in behavior made easy. *Behavior research methods*, 51, 195-203.
- R Core Team. (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. In R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>

Notizen

Programm

14.00 Uhr	Foyer	Eröffnung der Posterausstellung
14.00 – 16.00	Foyer	Präsentation der Poster
16.15 Uhr	HS 4	Festvortrag von Prof. Dr. Anne Böckler-Raettig (Julius-Maximilians-Universität Würzburg) zum Thema: <i>„Gazing, giving, and what happens in between“</i>
17.00 Uhr	HS 4	Auszeichnung der besten Poster
anschließend	Foyer	Ausklang der Veranstaltung

Thalia Buchhandlung

»Neue Mitte Jena«

Leutragraben 1

07743 Jena

Tel. 03641 4546-0

www.thalia.de

