



Konferenz- beiträge 2020

**15. Jenaer
Empiriepraktikumskongress**

17. Juli 2020

Danksagung

Es ist wieder soweit: Heute, am 17. Juli 2020, findet bereits zum 15. Mal der Jenaer Empiriepraktikums-(EmPra)-Kongress der Psychologie statt. Man kann daher mit gutem Recht von einer traditionsreichen Veranstaltung sprechen, obgleich in diesem Jahr vieles anders ist, als sonst. Erstmals findet der EmPra-Kongress in diesem Jahr nicht im Foyer des Campus Carl-Zeiss-Straße statt, sondern online. Auch das Präsentationsformat hat sich geändert: nicht auf Postern, sondern in Kurzvorträgen werden die zahlreichen EmPra-Kleingruppen ihre empirischen Arbeiten des zurückliegenden Studienjahres präsentieren.

Doch vielmehr noch als die Durchführungsdetails dieses speziellen Events, dürften wohl vor allem die Umstände, unter denen die präsentierten Arbeiten zustande gekommen sind, in diesem Jahr als außergewöhnlich gelten. Jedes Jahr betonen wir als Organisatoren des EmPra-Kongresses an dieser Stelle, dass die Studierenden mit Fug und Recht stolz sein können auf ihre Leistungen. Jedes Jahr hat es Probleme und Hindernisse gegeben, die überwunden werden mussten, da Forschung nun mal nicht immer reibungslos verläuft und es noch dazu für die meisten Teilnehmenden das erste Mal in ihrer akademischen Laufbahn ist, dass überhaupt empirisch gearbeitet wird. Jedes Jahr entstehen trotz verschiedenster Rückschläge und Pannen spannende und innovative Forschungsarbeiten von überragender Qualität. Während all dies auch in diesem Jahr zutrifft, kamen diesmal durch die Maßnahmen zur Einschränkung der Ausbreitung des Coronavirus SARS-Cov-2 während des Sommersemesters ganz neue und unerwartete Herausforderungen dazu. Und trotz allem sind auch in diesem Jahr wieder so viele spannende, kreative und relevante Arbeiten entstanden, dass diese Konferenz sich vor der wissenschaftlichen Öffentlichkeit sehen lassen kann. Deswegen möchten wir allen EmPra-Gruppen in diesem Jahr ganz besonders mit auf den Weg geben: Blicken Sie auf das zurückliegende Studienjahr und Ihre Leistungen zurück und seien Sie stolz auf sich angesichts dessen, was Sie erreicht haben!

Einiges hat sich jedoch auch in diesem Jahr und unter den besonderen Umständen dieses Kongresses nicht geändert: ein solcher Kongress kann nur aufgrund der Unterstützung und des Engagements zahlreicher Personen zustande kommen.

Ein besonderer Dank gilt an dieser Stelle stets den Mitgliedern der Professorenschaft, des akademischen Mittelbaus und der Studierendenschaft, welche sich als Jury die Zeit nehmen, die einzelnen Arbeiten mit viel Sorgfalt und Eifer zu begutachten. Darüber hinaus gilt unser Dank allen teilnehmenden Gruppen und ihren Betreuern und 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 die finanzielle Unterstützung durch Bereitstellung der Preisgelder zur Prämierung der besten Arbeiten bedanken wir uns beim Institut für Psychologie. Des Weiteren danken wir den Studierenden aus der Fachschaft Psychologie für die Hilfe bei der Suche studentischer Jury-Mitglieder.

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,
Anne Grigutsch und Clara de Paula Couto.

Inhaltsverzeichnis

Kurzberichte

6 - 39

Gruppe 1

6

How to train your brain - Effects of neurofeedback training on the mirror neuron system
Sakine Agrali, Lamara Didbaridze, Shirin El-Basyouni, Luisa Falk, Zoe Foerstendorf,
Alisa Lange, Lara Schäffer, Anna-Sophie Stegmann, Wenbo Wang, Luise
Wonneberger

Gruppe 2

8

Unterschiedliche Stufen der Altersdiskriminierung: Beeinflussen Kontextinformationen die Einstellung gegenüber älteren Erwachsenen?
Lea Petsch, Malin Manzewski, Maximilian Möckel, Pauline Metzger

Gruppe 3

10

Meaning the Same? How Emotion Words are Understood by People of Different Ages
Melanie Hommel, Charlotte Raithel, Jenny Richlich, Désirée Scholz

Gruppe 4

12

Einfluss von Dankbarkeit auf den impliziten Selbstwert
Dorothea Berges, Laura Janßen, Franziska Lärm, Elena Plaga, Marlene Schnittger

Gruppe 5

14

Hände gewaschen, Mundschutz auf – jetzt bin ich sicher! Einfluss von Infektionsschutz auf die Risikowahrnehmung
Antonia Haddenhorst, Norman Hüttner, Anika Knuhr, Laura Sauerbier, Ekin Ucar

Gruppe 6

16

Why the Words We Use Matter: Effects of Labelling and Contact on Age Stereotypes
Bashar Sulaiman, Anna Lea Müller, Ludwig Sprenger, Amina Aissaoui, Lara Schießl

Gruppe 7

18

Der Ton macht die Empathie - Wie unser Musikgeschmack unsere Perspektivübernahme beeinflusst
Helen Aagaard, Alexander Bamberg, Eva-Maria Gerhardus, Katrin Hentschel, D. M.

Gruppe 8

20

Sieht sie, was er nicht sieht? Die Rolle des sozialen Geschlechts in der Perspektivenübernahme
Caroline Barz, Florian Hartmann, Anne-Kathrin Kaptain, Helene Kühn, Lars Niebusch

Gruppe 9

22

Einfluss belastender Kindheitserfahrungen auf das Angst- und Depressionserleben während der Corona-Pandemie
A. K., S. S., I. B.

Gruppe 10

24

Wie glaubhaft sind Ohrenzeugenaussagen?
Laura Johanna Luther, Benito Romanelli, Sarah Steglich, Annika Weingart, Tom Wolf

Gruppe 11

26

No country for old men? - Context Influence on Implicit Ageism
Dorothee N. Heinel, Julia König, Louisa L. Heno and Carl F. Peitsch

Gruppe 12	28
<hr/>	
<i>Activating age stereotypes with category and context information</i> Marie Balkhaus, Paul-Robert Jahn, Angelika Pecher and Valentin Rühlmann	
Gruppe 13	30
<hr/>	
<i>„Hörst du, was ich fühle?“ Adaptationseffekte bei der Emotionswahrnehmung in der Stimme</i> Theresa Lohfelder, Gina Kunze, Manuel Pöhlmann, J. G., Sophie Weiße, T. A., Katharina Hörmann, Luise Thamm	
Gruppe 14	32
<hr/>	
<i>Sie ekeln sich schnell? Dann sind sie wohl konservativ.</i> A. G., L.-H. K., S. K., V. M., M. W.	
Gruppe 15	34
<hr/>	
<i>Ein Versuch der Erhöhung der prädiktiven Validität des IATs mit Anwendung des Kompatibilitätsprinzips in Bezug auf Umweltverhalten.</i> A. S., L. E. B., L. H., Claudia E. Ortloff	
Gruppe 16	36
<hr/>	
<i>Verzerrungen des Augenzeugengedächtnisses durch Intergruppen-Bias? Ein Replikationsversuch von Lindholm und Christianson (1998)</i> Alina Nussbaum, Josephine Schmidt, Friedrich Schmitt, Annabelle Thierfelder, Hannes Ullmann	
Gruppe 17	38
<hr/>	
<i>Konservativ oder liberal? Wie Ekel mit unserer politischen Orientierung zusammenhängt</i> N. G., L. W., S. G., V. R., A. E.	
<hr/>	
Programm	40

How to train your brain - Effects of neurofeedback training on the mirror neuron system

Sakine Agrali, Lamara Didbaridze, Shirin El-Basyouni, Luisa Falk, Zoe Foerstendorf, Alisa Lange, Lara Schäffer, Anna-Sophie Stegmann, Wenbo Wang, Luise Wonneberger

Supervision: Samaneh S. Dastgheib und Jürgen M. Kaufmann

1. Introduction

Autism spectrum disorder (ASD) is a complex neurodevelopmental disorder affecting communication and social skills. There is no cure as yet, but several approaches are being discussed, one involving the possibility of training the mirror neuron system (MNS), a central brain structure involved in complex social processes such as identifying and understanding others' emotions and actions. Its activity is correlated with the severity of social impairments in ASD, and higher activity is linked to a suppressed Mu rhythm in the EEG. Mu rhythm is at its lowest power while executing movements or observing goal directed movements. Neurofeedback training (NFT) can induce neurofunctional changes by means of operant conditioning. In the present study, we tested in neurotypical young adults, whether mu suppression training by means of NFT can result in enhanced activity of the MNS, which should be visible in reduced mu power when observing social interactions or different types of movements. Furthermore, we investigated possible improvements in a test involving recognition of subtle emotional expressions. When successful, this study could be a first step towards developing an intervention for ASD based on neurofeedback training.

2. Methods

Ten healthy young adults (7 females, $M = 22$ years; $SD = 2.10$) took part. All completed 15 sessions à 45 minutes of NFT ($M = 11.25$ h total training time per participant). In order to control for autistic traits, the autism quotient (AQ) was measured (Baron-Cohen, Wheelwright, Skinner, Martin, & Clubley, 2001). In addition, two EEG recordings were completed, one before the first, and one after the last NFT session, to determine power in different frequency bands, and to calculate potential changes in mu-suppression-index (MSI). Participants also performed a pre- and post-training facial expression recognition test (RMET; Baron-Cohen, Wheelwright, Hill, Raste, & Plumb, 2001). During NFT sessions, they watched self-selected videos, trying to down-regulate mu frequency power. As there are typical associations of mu rhythm suppression with higher MNS activity (Iacoboni & Dapretto, 2006) and of beta and theta frequencies with distraction (Pineda, Carrasco, Datko, Pillen, & Schalles, 2014), suppression of these frequency bands was trained as well. To keep the video running smoothly, mu, theta, beta and EMG (electromyography) frequency signals had to remain below a predetermined threshold for at least one second, otherwise the screen turned noisy. For the MSI assessment, we recorded the EEG, while videos of four categories were observed: a) baseline condition (non-biological movements of objects), b) non-goal-directed biological movements, c) complex goal-directed biological movements, and d) social interactions.

3. Results

RMET: A paired t -test on performances before the first and after the last NFT session revealed no difference, $t(9) < .001$, $p > .99$, ($M = 0,73$). There were also no significant changes in response times before and after training, $t(9) = 0,95789$, $p = 0.3631$ ($M = 7388$ ms).

AQ: No participant showed elevated scores (range: 8-25).

EEG (MSI): 2 x 3 ANOVAs with repeated measurements on the factors time point (pre- vs. post-test) and electrode (C3 vs. C4 vs. CZ), with MSI as dependent variable were conducted. MSI was

computed by taking the log base 10 of the mu power (μV^2) in the 8–12 Hz band during the experimental condition (simple movement, complex movement and social interaction) divided by the baseline (object movement) mu power. The test showed no significant MSI changes across time for social interactions (all $F_s < 1$), or simple movements ($F[1,9] = 2.67, p = .137, \eta_p^2 = .23$). Interestingly, we found a significant difference between pre- and post-test for complex movements, $F(1,9) = 6.00, p = .037, \eta_p^2 = .40$.

NFT: We analyzed changes across NFT sessions with respect to amplitude differences between baseline and feedback conditions. In order to reduce factors and factor levels, we averaged amplitudes across five consecutive NFT sessions (1 to 5, 6 to 10 and 11 to 15), and across electrodes C3 and C4. We then performed a 2 x 3 ANOVA on voltage amplitudes (μV) for the different frequency bands, with repeated measurements on NFT condition (baseline vs. feedback) and training time (first third, second third and last third of the 15 NFT sessions). For the mu frequency band, there were no main effects of training time, $F(2,18) = 1.82, p = .190, \eta_p^2 = .17$ or NFT condition $F(1,9) = .49, p = .500, \eta_p^2 = .05$, but the analysis revealed a trend for a two-way interaction between these factors, $F(2,18) = 3.19, p = .065, \eta_p^2 = .26$, indicating that the participants had learned to use the feedback and to increase Mu suppression by the last five NFT sessions.

4. Discussion

The present study shows that using NFT on mu suppression has the potential to stimulate the mirror neuron system. Note that due to time restrictions in this course, we were only able to perform about 11 hours of NFT per participant, which is around one third of the time suggested to be necessary by other studies (e.g. Pineda et al., 2014). MSI during social scenarios is the most valid indicator of the emotional compartment of the mirror neuron system and correlates positively with less pronounced autism traits. The impact of NFT on MSI was not significant for social scenarios, but for goal directed biological movement, indicating the training of motor compartments of the MNS. Future research needs to demonstrate whether the emotional compartment of the MNS, which involves more and much various neural pathways, requires more time to be trained. When carrying out further studies, it might be useful to standardize videos among participants. However, self-selected videos provide an advantage in terms of attention and motivation. To conclude, NFT might be a promising intervention tool, if enough time is devoted to the training. However further studies with more participants, randomization and masking methods are essential to further investigate its effects.

5. Literatur

- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Hill, J., Raste, Y., & Plumb, I. (2001). The "Reading the Mind in the Eyes" test revised version: A study with normal adults, and adults with Asperger syndrome or high-functioning autism. *Journal Of Child Psychology And Psychiatry And Allied Disciplines*, 42(2), 241-251. doi:10.1111/1469-7610.00715
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): Evidence from Asperger Syndrome/high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians (vol 31, pg 5, 2001). *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 31(6), 603-603.
- Iacoboni, M., & Dapretto, M. (2006). The mirror neuron system and the consequences of its dysfunction. *Nature Reviews Neuroscience*, 7(12), 942-951. doi:10.1038/nrn2024
- Pineda, J. A., Carrasco, K., Datko, M., Pillen, S., & Schalles, M. (2014). Neurofeedback training produces normalization in behavioural and electrophysiological measures of high-functioning autism. *Philosophical Transactions of the Royal Society B-Biological Sciences*, 369(1644). doi:10.1098/rstb.2013.0183

Unterschiedliche Stufen der Altersdiskriminierung: Beeinflussen Kontextinformationen die Einstellung gegenüber älteren Erwachsenen?

Lea Petsch, Malin Manzewski, Maximilian Möckel, Pauline Metzger

Leitung: Dr. Maria Clara P. de Paula Couto

1. Einleitung

Forschungen zur Altersdiskriminierung konzentrierten sich bisher vor allem auf deskriptive Stereotype (d.h. wie ältere Erwachsene sind). Kürzlich diskutierten Forscher auch vermehrt über die sogenannten präskriptiven Altersstereotype (d.h. wie sich ältere Erwachsene verhalten sollten). North und Fiske postulierten bereits 2012, dass sich präskriptive Altersstereotype durch die Konkurrenz um knappe Ressourcen ergeben würden und dass dies zu Spannungen zwischen den Generationen führen könnte. In diesem Zusammenhang treten präskriptive Altersstereotype über drei Faktoren auf: 1. Nachfolge (Platz machen für die jüngere Generation), 2. Konsum (Ressourcen mäßig nutzen) und 3. Identität (sich dem Alter entsprechend verhalten). In einer kürzlich von North und Fiske (2013) durchgeführten Studie bewerteten die Teilnehmer kurze Beschreibungen von jungen und älteren Erwachsenen. Ihre Ergebnisse verdeutlichten, dass jüngere Teilnehmer eine stärkere Polarisierung in ihren Bewertungen zeigten und dabei ältere Erwachsene bevorzugten, wenn diese die präskriptiven Altersstereotype befolgten und sie solche, die dies nicht taten, eher ablehnten. Wir haben uns gefragt, ob die Darstellung älterer Erwachsener als eine Bedrohung für den Zugang zu wichtigen Ressourcen einen Einfluss darauf haben würde, wie jüngere Menschen deren Nachfolge- und Konsumverhalten bewerten. Wir stellten die folgenden Hypothesen auf: (1) Junge Menschen sollten eine stärkere Polarisierung gegenüber älteren Menschen zeigen. Sie sollten hierbei solche bevorzugen, die sich an Altersnormen halten und jene „bestrafen“, die gegen sie verstoßen. (2) Eine solche Polarisierung sollte je nach Kontext variieren, sodass die Effekte unter einer hohen Bedrohung noch stärker ausfallen sollten.

2. Methoden

Teilnehmer. Die Stichprobe umfasste 82 Teilnehmer (15 Männer, 58 Frauen, 9 ohne Angabe, $M_{\text{Alter}} = 21$, von 18 bis 59 Jahren; die meisten waren Psychologie-Studenten). Neun Teilnehmer haben die Studie nicht abgeschlossen und ein Teilnehmer war kein deutscher Muttersprachler. Die Partizipation an dieser Studie war freiwillig. Die Teilnehmer erhielten für ihre Teilnahme eine halbe Versuchspersonenstunde.

Material, Vorgehen, und Design. Nach Zustimmung zur Partizipation wurden die Teilnehmer zufällig einer der acht Studienbedingungen zugeordnet. Die Teilnehmer lasen zuerst eine der von uns erstellten Vignetten, die sich auf sozioökonomische und politische Aspekte konzentrierten, die entweder Vorteile zugunsten Jüngerer (geringe Bedrohung) oder Vorteile zugunsten Älterer (hohe Bedrohung) widerspiegeln. Danach lasen sie drei Beschreibungen und bewerteten die Kompetenz und Wärme der Hauptcharaktere auf einer 5-Punkte-Skala (1 = überhaupt nicht, 5 = sehr, Fiske, Cuddy, Glick, & Xu, 2012). Die kurzen Beschreibungen handelten von einer älteren oder einer jüngeren männlichen Zielperson und zielten darauf ab, entweder eine Verletzung oder Einhaltung von Normen in Bezug auf Themen der Nachfolge oder des Konsums zu manipulieren. Die Teilnehmer füllten dann die Ressourcenverteilungsskala und die Skala der Erwartungen und Normen für ältere Menschen aus (beide Skalen wurden von de Paula Couto & Rothermund entwickelt). Vor Abschluss der Studie wurden die Teilnehmer gebeten, einige demografische Informationen anzugeben und wurden anschließend vollständig über die Studie aufgeklärt. Ein 2 (Norm: Nachfolge vs. Konsum) x 2 (Normverhalten: normverletzend vs. normentsprechend) x 2

(Alter: jung vs. alt) x 2 (Kontext: geringe Bedrohung vs. hohe Bedrohung) Design wurde verwendet. Nur die „Norm“ variierte innerhalb der teilnehmenden Probanden.

3. Ergebnisse

Die Teilnehmer in der hohen Bedrohungsbedingung nahmen in größerem Maße als die Teilnehmer in der geringen Bedrohungsbedingung wahr, dass ältere Erwachsene bei der Verteilung der Ressourcen bevorzugt wurden, daher war unsere Kontextmanipulation erfolgreich. Wir führten eine ANOVA mit *Messwiederholung* mit Norm als Innersubjektfaktoren und Alter, Kontext und Normverhalten als Zwischensubjektfaktoren durch. Die abhängigen Variablen waren z-standardisierte Kompetenz- und Wärmebewertungen. Für die Kompetenzbewertungen waren keine Effekte signifikant, alle $F < 1$. Für die Wärmebewertungen ergaben sich folgende Ergebnisse: Normverhalten, $F(1,64) = 90.61$, $p < .001$, $\eta^2 = .496$, d.h. normabweichendes Verhalten wird als weniger warm eingestuft. Die Interaktion zwischen erwartetem Normverhalten und Alter war nur marginal signifikant, $F(1,64) = 2.89$, $p = .094$, $\eta^2 = .030$. Die Interaktion zwischen Normverhalten und Norm war signifikant, $F(1,64) = 14.89$, $p < .001$, $\eta^2 = .066$, d.h. normabweichendes Verhalten wurde als weniger warm eingestuft, insbesondere für Konsum. Die Drei-Weg-Interaktion Normverhalten x Norm x Alter war auch signifikant, $F(1,64) = 4.20$, $p = .044$, $\eta^2 = .019$. Jüngere Teilnehmer zeigten aufgrund ihres Nachfolgeverhaltens die größte Polarisierung in Richtung des älteren Ziels an (Verstoß $M = -0.65$, $SE = 0.12$, Einhaltung $M = 0.80$, $SE = 0.27$, mittlere Differenz = 1.45). Diese Polarisierung war größer als die gegenüber dem jungen Ziel (Verstoß $M = -0.20$, $SE = 0.18$, Einhaltung $M = 0.36$, $SE = 0.22$, mittlere Differenz = 0.56). Die Interaktion zwischen Normverhalten x Norm x Alter x Kontext war nicht signifikant, $F(1,64) = 2.64$, $p = .109$, $\eta^2 = .012$.

4. Diskussion

Unsere Ergebnisse zeigten, dass die Teilnehmer für Wärme die größte Polarisierung gegenüber den älteren Zielpersonen zeigten, ausschließlich basierend auf deren Nachfolgeverhalten, wobei Normverletzung bestraft wurde, während die Einhaltung belohnt wurde. Eine solche Polarisierung war nicht kontextabhängig; Daher führte die Bedrohung der Ressourcenverteilung nicht zu einer stärkeren Polarisierung, wie wir vorhergesagt hatten. Das Fehlen des erwarteten Effekts für Konsum-Normen kann dadurch erklärt werden, dass sich die von uns hierbei verwendete Beschreibung auf die Bereitschaft zum Spenden für jüngere Studenten bezog, die anscheinend nicht die Erwartung ausgelöst hatte, dass ältere Erwachsene eher als jüngere Personen bereit sein sollten zu spenden. Zudem ist anzumerken, dass wir den erwarteten Effekt für Kontext nicht gefunden haben. Es ist interessant zu beobachten, dass Teilnehmer in der Bedingung mit hoher Bedrohung zwar erkannt haben, dass ältere Erwachsene im Hinblick auf die Ressourcenverteilung bevorzugt wurden. Jedoch führte diese Wahrnehmung nicht zu einer stärkeren Polarisierung gegenüber älteren Zielpersonen, was wir uns auf zwei verschiedene Arten erklären. Erstens umfasst unsere Stichprobe Psychologiestudenten, die möglicherweise egalitärer sind und ein Ungleichgewicht in der Ressourcenverteilung als nicht bedrohlich oder unfair empfinden. Zweitens ist es möglich, dass die Art der Ressourcen, die wir in unseren Vignetten verwendet haben, für Studenten noch keine Relevanz besitzt. Abschließend ist zu betonen, dass ältere Menschen als warmherzig und freundlich, aber allgemein als wenig kompetent empfunden werden (Fiske et al., 2002), weshalb Wärme möglicherweise als relevanteste soziale Wahrnehmungsdimension für ältere Erwachsene gelten könnte.

5. Literatur

- Fiske, S. T., Cuddy, A. J., Glick, P., & Xu, J. (2002). A model of (often mixed) stereotype content: Competence and warmth respectively follow from perceived status and competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 878-902. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.878>
- North, M., & Fiske, S. (2012). An Inconvenienced Youth? Ageism and its Potential Intergenerational Root. *Psychological Bulletin*, 138(5), 982-997. <https://doi.org/10.1037/a0027843>

Meaning the same? How Emotion Words are Understood by People of Different Ages

Melanie Hommel, Charlotte Raithel, Jenny Richlich, Désirée Scholz

Advisors: Dr. Jennifer A. Bellingtier & Dr. Antje Rauers

1. Introduction

Emotions are an important aspect of interpersonal communication and set the tone for our everyday interactions. Past research suggests that there are differences in the everyday emotional experiences of younger and older individuals such that older adults typically report experiencing more positive affect (Riediger & Rauers, 2014). This is in line with the social-emotional selectivity theory proposed by Carstensen (1995), which says that when time is perceived as short, such as the perception of a shortened lifespan for older adults, the goal of emotional well-being increases in value. Therefore, the reports of more positive emotions in older adults could be due to actual age-related differences in the experience or prioritization of emotions. However, it is also possible that the age-related effect is due to differences in the understanding or perception of emotion words. Previous studies have already shown age differences in the perception of emotion words. In an IAT study conducted by Riediger and colleagues (2014) older participants were more decisive about whether an emotion was pleasant or unpleasant (e.g., happiness was more strongly associated with pleasantness), whereas younger participants' associations were less distinct, which aligned with their tendency to report experiencing more mixed affect. In our current study, we looked at whether these implicit findings can be replicated with an explicit study design. We hypothesized that older adults would rate positive emotion words as more positively-valenced and negative emotion words as more negatively-valenced than younger individuals.

2. Method

We conducted an online study with 66 participants in two age groups. The younger group included 33 participants between 14 and 27 ($M = 20.00$, $SD = 3.28$) years of age. Nineteen of them were women. The older group included 33 individuals between 60 and 80 ($M = 70.76$, $SD = 6.83$) years, 24 of which were women. Participants from the older group ($M = 17.66$ min, $SD = 4.48$ min) took nearly twice as long to complete the survey than the younger group ($M = 9.50$ min, $SD = 3.37$ min). All participants were native German speakers.

Participants completed the subjective feelings component of the Grid questionnaire (Fontaine, Scherer, & Soriano, 2013). For the five emotion words *Anger*, *Contentment*, *Enthusiasm*, *Grief*, and *Sadness* they had to answer several questions on how likely certain feelings, durations, and affective states were for someone who experienced this emotion. For example, "How likely is it that the person felt positive?" In our study, we focused on the valence aspects including ratings for "gut," "ungut," "positiv," and "negativ." All questions were rated on a 5-point scale ranging from 1 = very unlikely to 5 = very likely. The reliability of the scales were *Anger*, $\alpha = 0.73$; *Contentment*, $\alpha = 0.81$; *Enthusiasm*, $\alpha = 0.83$; *Grief*, $\alpha = 0.60$; and *Sadness*, $\alpha = 0.70$.

3. Results

As expected, the valence ratings were all skewed (i.e., the data were not normally distributed). To account for this in our analysis, we used a technique robust to violations of normality: bootstrapped (2000 samples) independent sample *t*-tests. *Table 1* shows that on average, younger participants rated positive emotion words more positively and negative emotion words more negatively. The difference was significant for grief and represents a medium-large effect. There were small to medium effects for sadness and excitement, and no effects for anger and contentment.

Emotion	Younger M (SD)	Older M (SD)	df	t-value	95% Confidence- Interval	Cohen's d
Anger	1.73 (0.63)	1.73 (0.68)	64	0.00	[-.31 , .31]	0.00
Contentment	4.59 (0.49)	4.29 (0.88)	49.95	1.73	[-.03 , .64]	0.05
Excitement	4.73 (0.08)	4.57 (0.13)	54.92	1.07	[-.12 , .44]	0.29
Sadness	1.30 (0.08)	1.54 (0.96)	64	-1.93	[-.49 , .01]	-0.48
Grief	1.23 (0.44)	1.60 (0.59)	59.30	-2.97*	[-.62 , -.11]	-0.77

Table 1. Result of the bootstrapped independent sample t-Test ($N = 66$), adjusted degrees of freedom reported when Levene's Test was significant. * $p < .05$.

4. Discussion

Contrary to our hypotheses, our findings indicate that younger individuals explicitly perceive emotion words as more distinctly valenced than older individuals. This was the case for all emotion words, although the difference was only significant for grief. The presented findings lead us to the conclusion that the results of implicit measures regarding the valence of emotion words (see Riediger et al., 2014) cannot be replicated in an explicit study design. Whereas noticing which words are inherently positive or negative happens implicitly, adjusting one's view on the valence of those emotions is a more time-consuming explicit process. Thus our findings may be better explained by socio-emotional selectivity theory (Carstensen, 1995). In order to achieve emotional well-being, it may benefit older adults to perceive emotions such as grief and sadness as less negative. Indeed, exploratory analysis at the item-level for grief indicated that older and younger individuals differed significantly in their ratings of "ungut" and "negativ" whereas their ratings were similar for "gut" and "positiv." Seeing a significant effect with *Grief* (= Trauer) but not with *Sadness* (= Traurigkeit) suggests these words should not be confused with one another, and the effect may be due to age-related differences in first-hand experiences with grief. However, in interpreting these results you have to consider that the test might not have been perfectly age-fair. In personal feedback, some older adults told us they had difficulty understanding the question and how to answer them. Nevertheless, our study adds to the understanding age-related differences in the meaning of emotion words.

5. References

- Carstensen, L. L. (1995). Evidence for a life-span theory of socioemotional selectivity. *Current Directions in Psychological Science*, 4(5), 151-156. doi:10.1111/1467-8721.ep11512261
- Fontaine, J., Scherer, K. R., & Soriano, C (2013). *Components of emotional meaning: A sourcebook*. Oxford University Press.
- Riediger, M. & Raters, A. (2014). Do everyday affective experiences differ throughout adulthood?: A review of ambulatory-assessment evidence. In P. Verhaeghen, & C. Hertzog, (Eds.), *The Oxford handbook of emotion, social cognition and problem solving in adulthood*. (pp. 61-79). Oxford University Press.
- Riediger, M., Riediger, M., Wrzus, C., & Wagner, G. G. (2014). Happiness is pleasant, or is it? Implicit representations of affect valence are associated with contrahedonic motivation and mixed affect in daily life. *Emotion*, 14(5), 950-961. doi:10.1037/a0037711

Einfluss von Dankbarkeit auf den impliziten Selbstwert

D. Berges, L. Janßen, F. Lärm, E. Plaga, M. Schnittger

Leitung: A. Jusepeitis

1. Einleitung

Unterschiedliche Studien stellen einen Zusammenhang zwischen Dankbarkeit und dem Selbstwert her (z.B. Alkozei et al., 2018). Wir untersuchen die vermittelnden Prozesse dieses Zusammenhangs und unterscheiden zwischen einer möglichen affektiven und einer zweiten möglichen Einflussroute über die Wahrnehmung sozialer Eingebundenheit (soziometrische Route). Die affektive Route verläuft wie folgt: Ein durch Dankbarkeit erhöhter positiver Affekt steigert den Selbstwert über den Zusammenhang zwischen ebendiesem und der Stimmung (Lin, 2015). Der soziometrische Ansatz besagt, dass der Selbstwert von der wahrgenommenen sozialen Eingebundenheit beeinflusst wird (Leary et al., 2000), welche durch Dankbarkeit einer Person gegenüber potenziell erhöht werden kann. Ein dankbares Individuum hat demnach das Gefühl, Teil eines sozialen Gefüges zu sein, was den Selbstwert durch die wahrgenommene Anerkennung anderer, erhöht. Wir möchten messen, ob man durch Dankbarkeitsübungen einen Einfluss auf den impliziten Selbstwert bewirken kann. Wir versuchen zu unterscheiden auf welcher Route dieser Effekt zustande kommt und wie stabil der Effekt über eine Dauer von 10 Minuten ist. Dafür haben wir drei verschiedene Gruppen mit verschiedenen Dankbarkeitsübungen zusammengestellt (Experimentalgruppen für die affektive und die soziometrische Theorie und Kontrollgruppe). Da implizite Selbstwertmaße stärker auf situative Schwankungen reagieren, nutzen wir implizite Maße (Dentale et al., 2016). *Die Hypothese ist, dass die Übungen einen positiven Effekt auf den impliziten Selbstwert im Vergleich zur Kontrollgruppe haben. Die Übung, welche auf den Ansatz der sozialen Eingebundenheit abzielt, hat dabei einen größeren positiven Einfluss, als jene, die ausschließlich die affektive Komponente beeinflussen soll.*

2. Methode

104 Personen haben die Online-Studie begonnen; bei 71 Durchgängen aus unbekanntem Gründen ein Abbruch. Somit ist die Stichprobengröße $N=33$, davon männlich = 11 und weiblich = 22 (Alter: $M=24,12$ Jahre). Zunächst führten die Probanden der Experimentalgruppe eine Gratitude Contemplation (Alex et al., 2010) durch, die Kontrollgruppe eine alternative Aufgabe. Im Anschluss beantworteten die Versuchspersonen den Positive and Negative Affect Schedule (PANAS von Watson, Clark & Tellegen, 1988) inkl. eines Items zur Messung der situativen Dankbarkeit. Anschließend bearbeiteten Probanden in einem ersten Testdurchlauf eine zur Anwendung des ReAL-Modells optimierte Selbstwert-IAT-Prozedur. Daraufhin wurde ein ca. zehnmütiges Video als Filler-Task präsentiert und dann der IAT erneut durchgeführt. Zuletzt mussten zwei explizite Selbstwertmaße bearbeitet werden. Die Studie ist ein 2×3 mixed design, mit einem Within- und einem Between-Faktor. Ersterer beschreibt die zwei Zeitpunkte der IAT-Durchgänge vor und nach dem Filler-Task. Der Between-Faktor besteht in der Zuordnung zur Manipulationsbedingung. Personen der ersten Versuchsbedingung (Dankbarkeit für Zufälle, ZD-Bedingung) wurden instruiert sich an eine zufällige Situation zu erinnern, in der sie Dankbarkeit verspürt haben. Diejenigen der zweiten Versuchsbedingungen (Soziale Dankbarkeit, SD-Bedingung) wurden gebeten, sich an eine Person zu erinnern, für die bzw. der sie dankbar sind. Probanden der Kontrollgruppe (KG) hatten die Aufgabe vier Mahlzeiten der letzten Woche zu erinnern und detailliert zu beschreiben.

3. Ergebnisse

Zur Untersuchung des Einflusses der Dankbarkeitsübungen auf die Dankbarkeit wurde ein lineares Regressionsmodell berechnet mit der Versuchsbedingung als unabhängige und dem Wert auf dem

PANAS-Item als abhängige Variable. Bei der SD-Bedingung ließ sich mit einem Regressionskoeffizienten von 1.25 ($t(2,30) = 2.6, p = 0.01$) ein signifikanter positiver Effekt auf die situative Dankbarkeit im Vergleich zur Kontrollbedingung feststellen. Die ZD-Bedingung hatte keinen signifikanten Effekt auf die situative Dankbarkeit. ($t(2,30)=0.5, p=0.62$). Deskriptiv betrug der durchschnittliche Wert auf dem Dankbarkeits-Item der PANAS in der Kontrollbedingung 2.75, in der SD-Bedingung 4.0 und in der ZD-Bedingung 3.0. Zur Überprüfung unserer Hypothese wurde ein lineares Regressionsmodell berechnet mit der Versuchsbedingung als unabhängige und dem A1-Parameter als abhängige Variable. Weder bei der SD-Bedingung ($t(2,30)=0.53, p=0.6$), noch bei der ZD-Bedingung ($t(2,30)=0.82, p=0.42$) ließen sich signifikante Effekte der Bedingung auf den impliziten Selbstwert feststellen, weshalb wir den Bericht der Stabilität der Effekte hier auslassen. Deskriptiv betrug der Mittelwert des A1-Parameters in der Kontrollgruppe 0.59, in der ersten Versuchsbedingung 0.62 und in der zweiten Versuchsbedingung 0.63. Es gab eine signifikante Korrelation von 0.69 ($p < 0.01$) zwischen dem Dankbarkeits-Item und Positiven-Affekt-Score der PANAS, sowie eine marginal signifikante Korrelation von 0.31 ($p=0.08$) zwischen dem Dankbarkeits-Item und A1-Parameter. Es gab keine signifikante Korrelation zwischen dem positiven-Affekt-Score und A1-Parameter ($r=-0.08, p=0.67$).

4. Diskussion

In dem aufgestellten Regressionsmodell finden wir keine signifikanten Unterschiede zwischen der Kontrollgruppe, ZD und SD. Wir konnten mit diesem Auswertungsinstrument keine Hinweise für eine Bestätigung oder aber klare Widerlegung unserer Hypothesen finden. Die wohl naheliegendste Erklärung hierfür und zugleich größte Limitation unseres Experiments ist die geringe Stichprobengröße. Überraschend ist, dass einige der Probanden in der ZD-Bedingung, ebenfalls über Erlebnisse berichteten, an denen andere Personen beteiligt sind, was sich jedoch nicht im Mittelwert der Dankbarkeit niederschlägt. Die Empfindung sozialer Eingebundenheit durch eine Fokussierung der Dankbarkeit auf Personen scheint nötig zu sein, um die situative Dankbarkeit signifikant zu erhöhen. In der deskriptiven Betrachtung lassen uns die dezenten Mittelwertunterschiede der Kontrollgruppe vermuten, dass die oben genannten Hypothesen in ihrer Richtung korrekt scheinen. Des Weiteren gibt es eine signifikante mittlere Korrelation zwischen der situativen Dankbarkeit und dem positiven Affekt der PANAS, sowie eine marginal signifikante Korrelation zwischen der Dankbarkeit und dem impliziten Selbstwert, hingegen ist kein Zusammenhang zwischen positivem Affekt und dem impliziten Selbstwert zu erkennen. Dies legt nahe, dass Dankbarkeit über den positiven Affekt hinaus einen Einfluss auf den impliziten Selbstwert hat, welcher wie vermutet über die wahrgenommene soziale Eingebundenheit vermittelt sein könnte. Wie genau man die komplizierte Beziehung zwischen Dankbarkeit und dem impliziten Selbstwert darstellen kann, konnten wir durch unser Experiment leider nicht beantworten. Wir denken jedoch interessante Hinweise gefunden zu haben, die eine größer angelegte Replikation attraktiv erscheinen lassen.

5. Literatur

- Alkozei, Smith, D.S. Killgore (2018): Implicit self-esteem is associated with higher levels of trait gratitude in women but not men, *The Journal of Positive Psychology*.
- Dentale, Vecchione, Ghezzi, Barbaranelli (2019): Applying the Latent State-Trait Analysis to Decompose State, Trait, and Error Components of the Self-Esteem Implicit Association Test. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(1). S. 78–85.
- Leary, Baumeister (2000): The Nature and Function of Self-Esteem: Sociometer Theory. *SOCIAL PSYCHOLOGY (Vol. 32)*.
- Lin (2015): Gratitude and depression in young adults: The mediating role of self-esteem and well-being. *Personality and Individual Differences* 87. S. 30–34.
- Watson, Clark, Tellegen (1988): Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales., S. 1063–1070
- Wood, Froh, Geraghty (2010): Gratitude and well-being: A review and theoretical integration

Hände gewaschen, Mundschutz auf – jetzt bin ich sicher! Einfluss von Infektionsschutz auf die Risikowahrnehmung

Antonia Haddenhorst, Norman Hüttner, Anika Knuhr, Laura Sauerbier, Ekin Ucar

Leitung: Dr. Carina G. Giesen

1. Einleitung

Wir untersuchten auf Basis der Risikohomöostase-Theorie (Wilde, 1982), inwiefern die als Reaktion auf die derzeitige Corona-Pandemie veranlassten Infektionsschutzmaßnahmen Mund-Nasen-Schutz und Hände waschen, einen Einfluss auf die Risikowahrnehmung haben. Die Risikohomöostase-Theorie nimmt an, dass es für jede Person ein individuelles Niveau an akzeptiertem Risiko gibt. Dabei wird kontinuierlich das momentan erlebte Risikoniveau mit dem individuellen Risikoniveau, das eine Person bereit ist einzugehen, verglichen. Sobald eine Diskrepanz zwischen diesen Niveaus festgestellt wird, kommt es zu einer Verhaltensänderung, um das Gleichgewicht wiederherzustellen (Risikokompensation). Wir nahmen auf Basis dieser Theorie an, dass die Schutzmaßnahmen das wahrgenommene Infektionsrisiko reduzieren (relativ zu einer vorher erfassten Baseline) und eine sichere Umgebung suggerieren, in der man sich risikobereiter verhält als in einer Kontrollgruppe, in der keine Sicherheitsmaßnahmen ergriffen werden.

2. Methode

Stichprobe. Es nahmen $N=54$ Versuchspersonen (VP) an beiden Befragungszeitpunkten teil; Daten von $N=45$ VP wurden ausgewertet (35 Frauen, 10 Männer; Alter: $M=23.6$, $SD=7.9$ Jahre), davon $n=15$ in der Gruppe "Mundschutz", $n=17$ in der Gruppe "Hände waschen" und $n=13$ in der Kontrollgruppe. Die Teilnehmenden wurden per Email rekrutiert und mit einer Vp-Stunde entlohnt. *Material und Ablauf.* Die Studie entsprach einem Online-Fragebogen, programmiert mit SoSci Survey. Versuchspersonen nehmen an einer Baseline- (Zeitpunkt 1) und an einer zweiten Befragung (Zeitpunkt 2) teil. Zu Zeitpunkt 1 verwendeten wir die Domain-specific Risk Taking Scale (Weber et al., 2002) zur Erfassung der Risikowahrnehmung in den Bereichen Gesundheit, sozialer Status, Freizeitaktivitäten und Ethik. Die Teilnehmenden wurden weiterhin gefragt, für wie wahrscheinlich Sie es einschätzen, sich mit Covid-19 zu infizieren (Einzelitem, 1="sehr unwahrscheinlich"; 5="sehr wahrscheinlich") und beurteilten die Wichtigkeit unterschiedlicher Infektionsschutzmaßnahmen (abgewandelter Fragebogen von Brug et al., 2002). Zu Beginn der zweiten Befragung (mindestens 3 Tage nach Zeitpunkt 1) wurden die Personen zufällig einer der drei Gruppen zugeordnet und schauten ein Video, das über Risiko einer zweiten Infektionswelle informierte ("Corona-Priming"). VP der beiden Experimentalgruppen wurden gebeten, im Anschluss an das Video die Hände zu waschen bzw. einen Mundschutz aufzusetzen, den sie bis zum Ende der Befragung anbehalten sollten.

Design. Der Studie lag ein 3x2 Design mit dem between-Faktor Experimentalgruppe (EG: Kontrollgruppe, Mundschutz, Hände waschen) und dem within-Faktor Messzeitpunkt zugrunde. Die Studie wurde präregistriert (<https://aspredicted.org/blind2.php>).

3. Ergebnisse

Manipulationscheck. Es wurden Personen ausgeschlossen, die die Multiple-Choice-Frage zum Manipulationscheck falsch beantwortet haben ($N=3$) und die eine Verweildauer von weniger als vier Minuten beim Video hatten ($N=6$). In den finalen Datensatz sind $N=45$ Teilnehmer eingegangen.

Hypothesentests. Die erfassten Subskalen der Domain-Specific Risk-Attitude Scale (DOSPERS; Weber et al., 2002) korrelierten alle signifikant ($r \geq .312$), weswegen sie zu einer neuen Skala

zusammengefasst wurden. Anschließend wurden jeweils eine 2 (Messzeitpunkt: 1 und 2) \times 3 (Gruppe: Hände waschen vs. Mundschutz vs. Kontrollgruppe) mixed model ANOVA für die drei abhängigen Maße gerechnet, wobei zwei orthogonale Kontraste verwendet wurden (Kontrast 1: Händewaschen und Mundschutz vs. Kontrolle, Kontrast 2: Händewaschen vs. Mundschutz).

Für die Risikowahrnehmung gab es keine signifikanten Gruppenunterschiede ($F < 1$) und auch keine Unterschiede in den Kontrasten (Kontrast 1: $t[42]=0.163$, $p=.872$; Kontrast 2: $t[42]=-0.086$, $p=.932$). Beim wahrgenommenen Risiko für eine Covid-19-Erkrankung zeigten sich auch keine signifikanten Gruppenunterschiede, $F(2, 42) = 1.146$, $p=.328$, weder für Kontrast 1, $t(42)=0.619$, $p=.539$, noch für Kontrast 2, $t(42)=1.360$, $p=.181$. Auch in der Skala zur wahrgenommenen Wichtigkeit für Infektionsschutzmaßnahmen fanden sich keine signifikanten Gruppenunterschiede, $F < 1$, auch nicht für Kontrast 1, $t(42)=-1.004$, $p=.321$, oder für Kontrast 2, $t(42)=0.888$, $p=.379$.

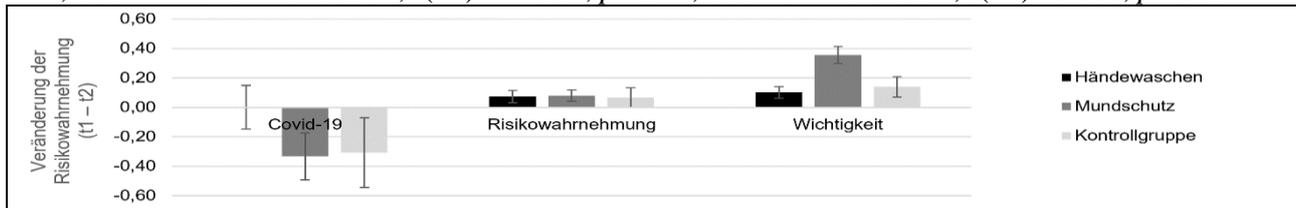


Abb. 1. Veränderungen der Risikowahrnehmungen von t1 zu t2 mit Standardfehlern je nach Bedingung (höhere Werte stehen für höhere Risikobewertung von t1 zu t2).

4. Diskussion

Das subjektiv wahrgenommene Risiko an Covid-19 zu erkranken nahm nach der Rezeption des Videos zum zweiten Befragungszeitpunkt sowohl in der EG-Mundschutz, als auch in der Kontrollgruppe zu. In der EG-Händewaschen blieb es unverändert. Dies widerspricht unserer Hypothese, da wir erwarten, dass sich beide Experimentalgruppen ähnlich risikoaffin verhalten. Bezüglich der Risikowahrnehmung ist ein leichter Anstieg in allen drei Gruppen zu verzeichnen und auch das Item zur Wichtigkeit von verschiedenen Infektionsschutzmaßnahmen erhielt in allen Gruppen zum Zeitpunkt t2 mehr Zustimmung, was konsistent mit unserer Hypothese ist.

Unsere Ergebnisse zeigten keine signifikanten Befunde, was u.a. auf die sehr geringe Stichprobengröße zurückgeführt werden könnte. Ein weiterer Grund könnte sein, dass das gezeigte Video den VP zu lebensfern erschien (Weltspiegel-Beitrag über das Risiko einer zweiten Infektionswelle in Südkorea). In der Online-Studie konnte ebenfalls die Ausführung der Instruktionen und Umgebungssituation des Probanden nicht kontrolliert werden. Das Unwissen über den Ort der Studienteilnahme und das mögliche Nichtbefolgen der Anweisungen, könnte die Ergebnisse zusätzlich verzerrt haben. Des Weiteren hätte der Studienstart früher gewählt werden sollen, vorzugsweise Mitte März zu Beginn der Corona-Beschränkungen in Deutschland, um den Einfluss von Gewöhnungseffekte und Lockerungsmaßnahmen zu vermeiden.

Die subjektive Risikowahrnehmung stieg nach der Manipulation, als auch nach der Durchführung der jeweiligen Schutzmaßnahme an. Daraus lässt sich schließen, dass die gegenwärtigen Schutzmaßnahmen nicht zu einem riskanteren Verhalten verleiten, wie wir vermutet hatten. Die Daten weisen auf einen entgegengesetzten Effekt hin. Die Ausführung der Sicherheitsmaßnahmen verdeutlichen womöglich „den Ernst der Lage“ und dies führt zu einer höheren Risikowahrnehmung bei den Probanden. Weitere Untersuchungen sollten diese der Risikohomöostase-Theorie entgegengesetzten Ergebnisse mit größeren Stichproben adressieren.

5. Literatur

- Brug, J., Aro, A. R., Oenema, A., De Zwart, O., Richardus, J. H., & Bishop, G. D. (2004). SARS Risk Perception, Knowledge, Precautions, and Information Sources, the Netherlands. *Emerging infectious diseases* 10(8):1486-9.
- Weber, E. U., Blais, A.-R., & Betz, N. E. (2012). A Domain-specific Risk-attitude Scale: Measuring Risk Perceptions and Risk Behaviors. *Journal of Behavioral Decision Making*, 15(4), 263-290. <https://doi.org/10.1002/bdm.414>
- Wilde, G. J. S., (1982). The Theory of Risk Homeostasis: Implications for Safety and Health. *Society for Risk Analysis*, Vol. 2, No. 4, 209-225.

Why the Words We Use Matter: Effects of Labelling and Contact on Age Stereotypes

Bashar Sulaiman, Anna Lea Müller, Ludwig Sprenger, Amina Aissaoui, Lara Schießl

Advisors: Dr. Antje Rauters & Dr. Jennifer A. Bellingtier

1. Introduction

Age Stereotypes are deeply embedded in western cultures and can become embodied in a person over time (Levy, 2009). Negative age stereotypes can lead to reduced self-esteem and self-efficacy, social isolation and physical health problems. Compared to other sorts of stereotypes, as we get older, age stereotypes will affect us all. The words we use to describe older adults can influence which stereotypes are elicited (i.e., the schemas evoked, Piaget). With this study we want to emphasize that the words we use on a daily basis matter. Likewise, it is important to carefully select terms describing older adults when giving instructions to participants in psychological research.

Past research has shown that ratings of older adults differ depending on the labels used to describe them (Polizzi & Millikin, 2002). Brewer et al. (1981) found that the “grandmotherly subtype” was described more positively than other subtypes of older adults. We hypothesized that age stereotypes would be more positive for participants asked to rate people “the age of grandparents” compared to other labels. According to Allport (1954) contact between different groups can reduce prejudices and a meta-analysis showed that mere contact can reduce negative intergroup attitudes (Pettigrew & Tropp, 2006). Thus, we further hypothesized that the more contact a person has to their grandparents the more positive their age stereotypes will be.

2. Method

Participants and Procedure. Our sample includes 116 participants who ranged in age from 14 to 33 years ($M = 22.66$, $SD = 4.53$; 38 % were men). The majority were native German speakers (98%) and were not psychology students (96%).

Participants were recruited via emailed survey-links, in compliance with data protection law regulations (DGSVO). Before the start of the survey, we asked for informed consent and verified that every participant was 14 or older. As compensation, participants were presented the opportunity to win five Amazon-vouchers (5€ each).

Our survey was conducted online via SoSci Survey. Participants were randomly assigned to conditions. As labels we asked participants to think of “people the age of grandparents,” “people aged 70 to 85 years old,” and “older adults.” On average participants spent 4.98 minutes completing the stereotype measure.

Measures. Age stereotypes were measured with the German version of the Aging Semantic Differential (ASD; Rosencrantz & McNevin, 1969; Stange, 2003), that includes 32 pairs of opposing adjectives using a 7-point scale (e.g., 1= tolerant; 7= intolerant). On the ASD higher scores represent more negative attitudes towards older adults. Cronbach’s alphas were .91 (grandparents), .87 (70-85), and .88 (older adults).

Frequency of grandparent contact was measured using a self-constructed 5-point scale (1 = never; 6 = daily or almost daily) containing 4 items. Virtual and personal contact were assessed separately for current contact and contact during childhood (Cronbach’s alpha = .78).

To verify that each prime elicited a schema related to older adults, we asked participants in the “grandparent” and “older adult” conditions about which age-span they were thinking of while answering the questionnaire.

3. Results

We regressed label (1 = grandparent, 0 = other), contact, and age-span (mean) on ASD Scores. Older adults were not rated more positively when labelled as “grandparents,” $b = -0.16$ [-0.39, 0.08], $\beta = -0.13$, $p = .187$. Therefore, our findings do not support our first hypothesis. In support of our second hypothesis, participants with more past and current contact with their grandparents rated older adults more positively, $b = -0.12$ [-0.22, -0.01], $\beta = -0.20$, $p = .036$. Exploratory analysis indicated that ASD ratings were more negative when the target was perceived as older, $b = 0.01$ [0.001, 0.02], $\beta = 0.21$, $p = .036$ (age-span $M_{\text{older adults}} = 63.58$, $M_{\text{grandparents}} = 79.77$).

Models controlling for participant’s age, gender, and psychology student status produced similar patterns of results and there were no significant associations between control variables and ASD scores. Models excluding participants who took over 10 minutes to complete the ASD and who were not native German speakers produced the same pattern of results.

Although we predicted grandparents to be different from both comparison groups, we additionally modelled differences between all 3 groups with an ANOVA. There remained no effect of target.

4. Discussion

The main findings in our study were that older adults were not rated more positively when labeled as “grandparents.” However, participants with more past and current contact with their grandparents rated older adults more positively. ASD ratings were more negative when the target was perceived as older. Although we found no evidence that “grandparent” labelling results in more positive stereotypes compared to other labels, we did find that stereotypes were more positive for those who had more contact with their grandparents and perceived their stereotype-target to be younger. The lack of a “grandparent” label effect is likely because the “older adult” target was perceived as significantly younger than the other two targets. Thus, any favourability felt towards grandparents was likely countered by an older perceived age-span. Future research could explore that effect further by testing comparable targets for the perceived age span. Furthermore, psychologists should be careful when using the term “older adults” as participants tend to perceive this person to be middle-aged. In other words, the schema this term activates is different for psychologists versus study participants.

The findings concerning the link between the participants’ contact to their grandparents and the ASD score are in line with the previous research and Allport’s contact hypothesis. Interestingly, the effect of perceived age was similar in size to that of contact, suggesting subjective age perceptions are equally important to contact. A careful interpretation is necessary though, since participants were young and the perceived age-span associated with different labels would likely be different for older participants.

5. References

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley.
- Brewer, M. B., Dull, V., & Layton, L. (1981). Perceptions of the elderly: Stereotypes as prototypes. *Journal of Personality and Social Psychology*, *41*(4), 656-670. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.41.4.656>
- Levy, B. R. (2009). Stereotype embodiment: A psychosocial approach to aging. *Current Directions in Psychological Science*, *18*(6), 332-336. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01662.x>
- Polizzi, K. G. & Millikin, R. J. (2002). Attitudes toward the elderly: Identifying problematic usage of ageist and overextended terminology in research instruction. *Educational Gerontology*, *28*, 367-377. <https://doi.org/10.1080/03601270290081344>
- Pettigrew, T. F., & Tropp, L. R. (2006). A meta-analytic test of intergroup contact theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, *90*(5), 751-783. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.90.5.751>
- Rosencrantz, H.A., & McNevin, T.E. (1969). A factor analysis of attitudes toward the aged. *The Gerontologist*, *9*, 55-59.
- Stange, A. (2003). German translation of the Aging Semantic Differential. Unpublished Manuscript. Max Planck Institute for Human Development, Berlin, Germany.

Der Ton macht die Empathie - Wie unser Musikgeschmack unsere Perspektivübernahme beeinflusst

Helen Aagaard, Alexander Bamberg, Eva-Maria Gerhardus,
Katrin Hentschel, D. M.

Leitung: Dr. Dana Schneider

1. Einleitung

Die Fähigkeit eines Individuums, andere Perspektiven einzunehmen, kann durch verschiedene Faktoren positiv oder negativ beeinflusst werden. In unserer Studie untersuchen wir, inwiefern sich die Gruppenzugehörigkeit einer Person auf deren Fähigkeit zur Perspektivübernahme auswirkt. Konkret beleuchten wir den Einfluss des Zugehörigkeitsgefühls zu einer kulturellen Gruppe auf die visuelle Perspektivübernahme (Samson et al., 2010; Schneider et al., 2018; cf. Simpson et al., 2017; Todd et al., 2011). Mit der vorliegenden Studie wird versucht bisherige Ergebnisse zu replizieren und dabei besonderen Fokus auf die sozial geprägte musik-kulturelle Zugehörigkeit einer Person zu legen. Diese operationalisieren wir durch die Identifikation mit einem bestimmten Musikstil (HipHop vs. Techno). Konkret soll untersucht werden, inwiefern sich Individuen besser in die Perspektive einer Person hineinversetzen können, welche der eigenen Gruppe (Eigengruppe) angehört als in eine Person einer anderen Gruppe (Fremdgruppe). Es wird erwartet, dass die Identifikation mit einem Eigengruppen-Musikstil zu einer erleichterten Perspektivübernahme führt, sobald ein visueller Stimulus (Avatar) der eigenen Gruppe entspricht (Hypothese 1). Umgekehrt gehen wir davon aus, dass die Perspektivübernahme erschwert wird, sobald die eigene Musikstilgruppe und der des visuell-dargestellten Gruppenrepräsentanten nicht übereinstimmen (Hypothese 2).

2. Methode

98 Proband*innen ($\text{♂}=31$, $\text{♀}=67$, Alter: $M=21,7$, Spannweite: 18-42) nahmen an unserer Studie teil. Basierend auf Eigenangaben zu präferierten Musikstilen ergaben sich folgende Gruppen: „HipHop“-Gruppe (27 Probanden), „Techno“-Gruppe (18 Probanden) und neutrale Gruppe (53 Probanden). Nach Anwendung von Ausschlusskriterien (Personen, die 2 *SD* über/unter dem *MRT* lagen) verblieben 94 Proband*innen. Zur Messung der impliziten Perspektivübernahme nutzen wir das Paradigma von Samson et al. (2010). Als Stimulusmaterial dienten Animationen menschlicher Charaktere, welche einem Anhänger der Musikrichtung „HipHop“ oder „Techno“ gleichen und mit „The Sims 4“ (The Sims Studio, Electronic Arts, 2014) erstellt wurden. Sechs Musiksequenzen dienten der Aktivierung der kulturellen Zugehörigkeit. Die kritische Experimental-Aufgabe bestand darin, eine visuelle Zahlen-Aufgabe mithilfe der Fähigkeit zur Perspektivübernahme (aus Eigen- vs. Fremdperspektive) zu lösen. Um den Effekt der kulturellen Gruppenzugehörigkeit auf die Perspektivübernahme zu untersuchen wählten wir ein 3 (Probandenkategorisierung: HipHop, Techno, Neutral) x 2 (Eigen- und Fremdperspektive) x 2 (Konsistent, Inkonsistent) x 2 (Avatarkategorie: HipHop, Techno) gemischtes Anova-Design für Reaktionszeiten. Entsprechend wissenschaftlicher Standards führten wir zu Beginn unserer Studie eine Präregistrierung (#32219) durch und berechneten die Teststärke mit G*Power 3.1. Die Teststärkenberechnung nimmt eine Stärke von .80 und eine Stichprobe von $N=158$ an, um einen mittleren Effekt von $f=.25$ zu finden.

3. Ergebnisse

Die zentrale 3x2x2x2 Anova ergab einen signifikanten Effekt von Konsistenz*Perspektive*Avatar-

kategorie*Probandenkategorie, $F(2, 91)=4,92$, $p=.009$, $np^2=.098$. Der Konsistenzeffekt wurde im typischen Muster (Samson et al., 2010) für alle Probandengruppen und Avatarexemplare gefunden, $F(1,91)=129,68$, $p<.001$, $np^2=.589$ ($M_{kon}=741,60\text{ms}$; $M_{ink}=807,45\text{ms}$) und daher aufgelöst. Die Folge-Anova Perspektive*Avatarkategorie*Probandenkategorie bestätigte einen Haupteffekt für den Faktor Avatar, der darin bestand, dass bei Ansicht des HipHop-Avatars ($M=80,12\text{ms}$) langsamer reagiert wurde, als beim Techno-Avatar ($M=51,57\text{ms}$), $F(1,91)=8,78$, $p=.004$, $np^2=.088$. Zudem ergaben kritische T -Tests für gepaarte Stichproben pro Probandenkategorie folgendes Bild. Bei der HipHop-Gruppe fällt der alterzentrische Interferenzeffekt stärker bei HipHop-Avataren ($M=127,24\text{ms}$), als bei Techno-Avataren ($M=30,04\text{ms}$) aus, $t(26)=3,66$, $p=.001$. Bei der egozentrischen Interferenz zeigte sich keinerlei Effekt, $t(26)=.69$, $p=.498$. Bei der Techno-Gruppe war der alter- und egozentrische Interferenzeffekt unabhängig von den Avatarkategorien ($t(15)=.93$, $p=.367$; $t(15)=.41$, $p=.686$), respektive, man beachte jedoch die kleinere Teststärke in dieser Gruppe. Schließlich, zeigte sich das umgekehrte Muster bezüglich der Interferenzeffekte in der neutralen Gruppe. Hier fiel der egozentrische Interferenzeffekt bei HipHop-Avataren ($M=78,55\text{ms}$) stärker aus als bei Techno-Avataren ($M=25,43\text{ms}$), $t(50)=2,19$, $p=.033$. Bei der alterzentrischen Interferenz zeigte sich keinerlei Effekt, $t(50)=.02$, $p=.983$.

4. Diskussion

Unsere Ergebnisse lassen tatsächlich auf einen Zusammenhang zwischen Identifikation mit einem Musikstil als kulturelle Gruppe und der Fähigkeit zur Perspektivübernahme schließen. Wir fanden einen sozialen Kategorisierungseffekt vor allem bei der HipHop-Gruppe hinsichtlich der erschwerten Unterdrückung der alterzentrischen Sichtweise bei Eigen- vs. Fremdgruppenavataren. Diese Befunde entsprechen teilweise unseren Hypothesen-die Selbstkategorisierung mit einer bestimmten kulturellen Gruppe (Musikstil) hat einen Effekt auf die Perspektivübernahme. Entgegen unserer Annahmen müssen wir jedoch eher davon ausgehen, dass Eigengruppenmitglieder hinderlich sind, wenn es um Eigenperspektivleistungen geht. Fremdgruppenmitglieder scheinen hier hingegen weniger hinderlich, begünstigen womöglich sogar eine egozentrische Sichtweise. Theoretisch ergeben sich Hinweise zu Prozessen der Konformität in Gruppenkontexten (Turner, 1991). Gesellschaftliche Implikationen ergeben sich in verschiedenen Bereichen. Beispielsweise kann es im politischen Kontext zu verzerrten individuellen Meinungsbildern kommen, die durch die Anwesenheit Angehöriger der eigenen Partei beeinflusst werden. Einfluss von Zoom-Konferenzen auf die politische Meinungsbildung und die daraus resultierende Veränderung des Fraktionsdrucks sind polit-aktuelle Forschungsgegenstände, die sich daraus ergeben.

5. Literatur

- Jackson, L. B. (2014). "E3 2014: The Sims 4 Release Date Announced". *IGN*. j2 Global.
- Samson, D., Apperly, I., A., Braithwaite, J., J., Andrews, B., J., & Bodley Scott, S., E. (2010). Seeing it their way: Evidence for rapid and involuntary computation of what other people see. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 36(5), 1255-1266.
- Schneider, D., Grigutsch, A., Schurz, M., Zäske, R., & Schweinberger, S., (2018). Group membership and the effects on visual perspective taking. *PsyArXiv*
- Simpson, A. J., & Todd, A. R. (2017). Intergroup visual perspective-taking: Shared group membership impairs self-perspective inhibition but may facilitate perspective calculation. *Cognition*, 166, 371-381.
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin, & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33-37). Monterey, CA: Brooks/Cole.
- Todd, A., R., Hanko, K., Galinsky, A., D., Mussweiler, T. (2011). When focussing on differences leads to similar perspectives. *Psychological Science*, 22(1), 134-141.
- Turner, J. C., Hogg, M. A., Oakes, P. J., Reicher, S. D., & Wetherell, M. S. (1987). *Rediscovering the social group: A self-categorization theory*. Basil Blackwell.
- Turner, J. C. (1991). *Social Influence*. Buckingham: Open University Press.

Die Rolle des sozialen Geschlechts in der Perspektivenübernahme

Caroline Barz, Florian Hartmann, Anne-Kathrin Kaptain, Helene Kühn, Lars Niebusch

Leitung: Dr. Dana Schneider

1. Einleitung

Individuen unterscheiden sich hinsichtlich der Fähigkeit die Perspektiven anderer Personen zu übernehmen. Diese Fähigkeit wird allgemein als *Theory of Mind* (ToM) bezeichnet. Eine besondere Rolle spielt dabei die Gruppenzugehörigkeit der eigenen Person und die des Gegenübers. Für unsere Untersuchung haben wir die soziale Gruppe "Geschlecht" näher betrachtet. Grundlage der vorliegenden Studie ist eine Untersuchung von Todd et al. (2011), bei der sich zeigte, dass Personen leichter die Perspektive einer subjektiv anders wahrgenommenen sozialen Gruppe (Türken) übernehmen, als die der eigenen Gruppe (Deutsche). Eine weitere Grundlage bildet eine Studie von Mohr et al. (2010), nach der Frauen bessere Ergebnisse in Aufgaben zur Perspektivenübernahme erzielten. Ziel unserer Studie war es, herauszufinden, inwiefern die Gruppenzugehörigkeit zu einer Geschlechtsidentität die Fähigkeit der Perspektivenübernahme beeinflusst. Dabei untersuchten wir, ob bessere Leistungen in der Perspektivenübernahme erbracht wurden, wenn Versuchsperson und Zielperson nicht dasselbe Geschlecht hatten (Hypothese 1). Zusätzlich wollten wir überprüfen, ob Personen weiblichen sozialen Geschlechts sich besser in andere hineinversetzen können als Personen männlichen sozialen Geschlechts (Hypothese 2).

2. Methode

205 Proband*innen nahmen an der Studie teil. Nach Anwendung verschiedener Ausschlusskriterien (soziales Geschlecht: "divers"; Farbsehschwäche; < 7 Jahre deutsch-sprechend; Über-/Unterschreiten der Bearbeitungsdauer; keine Vorkenntnisse; < 3 Objekte erinnert) verblieben 152 Proband*innen ($\bar{N}=74$, Alter: $M=26,19$, $SD=8,88$, Spannweite: 17-59) in der Stichprobe zur interferenzstatistischen Auswertung. Zur Messung der Perspektivenübernahme dienten eigens mit der Software MakeHuman (2014) erstellte weibliche und männliche Zielpersonen in Form von Avataren. Die Geschlechter der Avatare wurden variiert, sodass sich geschlechtskongruente und -inkongruente Bedingungen ergaben. Zu Beginn wurde das soziale Geschlecht der Proband*innen erfragt, sowie eine fiktive Studie dargestellt, welche die Identifikation mit dem eigenen sozialen Geschlecht salient machen sollte. Die Proband*innen beobachteten mehrere Szenarien auf dem Bildschirm, die sich folgendermaßen abspielten: Eine Person A nimmt einen Gegenstand (z.B. Mandarine) aus einer von sechs farblich unterschiedlichen Boxen und legt diese kurz darauf wieder in dieselbe Box zurück (Zielbox). Nachdem Person A den Raum verlassen hat, kommt Person B in den Raum. Person B nimmt den besagten Gegenstand aus der Zielbox, legt ihn in eine Ablenkbox und verlässt den Raum. Anschließend kehrt Person A in den Raum zurück. Die Proband*innen mussten nun in einem freien Textfeld angeben, mit welcher Wahrscheinlichkeit Person A in den jeweiligen Boxen nach dem Gegenstand sucht. Die Prozedur entspricht den Vorlagen von Birch & Bloom (2007). Die gemittelte Differenz zwischen den Angaben für die Ablenkbox und dem Mittel aller neutralen Boxen diente uns als Index für die egozentrische Interferenz. Für die Berechnung der alterzentrischen Interferenz und damit für die Fähigkeit der Perspektivenübernahme wurde die gemittelte Differenz zwischen den Angaben der Zielbox und denen der Ablenkbox verwendet. Mit der Software G*Power (2007) errechneten wir für eine Power von .80 eine Stichprobengröße von mindestens $N=128$ Teilnehmenden ($f = .25$). Unsere Studie weist ein 2x2-Design mit dem Zwischensubjektfaktor Proband*innengeschlecht (männlich versus weiblich) und dem Innersubjektfaktor Geschlecht der Avatare (männlich und weiblich) auf.

3. Ergebnisse

Die 2x2 ANOVA ergab, dass weder der alterzentrische ($F(1,150)=0.01$, $p=.923$, $np^2=.001$) noch der egozentrische Interferenzeffekt ($F(1,150)=0.01$, $p=.953$, $np^2=.003$) sich in Abhängigkeit von der Gruppenzugehörigkeit veränderte (Hypothese 1). Auch hinsichtlich Hypothese 2 konnten wir keinerlei Unterschiede feststellen. Männer wie auch Frauen zeigten ähnliche Fähigkeiten bei der Perspektivenübernahme ($M_m=61,73$; $M_w=65,50$), $F(1,150)=.71$, $p=.402$, $np^2=.005$. und bei der Zurückhaltung von egozentrischen Ansichten ($M_m=3,76$; $M_w=2,63$), $F(1,150)=1.17$, $p=.281$, $np^2=.008$.

4. Diskussion

Im Kontrast zu bisheriger Forschung konnte die vorliegende Untersuchung die moderierende Rolle des Geschlechts als soziale Kategorie bei der Perspektivenübernahme nicht bestätigen.

Aus den Ergebnissen ergeben sich verschiedene Implikationen. Berufsgruppen, zu deren Aufgaben die Perspektivenübernahme gehört, sollten diese Fähigkeit nicht durch ihr eigenes Geschlecht oder das Geschlechts des Gegenübers per se eingeschränkt sehen, allerdings sollten mögliche geschlechtsbedingt unterschiedliche Sozialisationserfahrungen berücksichtigt werden. Weiterhin deuten die Ergebnisse an, dass eine mögliche Ungleichbehandlung von Geschlechtern in „empathischen“ Berufen (z.B. Pfleger*innen oder Pädagog*innen) nicht empirisch begründet werden kann und daher kritisch reflektiert werden sollte. Mögliche Ungleichbehandlungen können dabei auf impliziten Stereotypen, wie etwa ein eingeschränktes Einfühlungsvermögen von Männern oder eine geschlechtsspezifische Empathiefähigkeit („Männer verstehen Frauen nicht.“) basieren.

Der Kontrast der vorliegenden Ergebnisse mit bisheriger Forschung (Mohr et al., 2010; Todd et al., 2011) kann verschiedene Gründe haben, wie beispielsweise ein modernisiertes Geschlechterbild in der Gesellschaft. Entsprechend sollten zukünftige Studien, die das soziale Geschlecht miterfassen, das moderne, kontinuierliche Verständnis von Geschlechtsidentifikation berücksichtigen und dabei Maße verwenden, die es erlauben, Identifikation als männlich oder weiblich dimensional zu bewerten (Magliozzi et al., 2016).

5. Literatur

- Apperly, I. A. & Butterfill, S. A. (2009). Do Humans Have Two Systems to Track Beliefs and Belief-Like States? (2009). *Psychological Review*, 116(4), 953-970.
- Birch, S. A. J. & Bloom, P. (2007). The Curse of Knowledge in Reasoning About False Beliefs. *Psychological Science*, 18(5), 382-386.
- Erle, T. M. & Topolinski, S. (2017). The Grounded Nature of Psychological Perspective Taking. *Journal of Personality and Social Psychology*. Online-Veröffentlichung
- Farrar, B. G. & Ostojić, L. (2018). Does social distance modulate adults' egocentric biases when reasoning about false beliefs? *PLoS ONE*, 13(6): e0198616.
- 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, 175-191. G*POWER 3.1.9.2 (Shareware). Verfügbar unter <http://gpower.hhu.de/>
- Magliozzi, D., Saperstein, A. & Westbrook, L. (2016). Scaling Up: Representing Gender Diversity in Survey Research. *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 2, 1-11.
- MakeHuman (Computer-Software). (2014). Verfügbar unter: <https://github.com/makehumancommunity/makehuman>
- Mohr, C., Rowe, A. C., & Blanke, O. (2010). The influence of sex and empathy on putting oneself in the shoes of others. *British Journal of Psychology*, 101(2), 277-291.
- Simpson, A. J. & Todd, A. R. (2017). Intergroup visual perspective-taking: Shared group membership impairs self-perspective inhibition but may facilitate perspective calculation. *Cognition*, 166, 271-381.
- Todd, A. R., Hanks, K., Galinsky, A. D., & Mussweiler, T. (2011). When focusing on differences leads to similar perspectives. *Psychological Science*, 22(1), 134-141.

Einfluss belastender Kindheitserfahrungen auf das Angst- und Depressionserleben während der Corona-Pandemie

A. K., S. S., I. B.

Leitung: Dr. Nicolas Koranyi

1. Einleitung

Mit der rasanten Verbreitung von COVID-19 sehen wir uns vor eine globale gesellschaftliche Herausforderung gestellt, die vergleichbarer Situationen entbehrt. Maßnahmen zur Eindämmung des Virus stellen zugleich erhebliche Eingriffe in strukturierte Lebensabläufe dar, welche individuell betrachtet zu Stress, Verunsicherung und Zukunftsangst führen können. Unsere Studie beschäftigt sich mit der Frage, inwieweit das Erleben der Corona-Krise durch belastende Kindheitserfahrungen beeinflusst wird. Unter belastenden Erfahrungen sind hierbei Erfahrungen von körperlichem, sexuellen sowie emotionalem Missbrauch und das Aufwachsen in einem potenziell problematischen Haushalt zu verstehen. Die Adverse Childhood Experiences-Study (Felitti et al., 1998) konnte zeigen, dass *Adverse Childhood Experiences* (deutsch: negative Kindheitserfahrungen, im Folgenden ACE genannt) in der Bevölkerung überraschend weit verbreitet sind. Neben einem starken Zusammenhang zu psychischer Dysfunktionalität, erhöhter Suizidalität und Angststörungen sowie Depression im Erwachsenenalter, konnte nachgewiesen werden, dass ACEs mit erhöhter Stressreaktivität (Hammen, Henry, Daley, 2000) und maladaptiven Bewältigungsmechanismen (Sheffler, Piazza et al., 2019) einhergehen. Folglich liegt die Vermutung nahe, dass Herausforderungen im Zusammenhang mit der bestehenden Corona-Pandemie bei Versuchspersonen (VPn) mit vielen ACEs zu einer stärkeren Mehrbelastung führen. Die zentrale Hypothese der Studie lautet demnach: Je mehr belastende Kindheitserfahrungen eine Person erlebt hat, desto mehr Angst- und Depressionssymptome zeigt diese in Reaktion auf die Pandemie.

2. Methode

Stichprobe: Insgesamt nahmen 98 VPn vollständig teil (70,4% weiblich). Das Durchschnittsalter der VPn lag bei $M=22,8$ Jahren ($SD=6,7$, $Min=18$, $Max=56$).

Material und Durchführung: Die Erhebung der Daten erfolgte durch einen 15minütigen Online-Fragebogen. Neben der Erfassung demografischer Daten bearbeiteten die VPn zwei Maße: Wir entwickelten ein Maß in Anlehnung an den HADS-D (deutsche Version der "Hospital Anxiety and Depression Scale"), welcher aus sieben Angst- und sieben Depressionsitems besteht. Durch Umformulierung der einzelnen Items passten wir den Fragebogen direkt auf die aktuelle Corona-Pandemie an. Wir formulierten die Items gezielt derart, dass die durch die Corona-Pandemie ausgelöste Mehrbelastung gemessen wurde. Das originale Item: "Ich fühle mich angespannt und überreizt." beispielsweise wandelten wir in "Die Coronakrise hat dazu geführt, dass ich mich häufiger angespannt oder überreizt fühle" um (Antwortskala von 1 = stimme gar nicht zu bis 4 = stimme sehr zu). Die interne Konsistenz der umformulierten Skalen war ausreichend gut (Angstskala: $\alpha = .85$; Depressionsskala: $\alpha = .74$). Anschließend folgte die Bearbeitung des zweiten Maßes, dem ACE-D (deutsche Version des "Adverse Childhood Experiences Questionnaire"). Mit einem Ja/Nein-Antwortformat gaben die VPn bei 10 Items an, ob Sie vor dem 18. Lebensjahr bestimmte belastende Erfahrungen gemacht haben oder nicht.

Vorbereitung der Auswertung: Anhand der Angaben im ACE-Fragebogen teilten wir die VPn in drei Gruppen ein. In Anlehnung an die bestehende Forschungsliteratur unterschieden wir hierbei die Häufigkeit der auftretenden ACEs und codierten die Gruppen anschließend mit Ziffern (1=kein ACE, 2=1 oder 2 ACE, 3=3 oder mehr ACE).

3. Ergebnisse

Um die Gruppenunterschiede bezüglich unserer These zu untersuchen, wurden zwei einfaktorielle ANOVAs gerechnet. Hierbei stellten die Angst- und Depressionswerte auf der HADS-Skala die abhängigen Variablen und die Gruppenzugehörigkeit, basierend auf den ACE-Scores, die unabhängigen Variablen dar. Die Gruppenmittelwerte der Analysen sind in Tabelle 1 (s.u.) dargestellt. In beiden Analysen fand sich kein signifikanter Effekt der ACE-Gruppe (beide F -Werte < 1). Das heißt, entgegen der Hypothese fand sich keine Mehrbelastung an Angst und Depression während der Corona-Pandemie bei Vorliegen von ACEs. In einer explorativen Überprüfung des Einflusses einzelner Belastungserfahrungen wurden mittels T -Tests die Angst- und Depressionswerte bei Vorhandensein eines bestimmten ACE mit entsprechenden Werten bei Nicht-Vorhandensein dessen verglichen. Hierbei zeigten sich hypothesenkonforme Ergebnisse beim Vorliegen des ACE Emotionale Gewalt: VPn, die in ihrer Kindheit emotionale Gewalt erfahren hatten, wiesen signifikant höhere Angstwerte ($M= 2,31$, $SD= 0,71$) im Vergleich zu VPn ohne jenes ACE ($M= 1,92$, $SD= 0,55$) auf $t(96)=2,51$, $p = ,01$. Gleiches ergab sich in Hinsicht auf Depression: hier wurden signifikant höhere Werte bei Vorhandensein des ACE ($M= 2,20$, $SD= 0,43$) festgestellt als bei Nicht-Vorhandensein dessen ($M= 1,98$, $SD= 0,49$) $t(96)= 1,70$, $p= ,09$).

Tabelle 1:

	kein ACE	1-2 ACEs	3 oder mehr ACEs
Angstzunahme	1,94 (SD= 0,575)	2,04 (SD= 0,588)	1,98 (SD= 0,643)
Depressionszunahme	2,04 (SD= 0,427)	2,02 (SD= 0,532)	1,95 (SD= 0,520)

4. Diskussion

Unsere Ergebnisse sprechen nur eingeschränkt dafür, dass ACEs einen Einfluss auf Angst- und Depressionssymptome in Reaktion auf die Corona-Pandemie haben. Die Gesamtanzahl der ACEs hatte keinen Einfluss auf die Zunahme an Angst oder Depression während der Pandemie. Dies mag z.T. dem Zeitpunkt der Datenerhebung verschuldet sein, da die Krise bereits im April/Mai dieses Jahres ihren Höhepunkt erreicht zu haben scheint, zumindest, was die mediale Aufmerksamkeit und das Ausmaß der Einschränkungen anbelangt. Möglicherweise ist einigen VPn somit das Krisenempfinden nicht mehr so stark präsent, da sich ihr Leben wieder der Normalität angenähert hatte. Es sei kritisch bemerkt, dass eine Baseline als solche in unserer Studie fehlt: Daten, die Aussagen über entsprechende Angst- und Depressionswerte vor der Corona-Krise treffen, liegen uns nicht vor. Die Ergebnisse bestehender Forschung lassen jedoch vermuten, dass die Angst- und Depressionswerte vor der Krise mit Vorliegen von ACEs höher ausgeprägt waren. Somit waren Betroffene in einem Belastungszuwachs aufgrund von Deckeneffekten beschränkt. Interessant ist, dass sich bei erlittener emotionaler Gewalt in der Kindheit tatsächlich eine Mehrbelastung durch die Pandemie zeigt. Eine denkbare Erklärung wäre, dass die momentane Situation gewaltvolle, dysfunktionale Kommunikation begünstigt; viele VPn halten sich im Moment vermehrt zuhause in der Nähe ihrer Familien auf und somit in einer Umgebung, welche potenzielle Trigger aufweist.

5. Literatur

- Felitti, V.J., & Anda, R.F., & Nordenberg, D., et al. (1998). Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults: The Adverse Childhood Experiences (ACE) Study. *Am J Prev Med* 14: 245-58
- Hammen, C., & Henry, R., & Daley, S. E. (2000). Depression and sensitization to stressors among young women as function of childhood adversity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68, 782-787
- Herrmann-Lingen, C., & Buss, U., & Snaith, R.P. (2011). Hospital Anxiety and Depression Scale – Deutsche Version (HADS-D) (3. aktualisierte und neu normierte Auflage);
- Schäfer, I., & Wingenfeld, K., & Spitzer, C. (2009). Adverse Childhood Experiences Questionnaire – Deutsche Version.(ACE-D)

Wie glaubhaft sind Ohrenzeugenaussagen?

Laura Johanna Luther, Benito Romanelli, Sarah Steglich, Annika Weingart, Tom Wolf

Leitung: Dr. J.M. Kaufmann

1. Einleitung

Zeugenaussagen spielen vor Gericht oftmals eine wichtige Rolle beim Nachvollziehen eines Tathergangs oder bei der Identifikation. Wenn sich Straftaten oder Unfälle ereignen, sind jedoch erst einmal die Augenzeugen gefragt, die Aussagen von Ohrenzeugen rücken eher in den Hintergrund. Im Gegensatz zur visuellen Wahrnehmung, muss man für die akustische Wahrnehmung die Ohren jedoch nicht zur Geräuschquelle hinwenden und kann somit einen lauten Knall, beispielsweise eines Verkehrsunfalls, wahrnehmen, ohne dabei den genauen Hergang dessen beobachtet zu haben.

Bei der Recherche zu unserem gewählten Thema Zeugenaussagen, stießen wir auf die Studie von Loftus & Palmer aus dem Jahre 1974. Hier wurde den Probanden Videos von kollidierenden Fahrzeugen präsentiert. Seit dieser Studie wird nahegelegt, dass man Zeugenaussagen durch Formulierungen in bestimmte Richtungen lenken kann. Nach unserem besten Kenntnisstand hat dies bisher aber niemand für den auditorischen Bereich überprüft.

Um die Hypothese des Einflusses von bestimmten Worten auf die Aussage oder Erinnerung eines Zeugen zu untersuchen, ist das Thema des empirischen Praktikums, der Einfluss von Wörtern auf die Erinnerung der gehörten Ereignisse.

2. Methode

An der Online-Studie nahmen $N = 58$ Personen (33 weiblich; Alter: $M = 25,95$), die durch Werbung per Mail oder durch direktes Ansprechen rekrutiert wurden. Entlohnt wurden die Probanden durch eine $\frac{1}{2}$ Versuchspersonenstunde.

Das Experiment wurde mit der Website Psytoolkit programmiert. Als Stimuli dienten 11 Audiodateien von Autounfällen der öffentlichen Plattform YouTube. Die Versuchspersonen erhielten vor der Versuchsteilnahme ein Triggerwarnung mit Infos zum beiliegenden Material. Sie wurden angewiesen, ehrlich und genau zu antworten und für das Experiment Kopfhörer zu tragen.

Das Experiment war als between-subject Design aufgebaut und bestand aus drei verschiedenen Bedingungen, in welche die Versuchspersonen zufällig eingeteilt wurden. Die Beurteilung der Geschwindigkeit der Fahrzeuge bei dem Unfall bildete unsere abhängige Variable und die Art der Frage die unabhängige Variable.

Jede Audiodatei wurde einmalig abgespielt und anschließend mussten jeweils vier Fragen dazu beantwortet werden. Die kritische Frage war, die Schnelligkeit, mit denen die Fahrzeuge aufeinandertrafen, in km/h zu schätzen. Dabei war diese Fragestellung, je nach Bedingung, suggestiv oder nicht suggestiv. In der nicht-suggestiven Bedingung lautete die Frage: "Wie schnell waren die Fahrzeuge, als sie aufeinander trafen?" In der suggestiven Bedingung wurden stattdessen die Wörter „ineinander krachten“ oder "kollidierten" verwendet.

Die drei weiteren Fragen waren Coverfragen, die vom eigentlichen Ziel der Studie ablenken sollten. Am Ende des Experiments wurde außerdem mithilfe einer Kontrollfrage überprüft, ob die Probanden das Ziel der Studie erkannt hatten.

Ziel war es, angelehnt an die Studie von Loftus & Palmer (1974), den Effekt, dass durch die Suggestivfragen (unabh. Variable) die Einschätzung der Geschwindigkeit (abh. Variable) verzerrt wird, für den auditorischen Bereich nachzuprüfen.

3. Ergebnisse

Zur Auswertung der Daten wurde eine einfaktorielle Varianzanalyse mit dem 3-stufigen Zwischengruppenfaktor Verbalisierungsbedingung für die Frage nach der Geschwindigkeit berechnet.

In unserer Hypothese nahmen wir an, dass sich die Geschwindigkeitseinschätzungen zwischen der nicht suggestiven und den beiden suggestiven Bedingungen signifikant unterscheiden.

Die Antworten auf die Kontrollfrage nach dem Zweck des Experiments nutzten wir, um Probanden ausschließen zu können, welche die Intention der Untersuchung verstanden. Daten, die darauf hinweisen, dass Versuchspersonen das Experiment abgebrochen hatten, wurden ebenfalls nicht verwendet. Auf Grundlage dessen wurden fünf von dreiundsechzig Probanden aussortiert, somit belief sich der Anteil ausgeschlossener Trails auf ca. 7,9%. Nichtsdestotrotz war die schlussendliche Stichprobe von achtundfünfzig Probanden nicht ausreichend für die drei Bedingungen des Experiments.

Die Werte der Frage nach der Geschwindigkeit befanden sich nach oben erwähnten Ausschlussverfahren zwischen einem Minimum von 0 km/h und einem Maximum von 200 km/h. Das erste Quantil lag bei einem Wert von 41,25 km/h, der Median bei 60 km/h und das dritte Quantil bei 80 km/h. Die berechneten Mittelwerte gingen in die postulierte Richtung ($M = 64.7$ km/h, $M = 65.8$ km/h und $M = 66.9$ km/h, für die Verbalisierungsbedingungen 1 (neutral), 2 (suggestiv) und 3 (suggestiv)), aber eine einfaktorielle Varianzanalyse mit dem 3-stufigen Zwischengruppenfaktor Verbalisierungsbedingung ergab keinen signifikanten Effekt, $F(2,55) = .528$, $p = .593$, $\eta_p^2 = .019$. Somit lag kein signifikanter Unterschied zwischen den Bedingungen vor.

4. Diskussion

Unsere Hypothese, dass sich der Effekt von Suggestivfragen bei Augenzeugenaussagen auch auf den auditorischen Bereich übertragen lässt, bestätigte sich nicht. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass eine Verzerrung der Wahrnehmung für auditorisches Material nicht auf dieselbe Weise erfolgt, wie bei visuellem Material. Es stellt sich also die Frage, ob die Erinnerung an auditorische Ereignisse vor Verzerrungen durch suggestive Fragestellungen resistenter ist als etwa visuelle Erinnerungen und daher, beispielsweise vor Gericht, als reliabler als Augenzeugenaussagen gesehen werden könnten. Allerdings ist zu bedenken, dass in unserem Experiment eine sehr geringe Stichprobenzahl verwendet wurde und wir den Effekt von Suggestivfragen ausschließlich auf den Bereich der Wahrnehmung von Verkehrsunfällen untersucht haben. Daher sollte sich zukünftige Forschung verstärkt mit der auditorischen Verarbeitung von kritischen Ereignissen befassen, um die Bedeutung von Ohrenzeugenaussagen zu beurteilen.

5. Literatur

- Loftus, E. F., & Palmer, J. C. (1974), Reconstruction of automobile destruction: An example of the interaction between language and memory. *Journal of Verbal Learning & Verbal Behavior*, 13, 585–589
- 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), 24-31.

No country for old men? - Context Influence on Implicit Ageism

Dorothee N. Heinel, Julia König, Louisa L. Heno and Carl F. Peitsch

Advisor: Dr. Maria Clara P. de Paula Couto

1. Introduction

Can context influence attitudes toward older adults? In this study, we aim to explore this question by focusing on implicit ageism. Past research shows that automatically activated evaluations of older adults may differentiate beyond valence (i.e., positive vs. negative). In line, ageism is not just overall antipathy toward older adults but may be further differentiated at the automatic level with regard to other- and self-relevance (Peeters & Czapinski, 1990). Implicit ageism often manifests in the form of self-relevant associations (older people are perceived as slow, lonely and helpless, Degner & Wentura, 2011). In terms of context, as found by Dasgupta and Greenwald (2001), implicit ageism was sensitive to context effects, with reduced ageism found under certain experimental conditions.

Recently, North and Fiske (2012) introduced the idea that competition for scarce resources could trigger intergenerational tensions. Even though North and Fiske (2012) have not investigated contextual influences on implicit ageism, they have explored the fact that a context marked by threat in terms of competition for envied resources may lay the ground for hostile (other-relevant) ageism.

In our study we investigated the influence of context on implicit ageism with regard to perceived intergenerational threat related to resource competition. Based on past research, we put forth the following hypotheses: (1) under low threat, implicit ageism should be self-relevant, thus replicating previous findings, (2) under high threat, implicit ageism should become other-relevant, with older adults depicted as having more access to valued resources perceived as a threat by young people.

2. Methods

Participants. The sample comprised 58 participants aged 18-29 (psychology students) recruited by advertising via an internal university e-mail distribution list. They received course credit for their participation. Four participants were excluded from the analysis of the evaluative priming (EP) task due to low accuracy (<80%). The final sample comprised 54 participants. It is worth mentioning that 23 of the participants took part in another experiment with the same context manipulation during the period of our study.

Materials, Procedure, and Design. This experiment was conducted online using PsychoPy and Pavlovia. After providing informed consent and answering demographic questions, participants were randomly assigned to either the low threat or the high threat condition. To manipulate contextual threat, we created two vignettes. In the high threat vignette, older adults were depicted as having more access to resources than young people whereas in the low threat vignette as having less. After reading the vignette, participants answered four comprehension questions. The ensuing EP task consisted of 3 practice blocks and 5 experimental blocks (288 trials). Each trial started with a fixation cross (500 ms), which was followed by the prime (300 ms) and the target (850 ms). Prime stimuli were 48 pictures chosen from the IAPS (Lang et al., 1998, for positive and negative stimuli) and the FACES (Ebner et al., 2010, for young and old faces) databases. Target stimuli were 24 German positive/negative, self-/other-relevant attributes. Following the EP task, participants completed the Resource Distribution Scale (9 items, de Paula Couto & Rothermund) and the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale (13-Item Short Form). Finally, they were granted credit for participation and debriefed. We used a 2 (context: low threat x high threat) x 4 (prime type: old x young x positive x negative) x 2 (target relevance: self- x other-relevant) x 2 (target valence:

positive x negative) mixed design with the first factor varying between participants and the others varying within participants.

3 Results

Participants in the low and high threat conditions did not differ regarding their level of comprehension ($M_{\text{low}} = 85\%$, $M_{\text{high}} = 93\%$, $t(55) = -1.76$, $p = .084$). Furthermore, participants in the high threat condition ($M = 2.37$, $SD = 0.60$) perceived to a greater extent than those in the low threat condition ($M = 2.87$, $SD = 0.66$) that older adults were favoured in the distribution of resources, $t(52) = 2.96$, $p = .004$. Hence, our manipulation was successful. We computed four priming effects (old /young self- and other-relevant, and pos. /neg. self- and other-relevant) and submitted them to a 2 (prime type: standard vs. prejudice primes) by 2 (target relevance: self- vs. other-relevant) by 2 (context: low threat vs. high threat) Repeated Measures ANOVA. This analysis revealed a significant main effect of prime type, $F(1,52) = 8.18$, $p < .001$, indicating greater priming effects for standard primes ($M = 13\text{ms}$, $SD = 17\text{ms}$) than for prejudice primes ($M = 4\text{ms}$, $SD = 16\text{ms}$), $t(53) = 2.82$, $p < .001$, and of target relevance, $F(1,52) = 9.52$, $p < .001$, showing overall greater priming effects for other-relevant ($M = 12\text{ms}$, $SD = 15\text{ms}$) compared to self-relevant targets ($M = 5\text{ms}$, $SD = 14\text{ms}$), $t(53) = -3.05$, $p < .01$. However, this target effect was no longer significant when the sample was restricted to the participants who exclusively took part in this study, $t(30) = -1.68$, $p = .102$. No significant main effect of context was found, $F < 1$. Neither the interaction of prime type and target relevance, $F(1,52) = 1.40$, $p = .242$, nor the three-way interaction of prime type, target relevance and context were significant, $F < 1$.

4. Discussion

In this study we found a main effect of prime, with significant priming effects for the standard primes only. This most likely derives from the fact that they are normative stimuli compared to the prejudice primes, which are processed more subjectively. The effects for the standard primes indicate that, as expected, prime valence systematically influenced target evaluations. The unexpected main effect of target relevance with greater effects for other-relevant targets was no longer significant if participants who took part in another study with the same context manipulation were excluded. This “double” manipulation might have sensitised participants to other-relevant threatening behaviour and might explain the astonishingly high other-relevant effects even for the standard primes. The lack of context effects could be due to the fact that our sample comprises students to whom resource competition may not yet be that salient. Entering the job market, for example, is somewhat far away (or not an immediate concern to very young people). In addition, our sample comprises psychology students who might be especially motivated to manipulate their reactions because they have already learnt about priming paradigms, and they might have a more self-conscious and reflected view on age stereotypes and prejudice. It is possible however that there might also simply be less prejudice against older persons in our sample.

5. Literature

- Dasgupta, N., & Greenwald, A. G. (2001, Nov). On the malleability of automatic attitudes: combating automatic prejudice with images of admired and disliked individuals. *Journal of Personality and Social Psychology*, *81*(5), 800-814. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.5.800>
- Degner, J., & Wentura, D. (2011). Types of automatically activated prejudice: assessing possessor- versus other-relevant valence in the evaluative priming task. *Social Cognition*, *29*(2), 182-209. <https://doi.org/10.1521/soco.2011.29.2.182>
- North, M. S., & Fiske, S. T. (2012). An inconvenienced youth? Ageism and its potential intergenerational roots. *Psychological Bulletin*, *138*(5), 982-997. <https://doi.org/10.1037/a0027843>
- Peeters, G., & Czapinski, J. (1990, 1990/01/01). Positive-Negative Asymmetry in Evaluations: The Distinction Between Affective and Informational Negativity Effects. *European Review of Social Psychology*, *1*(1), 33-60. <https://doi.org/10.1080/14792779108401856>

Activating age stereotypes with category and context information

Marie Balkhaus, Paul-Robert Jahn, Angelika Pecher and Valentin Rühlmann

Leitung: M.Sc. Tingting Huang

1. Introduction

Using category (young vs. old) and context primes (specific situation or behavior) in a series of priming studies, Casper, Rothermund and Wentura (2010; 2011) found that the activation of age stereotypes depends on the combination of age and individuating information. In the current study, we aimed to extend former studies by activating age stereotypic traits with pictorial primes consisting of age and context information. The relation between primes and traits was varied in two factors: 1) whether category information in the picture is matching or mismatching (old vs. young) to the trait (e.g., slow); and 2) whether context information in the picture is matching or mismatching (e.g., "crossing the street" vs. "passing a toy to kid") to the trait. Besides of the priming study, we also investigated whether trait inference process based on age stereotypes is also dependent on context.

We expected to see category priming effects and category difference in trait ratings only when the context primes match with the stereotypic traits.

2. Method

Sample. Our sample consist of 25 students of the Friedrich-Schiller-Universität Jena. One participant was excluded due to a high error rate in the lexical decision task and the additional task (<50%).

Materials. Implicit materials contained 16 traits (e.g. "flexible", "healthy", "naive"). As for primes, 64 photos were used in the formal experiment, which concludes to 64 relevant word trials and 64 non-relevant nonword trials (128 in total). The items of the questionnaire were the exact same 64 photos.

Procedure. Participants first learned the meaning of 64 photos (e.g., an old person is crossing the street). During the priming experiment, a fixation cross was presented (750ms), followed by a photo (500ms), a blank screen (100ms) and a trait word or a nonword. Participants needed to decide whether the target is a word or nonword (Lexical decision task, LDT). Reaction time to the target was measured and recorded. To ensure the processing of category and context information, we adopted an additional recognition task. A sentence was presented randomly after 64 out of 128 lexical decision trials and participants needed to decide whether the presented sentence matches the prime both in the dimension of category and context information.

After the experiment, participants were asked to rate each of the 16 attributes from 1 (not applies at all) to 7 (completely applies) for photos that combined matching or mismatching category and matching or mismatching context.

3. Results

Explicit rating. A 2×2 ANOVA showed a main effect of context and category ($F(1,23) = 54.90, p < .01$; $F(1,23) = 56.00, p < .01$). The main effect was qualified by an interaction effects of category and context, $F(1,23) = 56.10, p < .01$, revealing that category difference in ratings was more significant for matching context than for mismatching context.

RTs in LDT. Incorrect responses (6.3%) as well as outlier values higher than three interquartile ranges above the 75th percentile (0.7%) or faster than 300ms (0.2%) were excluded from the final analysis.

A 2×2 ANOVA showed a main effect of context, $F(1,23) = 6.11, p < .05$, suggesting a general facilitation effects of stereotypic traits for matching context. Unexpectedly, we did not find a main effect of category or interaction effect between category and context. An additional analysis involving the accuracy rate of the additional task found that sentence probes in the additional task which were different from primes in category information were responded with higher erroneous than probes different in context information with primes (75.8% vs. 87.7%), $F(1,23) = 6.97, p < .05$.

4. Discussion

In the current study, we failed to activate age stereotypes with pictorial primes consisting of category and context information. Basic research on semantic priming showing that semantic priming disappears if the prime is processed very superficially (Heil, Rolke, & Pecchinenda, 2004). The non-significant category priming effects in our study may due to the phenomenon that category information was not processed as well as context information. Despite of the null category priming effects, one implication we could draw from the current study is that contextual information does play an important role in the automatic process of making judgements.

Regarding to the results of trait inference, our finding was consistent with former research (Wigboldus, Dijksterhuis, & van Knippenberg, 2003), demonstrating that inferring traits of age stereotypic depends not only on the age information but also on the contextual information.

5. Reference

- Casper C., Rothermund K., Wentura D. (2011). The activation of specific facets of age stereotypes depends on individuating information. *Social Cognition*, 29(4), 393 – 414.
- Fiske, S. T. (1998). Stereotyping, prejudice, and discrimination. *The handbook of social psychology*, 4(1), 357– 411
- Müller F., Rothermund K. (2013). What Does It Take to Activate Stereotypes? Simple Primes Don't Seem Enough. *Social Psychology*, 45(3), 187-193
- Schneider, D.J. (2004). *The Psychology of stereotyping*. New York: Guilford Press
- Wigboldus, D.H. J., Dijksterhuis, A., van Knippenberg, A. (2003). When stereotypes get in the way: Stereotypes obstruct stereotype-inconsistent trait inferences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(3), 470-484

Adaptationseffekte bei der Emotionswahrnehmung in der Stimme

**Theresa Lohfelder, Gina Kunze, Manuel Pöhlmann, J. G., Sophie Weiße, T. A.,
Katharina Hörmann, Luise Thamm**

Leitung: Christine Wulf, M.Sc. und Dr. Verena G. Skuk

1. Einleitung

Emotionen in Stimmen wahrzunehmen ist eine Fähigkeit, die für die alltägliche zwischenmenschliche Kommunikation unabdingbar ist. Gut belegt ist, dass Adaptation an emotionale Stimmen erhebliche kontrastive Nacheffekte hervorrufen kann (z.B. Bestelmeyer et al., 2010). Hierbei werden emotions-ambigue Stimmen auf einem ärgerlich/fröhlich-Kontinuum nach Adaptation auf ärgerliche Stimmen als fröhlicher wahrgenommen und vice versa. Dieser Adaptationseffekt wurde mit verschiedenen Emotions-Kontinua repliziert, jedoch bisher nur in Laborstudien (z.B. Skuk & Schweinberger, 2013). Seit einigen Jahren werden jedoch immer häufiger empirische Studien online durchgeführt. Die Nutzung des Internets vereinfacht die Probanden-Akquise und spart zeitliche und personelle Ressourcen. Es ist jedoch fraglich, ob die Bedingungen, unter denen Probanden Online-Experimente durchführen, ausreichend kontrolliert werden können, um Daten zu gewinnen, die psychologische Effekte tatsächlich in dem Ausmaß widerspiegeln, in dem sie auch in Laborstudien gefunden werden. Deshalb war das Ziel dieser Studie, ein stabiles Phänomen der Emotionswahrnehmung in einem Online-Experiment nachzuweisen. Zusätzlich untersucht wurden unklare Befunde zu einem möglichen Zusammenhang des Adaptationseffektes mit dem Autismus-Spektrum-Quotienten (AQ, Baron-Cohen et al. 2001, Hoeckstra et al., 2008), da es Hinweise gibt, dass Menschen mit einem hohen AQ Schwierigkeiten bei der Emotionswahrnehmung haben (Baron Cohen et.al., 2001).

2. Methode

Die Stichprobe umfasste $N = 60$ Probanden (46 weiblich, 14 männlich) im Alter von 18 bis 57 Jahren ($M = 25.6$, $SD = 10,1$). *Stimuli*: Die insgesamt 40 Adaptorstimuli (20 ärgerlich, 20 fröhlich) beinhalteten 4 Pseudowörter (/baka/, /boko/, /bopo/, bapa/) von 8 Sprechern (4 w, 4 m; verwendet in Skuk et al, 2013). Zur Erstellung der Targetstimuli wurden ärgerliche und fröhliche Stimmenaufnahmen von 4 Sprechern (2 w, 2 m; 2 Pseudowörtern /belam/, /loman/) mittels TANDEM-STRAIGHT (Kawahara, 2008) gemorphet. Pro Wort und Sprecher wurden 5 emotions-ambigue Stimmen erstellt und der Anteil der „Fröhlichkeit in der Stimme“ lag bei 20, 35, 50, 65 oder 80, dies entspricht dem *Testmorphlevel* der Targetstimme. Die resultierenden 80 Targetstimuli wurden in zwei Sets von je 40 Stimuli aufgeteilt. *Prozedur*: Das Online-Experiment wurde mit PsyToolkit umgesetzt (Stoet, 2010; Stoet, 2017). Das Adaptationsexperiment bestand aus 16 Blöcken (8 pro Adaptoremotion, d.h. ärgerlich oder fröhlich). In jedem Block wurden 10 Adaptorstimuli vorgespielt, die sich die Probanden nur anhören sollten. Anschließend wurden randomisiert gezogen 5 Targetstimuli präsentiert, welche die Probanden durch Tastendruck als ärgerlich oder fröhlich klassifizieren sollten. Pro Adaptoremotion wurde immer nur ein Set à 40 Targetstimuli präsentiert. Zwischen den Probanden balanciert/kontrolliert wurden: a) die Reihenfolge der Adaptoremotion (zuerst ärgerlich/zuerst fröhlich), b) die Reihenfolge der Targetstimuli-Sets (zuerst Set 1/ zuerst Set 2) und c) die Tastenbelegung. Anschließend beantworteten die Probanden einen Fragebogen zur Emotionswahrnehmung im Alltag sowie den AQ (50 Items, mit den zwei Subskalen AQ_{Social} und $AQ_{\text{Attention_to_Detail}}$).

3. Ergebnisse

Analysiert wurde der „Anteil der fröhlich-Antworten“ in einer 2 x 5 x 2 x 2 ANOVA mit den Faktoren Adaptoremotion (ärgerlich, fröhlich), Testmorphlevel (20, 35, 50, 65, 80), Sprechergeschlecht (m, w), Probandengeschlecht (m, w). Der Haupteffekt von Testmorphlevel, $F(4,232) = 207.543$, $p < .001$, $\varepsilon_{HF} = .903$, $\eta^2_p = .782$ validiert die Morphing-Prozedur: die Teststimmen wurden mit zunehmendem fröhlich-Anteil in der Stimme als fröhlicher wahrgenommen ($M_s = .166 \pm .116$, $.309 \pm .165$, $.415 \pm .200$, $.646 \pm .192$, $.762 \pm .170$ für Testmorphlevel 20 bis 80, alle $|t_s(59)| > 6.5$, $p < .001$ für Bonferroni-korrigierte paarweise Vergleiche zwischen den benachbarten Testmorphlevel-Stufen). Der erwartete Haupteffekt von Adaptoremotion wurde nicht signifikant, $F(1,58) = 0.040$, $p = .843$, $\eta^2_p < .011$, somit konnte kein Adaptationseffekt im online Experiment nachgewiesen werden. Der Haupteffekt für das Sprechergeschlecht, $F(1,58) = 7.977$, $p = .006$, $\eta^2_p = .121$, zeigt, dass weibliche Stimmen im Vergleich zu männlichen Stimmen als fröhlicher wahrgenommen wurden ($M_s = .510 \pm .192$ und $.424 \pm .134$). Weiteren Haupteffekte und Interaktionen wurden nicht signifikant oder waren für unsere Fragestellung nicht relevant. In einer explorativen Analyse wurden die AQ-Skalen mit dem Anteil korrekter Klassifikationen bei Testmorphlevel 20 und 80 korreliert (Pearson). Dabei zeigte sich, dass Frauen mit einem höheren AQ_{Social} Emotionen schlechter diskriminierten ($r = -.291$, $p = .026$, $N = 48$, one-tailed). Bei einer Korrelation zwischen dem AQ und der Größe des Adaptationseffekts zeigte sich, dass Männer mit sowohl höherem AQ als auch einem höheren AQ_{Social} einen größeren Adaptationseffekt aufwiesen ($r_s \geq .542$, $p_s \leq .042$; $N_s = 14$, two-sided).

4. Diskussion

Der erwartete emotionale Adaptationseffekt konnte im Online-Experiment nicht gefunden werden. Im Vergleich zu Laborexperimenten hat man im Online-Setting nur sehr eingeschränkte Kontrolle über die Testbedingungen. Möglicherweise wird der Adaptationseffekt von solchen Umgebungsfaktoren stark beeinflusst. Weiterhin könnten die unterschiedlichen Sprecher und Äußerungen für Target- und Adaptorstimuli sowie Reihenfolgeeffekte der verschiedenen Sprechersets einen Einfluss auf die Bewertung der Targets gehabt haben. Auffallend ist jedoch, dass der Adaptationseffekt zwar im Mittel bei Null ist, jedoch zwischen den Probanden stark variiert. Viele Probanden zeigten Priming, also den entgegengesetzten Effekt. Folgestudien könnten daher untersuchen, unter welchen Bedingungen Priming oder Adaptation auftreten. Die gefundenen Korrelationen der explorativen Analysen sollten nur vorsichtig interpretiert werden, insbesondere, da die Geschlechterverteilung der Stichprobe unbalanciert ist. Kommende Untersuchungen müssen daher prüfen, ob sich diese Muster replizieren lassen.

5. Literatur

- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): Evidence from asperger syndrome/high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of autism and developmental disorders*, 31(1), 5-17.
- Bestelmeyer, P., Rouger, J., DeBruine, L., Belin, P. (2010). Auditory adaptation in vocal affect perception. *Cognition* 117: 217–223
- Hoekstra, R. A., Bartels, M., Cath, D. C., & Boomsma, D. I. (2008). Factor structure, reliability and criterion validity of developmental disorders, 38(8), 1555-1566
- Kawahara, H., Morise, M., Takahashi, T., Nisimura, R., Irino, T., & Banno, H. (2008, March) TANDEM-STRAIGHT: A temporally stable power spectral representation for periodic signals and applications to interference-free spectrum, F0, and aperiodicity estimation. In 2008 IEEE (pp. 3933-3936)
- Skuk, V. G., & Schweinberger, S. R. (2013). Adaptation aftereffects in vocal emotion perception elicited by expressive faces and voices. *PLoS One*, 8(11)
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit – A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42(4), 1096-1104.

Sie ekeln sich schnell? Dann sind sie wohl konservativ.

A. G., L.-H. K., S. K., V. M., M. W.

Leitung: Prof. Dr. Thomas Kessler

1. Einleitung

Die politische Orientierung des Konservatismus geht mit einer erhöhten Ekelsensitivität einher. Demnach ekeln sich konservative Menschen schneller (Terrizzi Jr. et al., 2012). Elad-Strenger und Kollegen hingegen zeigten, dass hierbei die Wahl der Items eine Verzerrung sowohl in Richtung von Konservativen als auch Liberalen erzeugen kann (Elad-Strenger et al., 2019). Als Reaktion auf die Kritik Elad-Strengers und ihrer Kollegen stellte Tybur drei unterschiedliche Ekeldomänen heraus: er unterschied moralischen, pathogenen und sexuellen Ekel. Aus seinen Studien ergab sich die Annahme, dass sich die politische Orientierung durch Ekelsensitivität vorhersagen lässt, insbesondere sexueller Ekel sagt Konservatismus vorher, auch wenn andere Formen des Ekels (z.B. pathogener Ekel) kontrolliert wird (Tybur et al., 2009). In einer von uns konzipierten Vorstudie entwickelten wir durch unterschiedliche Item-selektion Ekel-Skalen, um genau diesen beschriebenen Zusammenhang zwischen pathogenen Ekel, sexuellen Ekel und der politischen Orientierung genauer zu untersuchen. Wir prüfen, ob die Item-selektion tatsächlich ursächlich für den postulierten Zusammenhang sein könnte. Wir stellen die Hypothese auf, dass politische Orientierung mit den aktuell verfügbaren Messinstrumenten nicht durch individuelle Ekelsensitivität vorherzusagen ist.

2. Methode

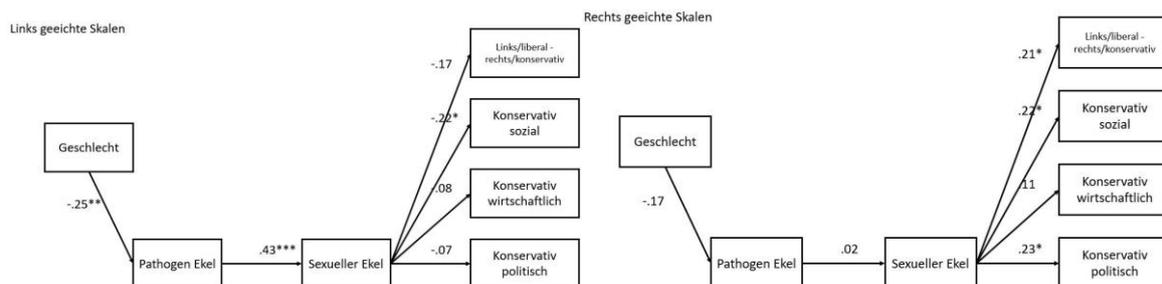
Unsere Studie wurde in Form eines Online-Fragebogens durchgeführt und mit dem Statistikprogramm SPSS ausgewertet. Über einen Zeitraum von 2 Wochen wurden 118 Versuchspersonen erhoben, davon waren 77 weiblich, 39 männlich und 2 divers. 86 der Teilnehmenden studieren aktuell. Mittels des within-subject Designs bewerteten alle Probanden bezüglich der Frage nach sexuellem und pathogenen Ekel sowohl die konservativ/ linksgerichteten als auch liberal/rechtsgerichteten Items. Diese 4 Skalen entstanden auf Grundlage unserer Pilotstudie. Durch die hohe Korrelation mit den beiden politischen Ankeritems „Ein Nazi setzt sich in der Straßenbahn neben Sie“ und „Eine transsexuelle Person setzt sich in der Straßenbahn neben Sie“ ergaben sich in unserer Pilotstudie je 8 Items pro Skala. Die interne Konsistenz der Items, die mit dem linksgerichteten politischen Anker hoch korrelierten war $\alpha=.763$. Für die Items, die mit dem rechtsgerichteten Anker korrelierten, ergab sich $\alpha=.850$. Für die Erfassung der politischen Orientierung der Probanden nutzen wir eine Skala mit 7 Ausprägungen mit den Polen "Links" und "Rechts" zur Selbstverortung sowie drei Items aus einer Umfrage von Tybur (2015), womit der Konservatismus nochmal in soziale, ökonomische und politische Werte aufgesplittet wurde. Diese Items und Skalen bilden die abhängigen Variablen, in den von uns durchgeführten Regressionsanalysen, während uns das Geschlecht der Probanden und unsere selbst konstruierten Skalen als Prädiktoren dienten.

3. Ergebnisse

Die Untersuchungen ergaben folgende Ergebnisse: die Konservatismus-Items nach Tybur zeigen in Bezug auf die politische Einstellung einen Cronbachs Alpha-Wert von $\alpha=.804$. Die verwendeten Konservatismus-Skalen (nach Tybur; die selbstberichtete politische Orientierung) korrelieren positiv mittel bis hoch miteinander. Hierbei liegt die höchste Korrelation zwischen den Konservatismus Items von Tybur und der selbst berichteten politischen Orientierung vor ($r=.886^{**}$). Der Cronbach's Alpha-Wert unserer selbst entwickelten Skalen war akzeptabel bis gut

(“Sexueller Ekel - links” ($\alpha=.609$); “Sexueller Ekel - rechts” ($\alpha=.808$); “pathogener Ekel - links” ($\alpha=.761$) und “pathogener Ekel - rechts” ($\alpha=.711$)). Für jede der Möglichkeiten Konservatismus zu messen wurden zwei Regressionen durchgeführt. Einmal mit den linksgeichteten Ekelskalen und dem Geschlecht und einmal mit den rechtsgeichteten Skalen und dem Geschlecht als Prädiktoren. Es zeigt sich, dass unter Verwendung der rechtsgeichteten sexuellen Ekelskala ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen den verschiedenen Maßen des Konservatismus und der Ekelsensitivität entsteht ($r = .213^*$ bis $r = .231^*$). Wenn man die linksnormierten Skalen verwendet zeigen sich negative Zusammenhänge zwischen Ekelsensitivität und Konservatismus ($r = -.075$ bis $r = -.171$), die sich in unserer Studie als nicht signifikant ergeben haben.

In Regressionsanalysen zeigen sich folgende Zusammenhänge zwischen Ekel und Konservatismus. (linke Abb.: linksgeichtete Skalen um Ekel zu erheben; rechte Abbildung: rechtsgeichtete Skalen)



4. Diskussion

Die Regressionsanalysen mit den verschiedenen geeichteten Ekelskalen als Prädiktoren und den unterschiedlichen Möglichkeiten Konservatismus zu messen als abhängige Variablen, kann man entnehmen welche großen Ergebnisunterschiede durch verschiedene Itemauswahl begünstigt werden können. Unter Verwendung der linksnormierten Skala wird der Konservatismus negativ durch den sexuellen Ekel hervorgesagt. Verwendet man allerdings die rechtsnormierte Skala lässt sich das genaue Gegenteil feststellen.

Die abschließenden Befunde zum Zusammenhang zwischen Ekelsensitivität und Konservatismus, wenn das Geschlecht sowie der pathogene Ekel kontrolliert werden, zeigen ebenfalls stark unterschiedliche Zusammenhänge auf. Unter Verwendung der rechtsgeichteten Skalen, korreliert der sexuelle Ekel signifikant positiv mit verschiedenen Maßen des Konservatismus, während bei den linksgeichteten Skalen entgegengesetzte Zusammenhänge zu erkennen sind. Dass die gerechneten Regressionen unter Verwendung der linksnormierten Skala seltener signifikant wurden, könnte an der eher geringen Versuchspersonenzahl unserer Studie liegen.

Abschließend kann man durch die Regressionen sowie der Analyse der Korrelationen den Schluss ziehen, dass die ursprüngliche Annahme, dass besonders ekelsensitive Menschen besonders konservativ sind, überholt ist. Vielmehr ist der bisher festgestellte Zusammenhang zwischen Konservatismus und Ekelsensitivität auf politisch beeinflusste Skalen zurückzuführen. In der Zukunft sollte man also daran arbeiten eine Skala zu entwickeln, die Ekelsensitivität politisch unabhängig misst.

5. Literatur

Tybur, J. M., Lieberman, D., & Griskevicius, V. (2009). Microbes, mating, and morality: Individual differences in three functional domains of disgust. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(1), 103–122. <https://doi.org/10.1037/a0015474>.

Tybur, J.M., et al., Is the relationship between pathogen avoidance and ideological conservatism explained by sexual strategies? *Evolution and Human Behavior* (2015), <http://dx.doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2015.01.006>.

Ein Versuch der Erhöhung der prädiktiven Validität des IATs mit Anwendung des Kompatibilitätsprinzips in Bezug auf Umweltverhalten.

A. S., S. E. L., L. H., Claudia E. Ortloff

Leitung: Merlin Urban M. Sc.

1. Einleitung

Ist die geringe prädiktive Validität (z.B. Kurdi et al., 2018) des Impliziten Assoziationstest (IAT; Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998) über Kompatibilität als Moderator zu erhöhen, umso bessere Verhaltensvorhersagen - u.a. im Bereich des Umweltschutzverhaltens - zu erzielen? Metaanalysen zeigten die Kompatibilität als zentralen, jedoch nicht eindeutigen Moderator des Zusammenhangs zwischen IAT und Verhalten (vgl. z.B. Kurdi et al., 2018). Laut Kompatibilitätsgesetz sollte der Abstraktionsgrad (generelle vs. spezifische Themenerhebung) des vorherzusagenden Verhaltens und der Einstellungsmessung gleich sein (Ajzen & Fishbein, 1977). Dies untersuchten wir und richteten unseren Fokus auf die experimentelle Manipulation der Kompatibilität. So leitet sich die Hypothese 1 ab: *Der IAT sagt das Verhalten genauer vorher, wenn der IAT und das entsprechende Verhalten kompatibel sind (IAT generell/Verhalten generell und IAT spezifisch/Verhalten spezifisch), als wenn beide inkompatibel sind (IAT spezifisch/Verhalten generell bzw. IAT generell/Verhalten spezifisch)*. Es ist weiterhin anzunehmen, dass im generellen Fall mehr inter-, sowie intraindividuelle Unterschiede bezüglich des Verständnisses gibt, was die Target-Kategorie im IAT bzw. das Verhalten bedeutet, als im spezifischen Fall. Generelle Messungen sollten somit ungenauer sein, was zur Hypothese 2 führt: *Mit einem spezifischen Abstraktionsgrad bei der Einstellungs- und Verhaltensmessung wird die Verhaltensvorhersage genauer ausfallen, als bei einem generellen Abstraktionsgrad*.

2. Methode

Stichprobe. In die Analyse gingen 39 Versuchspersonen (VPN) ein (27 davon weiblich; Durchschnittsalter 25,79 (SD = 10)). *Design.* Für das Experiment wurde ein 2 x 3 within Design erstellt. Der erste Faktor „Messung“ hat zwei Faktorstufen (IAT/Verhaltensmessung). Der zweite Faktor „Abstraktionsgrad“ hat drei Faktorstufen (generell, spezifisch 1 und spezifisch 2) - folglich 6 Messungen pro VPN. Für die Hypothesentestung, werden die Korrelationen zwischen den jeweiligen IATs und Verhaltensmessungen betrachtet (3 x 3 Korrelationsmatrix). *Messinstrumente.* Für jede der drei Abstraktionsgrade wurden personalisierte evaluative single-target IATs erstellt. Für den generellen IAT wählten wir die Target-Kategorie „mich umweltfreundlich verhalten“. Für die zwei spezifischen IATs wurde „mich vegetarisch ernähren“ und „mich Umweltschutzdemos anschließen“ ausgewählt. Das Stimulusmaterial der Attributkategorien „finde ich gut“ und „finde ich nicht gut“, sowie der jeweiligen Targetkategorien bestand aus Bildern. In einem ersten Durchgang durchlief jede VPN den kompatiblen und den inkompatiblen Block eines jeden IATs, darauf folgten zwei Wiederholungen (insg. drei Durchgänge). Die Reihenfolge der drei IATs, sowie die Reihenfolge der Blöcke (kompatibel/inkompatibel) wurde counterbalanciert. Die Verhaltensmessung aller drei Abstraktionsgrade fand mit je zwei Fragebogenitems statt. Der generelle Abstraktionsgrad wurde zusätzlich mit einer Kurzversion der etablierten General Ecological Behavior Scale (GEB; Kaiser & Wilson, 2004) erfasst. *Ablauf.* Die Studie bestand aus einem zwei-teiligen Onlineexperiment. Im ersten Teil wurden die beschriebenen IATs durchgeführt und im zweiten Teil die Fragebogenitems in gleicher Reihenfolge bearbeitet.

3. Ergebnisse

Aufgrund sehr niedriger Reliabilitäten der spezifischen IATs wurde sowohl von dem Vegetarisch-IAT als auch von dem Demo-IAT ein Durchgang ausgeschlossen, sodass die finalen Reliabilitäten

des Vegetarisch-IATs bei $\alpha=.39$ und des Demo-IATs bei $\alpha=.33$ lagen. Die Reliabilität des generellen Umwelt-IATs war auch ohne Ausschluss von Durchgängen akzeptabel und lag bei $\alpha=.57$. In Tabelle 1 befinden sich die Korrelationen der IATs mit den Verhaltensindizes, die durch Aggregation gebildet wurden. Entgegen unserer Kompatibilitätshypothese korreliert der generelle Umwelt-IAT gering mit den generellen Umwelt-Verhaltensindizes, sowie ähnlich gering mit den spezifischen Verhaltensindizes. Jedoch spricht es für die Hypothese, dass der spezifische Vegetarisch-IAT moderat und signifikant mit dem spezifischen Vegetarisch-Verhaltensindex korreliert, aber nur gering mit den anderen Verhaltensindizes. Auch, dass der spezifische Demo-IAT moderat und signifikant mit dem spezifischen Demo-Verhaltensindex, aber nur gering mit den anderen Verhaltensindizes korreliert spricht für unsere Kompatibilitätshypothese. Entsprechend unserer Spezifitätshypothese zeigen die spezifischen IATs mit den jeweils kompatiblen spezifischen Verhaltensindizes höhere Korrelationen als der generelle IAT mit den kompatiblen generellen Verhaltensindizes.

Tabelle 1 : Korrelationen der IATs mit den Verhaltensindizes

Verhaltensindizes	IAT		
	Umwelt (generell)	Vegetarisch (spezifisch)	Demo (spezifisch)
Umweltschutz (generell)	.14	-.00	-.23
Umweltschutz (GEB)	.20	-.07	.00
Vegetarisch (spezifisch)	.15	.46**	.11
Demo (spezifisch)	.21	.07	.32*

Anmerkungen. N=39; - * $p<.05$, ** $p<.01$

4. Diskussion

Wie es bereits publizierte Paper ergeben haben, kann auch das Ergebnismuster unseres experimentellen Designs zeigen, dass die Kompatibilität ein wichtiger Moderator für die Vorhersage von Verhalten ist. Die spezifischen IATs sagen spezifisches Verhalten besser vorher, als das generelle Verhalten. Jedoch darf man die Kompatibilitätshypothese nicht per se als zutreffend bezeichnen, da der generelle Umwelt-IAT mit dem spezifischen Verhalten ähnlich stark korreliert wie mit dem generellen Verhalten. Eine mögliche Erklärung wäre, dass aufgrund der Bearbeitung des Demo-IATs und des Vegetarisch-IATs diese Kategorien bei der Bearbeitung des Umwelt-IATs besonders salient für die VPN waren und sie somit die Bedeutung des Umwelt-IATs beeinflusst haben. Sichtbar wird an unseren Ergebnissen, dass im spezifischen Fall die Kompatibilität gilt und im generellen Fall das Muster nicht ganz so eindeutig ist, was auch für unsere zweite Hypothese spricht: die Verhaltensvorhersage im spezifischen Fall ist besser als im generellen Fall. Allerdings sind die Daten aufgrund der geringen Stichprobengröße mit Vorsicht zu genießen. Bleiben diese vorläufigen Effekte stabil, wäre dies ein Hinweis dafür, dass die Kompatibilitäts- und Spezifitätshypothesen anzunehmen sind. Als weiteren Ausblick bleibt zu überlegen, zukünftig auf die spezifische Formulierung von IATs zurückzugreifen.

5. Literatur

- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1464–1480.
- Kaiser F. G., Wilson M. (2004). Goal-directed conservation behavior: the specific composition of a general performance. *Personality and Individual Differences*, 1531-1544.
- Ajzen, I. Fishbein, M. (1977). Attitude-Behavior Relations: A Theoretical Analysis and Review of Empirical Research. *Psychological Bulletin* 1977, Vol. 84, No. 5, 888-918.
- Kurdi, B., Seitchik, A. E., Axt, J., Carroll, T., Karapetyan, A., Kaushik, N., . . . Banaji, M. R. (2018). Relationship between the Implicit Association Test and intergroup behavior: A meta-analysis. *American Psychologist*.

Verzerrungen des Augenzeugengedächtnisses durch Intergruppen-Bias? Ein Replikationsversuch von Lindholm und Christianson (1998)

**Alina Nussbaum, Josephine Schmidt, Friedrich Schmitt, Aannabelle Thierfelder,
Hannes Ullmann**

Leitung: Dr. J.M. Kaufmann

1. Einleitung

Die Glaubwürdigkeit von Augenzeugenaussagen spielt eine entscheidende Rolle bei der Fahndung, der Erstellung von Täterprofilen und der Täteridentifikation. Gleichzeitig sind Augenzeugenaussagen häufig stark fehlerbehaftet. Sie beruhen auf der Grundlage der Gedächtnis- und Wiedererkennungslleistung der Augenzeugen, die wiederum von situativen und personenbezogenen Aspekten abhängen. Demnach wäre ein möglicher Ansatz, sich diesem Thema adäquat zu nähern, die Situation von Augenzeugen als ein komplexes soziales Momentum zu begreifen, welchem unter anderem eine sozialpsychologische Konzeption intergruppaler Konflikte zugrunde liegt (Lindholm & Christianson, 1998). In dieser klassischen schwedischen Studie wurde vor allem der Einfluss von Erwartungen an die Herkunft (genauer: stereotypisch migrantisches oder nicht-migrantisches Aussehen) eines Täters auf das Augenzeugengedächtnis untersucht. Neben einem Nachteil des Gesichtergedächtnisses im Sinne eines Outgroup-Nachteils wurde außerdem postuliert, dass bei falscher Identifikation in einer Gegenüberstellung migrantisch aussehende Personen häufiger ausgewählt würden, selbst dann, wenn der Täter nicht migrantisch aussah. Da die Studie in zahlreichen Lehrbüchern exemplarisch herangezogen, jedoch vergleichsweise wenig in verwandten Studien zitiert und unseres Wissens nach bisher nicht repliziert wurde, starteten wir mit unserem Experiment einen Replikationsversuch in Deutschland.

2. Methode

Zu Beginn der mit PsyToolkit erstellten Onlinestudie wurden Informationen zu Alter, Herkunft, und Herkunft der Eltern der Versuchspersonen erhoben. Es wurden vorläufig Daten von 23 Versuchspersonen (VPn) im Alter von 19 bis 49 Jahren ($M = 22.6$) verwendet. Von diesen waren 20 deutscher und drei nichtdeutscher Herkunft. Die Instruktionen konnten auf Deutsch oder auf Englisch abgerufen werden. Als Stimulusmaterial diente uns eine von uns produzierte Fotogeschichte, welche in einer von zwei Versionen gezeigt wurde. Die Versionen unterschieden sich durch das unterschiedliche Aussehen des Täters (stereotyper deutscher oder nicht-deutscher Phänotyp), der einen Büroangestellten überfiel und beraubte. Die Zuweisung der VPn zu einer der beiden Versionen (between-design) erfolgte randomisiert. Nach der Präsentation der Fotogeschichte bearbeiteten die VPn eine zehnminütige Füllaufgabe. Im Anschluss daran folgten verschiedene Fragen zur Fotogeschichte, die der Studie von Lindholm und Christianson (1998) entnommen waren. Zum Schluss wurden acht Gesichter (darunter der Täter) in Form eines simultanen Lineups präsentiert. Die VPn sollten entscheiden, ob der Täter dabei war oder nicht, und falls ja, welches Gesicht den Täter zeigte. Die Hälfte der gezeigten Gesichter hatte stereotypisch deutsches, die andere Hälfte stereotypisch südosteuropäisch/arabisches Aussehen.

3. Ergebnisse

Die Analyse der Daten erfolgte mithilfe von R-Studio. Unser ursprünglicher Plan war, zur Auswertung der Treffergenauigkeit (abhängige Variable: Korrektheit der Täteridentifikation) eine 2×2 Varianzanalyse mit den beiden Zwischengruppen-Faktoren „Erscheinungsbild des Täters“ (migrantisch vs. nicht-migrantisch) und „Herkunft der VP“ (migrantisch vs. nicht-migrantisch) durchzuführen. Mangels migrantischer VPn mussten wir unser Modell leider um den Faktor

„Herkunft der VP“ reduzieren. Eine einfaktorielle ANOVA ergab zwar einen numerischen Unterschied in der postulierten Richtung (Anteil korrekter Identifikationen für nicht-migrantische Täter: $M = 0.70$, vs. $M = 0.62$ für migrantische Täter), dieser Unterschied war jedoch nicht statistisch signifikant ($F[1,21] = 0.16$, $p = .689$, $\eta_p^2 = .01$). Zur Untersuchung der Frage, ob im Falle falscher Täteridentifikationen häufiger migrantisch aussehende Personen bei der Gegenüberstellung fälschlicherweise ausgewählt wurden, betrachteten wir die Häufigkeiten der jeweiligen falschen Alarme. Insgesamt wurde in ca. 35% der Gegenüberstellungen nicht der richtige Täter ausgesucht. Von diesen VPn entschieden sich 25% für einen nicht-migrantischen Unschuldigen, und 75% gaben fälschlicherweise an, der Täter sei nicht dabei. In keinem Fall traf die falsche Auswahl einen migrantischen Unschuldigen.

4. Diskussion

Insgesamt konnten die Befunde von Lindholm und Christianson (1998) nicht repliziert werden: Weder war die Trefferquote für migrantische Täter geringer, noch waren diese häufiger von falschen Alarmen betroffen. Aufgrund der unzureichenden Stichprobengröße ist eine Interpretation aber nur bedingt möglich. Der numerische Vorteil in der Trefferquote für nicht-migrantisch im Vergleich zu migrantisch aussehenden Tätern (70% vs. 62% korrekt) spräche für einen „other-appearance effect“, also einer besseren Erinnerungsleistung für Gesichter, die einem selber typähnlicher sind. Allerdings war der Unterschied nicht statistisch signifikant, was auf ein Powerproblem zurückzuführen sein könnte. Eine Fortsetzung der Datenerhebung, idealerweise wie ursprünglich geplant mit einem gekreuzten Design, wäre wünschenswert. Für die Hypothese einer häufigeren Falschwahl vom migrantisch aussehenden Personen, wie von Lindholm und Christianson (1998) postuliert, fand sich allerdings überhaupt keine Evidenz. Neben der kleinen Stichprobe könnte hier auch soziale Erwünschtheit eine Rolle spielen, da die überwiegend studentischen VPn sich möglicherweise nicht als rassistisch darstellen wollten. Ebenso ist nicht auszuschließen, dass einige von ihnen in der Vorlesung der Allgemeinen Psychologie von der Studie gehört hatten, und das Experiment daher durchschauten. Ebenso ist es denkbar, dass die Ergebnisse tatsächlich nicht ohne Weiteres replizierbar sind, und die Originalstudie aus dem Jahr 1998 deswegen bisher kaum (außer in Lehrbüchern) zitiert wurde. Möglicherweise sind Vorbehalte und Vorurteile gegenüber migrantisch aussehenden Personen in der studentischen Population in Deutschland im Jahr 2020 aber tatsächlich geringer, als dies in Schweden im Jahr 1998 der Fall war.

5. Literatur

- Lindholm, T., & Christianson, S. A. (1998). Intergroup biases and eyewitness testimony. *Journal of Social Psychology*, 138(6), 710-723. doi:10.1080/00224549809603256
- Christianson, S.-Å. (1992). Emotional stress and eyewitness memory: A critical review. *Psychological Bulletin*, 112(2), 284-309. doi: 10.1037/0033-2909.112.2.284

Konservativ oder liberal?

Wie Ekel mit unserer politischen Orientierung zusammenhängt

N. G., L. W., S. G., V. R., A. E.

Leitung: Prof. Dr. Thomas Kessler

1. Einleitung

Die politisch-psychologische Forschung konnte bereits stabile, kontextunspezifische Unterschiede zwischen Konservativen und Liberalen aufzeigen. Ein stabiler Befund ist, dass Konservatismus mit einer erhöhten Ekelsensitivität einhergeht. Demnach würden sich konservative Menschen, generell leichter vor verschiedenen Stimuli ekeln und diesen somit aversiv begegnen (Terrizzi, J. R., Jr., Shook, N. J., & McDaniel, M.A., 2013). Tybur fand außerdem, dass bestimmte Kategorien von Ekel betrachtet werden sollten und unterschied zwischen pathogenem und sexuellem Ekel. Laut seiner Theorie müsste sich die politische Orientierung durch die Ekelsensitivität gegenüber sexuellen Stimuli vorhersagen lassen, die ihrerseits wieder in einem Zusammenhang mit der Ekelsensitivität gegenüber pathogenen Stimuli steht (Tybur, J. M., Lieberman, D., & Griskevicius, V., 2009).

Allerdings stellt sich die Frage, wie genau das Konstrukt des „Ekels“ in bisherigen Studien gemessen wurde. Meistens wurden Probanden mit bestimmten Stimuli konfrontiert und sollten in Selbstbericht die Intensität ihres Ekels vor dem Stimulus angeben. Elad-Strenger und Kollegen gelang es, zu zeigen, dass die Wahl der Items eine Verzerrung sowohl zugunsten von Konservativen als auch Liberalen erzeugen kann (Elad-Strenger, J., Proch, J. & Kessler, T., 2019).

In dieser Studie wurden vier in einer Pilotstudie konstruierte Skalen verwendet, um den von Tybur postulierten Zusammenhang zwischen pathogenem Ekel, sexuellen Ekel und der politischen Orientierung zu replizieren, wobei zwei der Skalen einen positiven Zusammenhang zwischen pathogenen beziehungsweise sexuellen Ekel und einer liberalen Haltung aufzeigen sollten. So soll gezeigt werden, dass bestimmten Items, wenn auch nicht direkt ersichtlich, politische Bias zugrunde liegen.

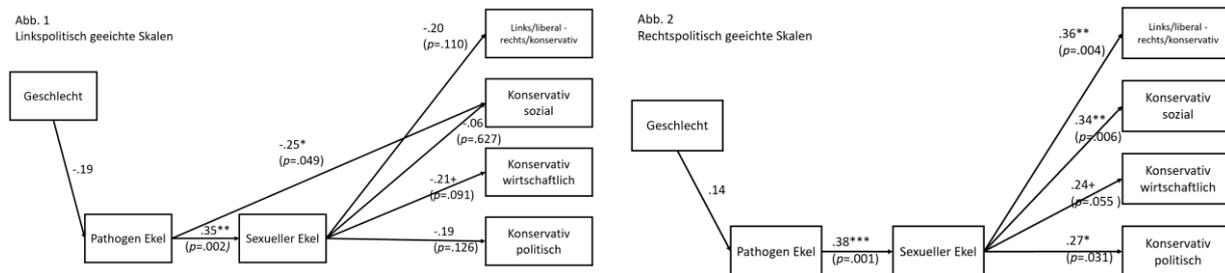
2. Methode

Die erhobene Stichprobe umfasst 150 Personen mit einer Altersverteilung von 18 bis 75 Jahren. Der Mittelwert liegt bei 28 Jahren. 96 Frauen und 53 Männer haben teilgenommen; darunter 85 Studierende. Die Stichprobe wurde über einen Onlinefragebogen befragt und über den E-Mail-Verteiler der Studienfachschaft, über soziale Netzwerke, wie Facebook und Instagram und persönliche Kontakte rekrutiert. Der Erhebungszeitraum betrug zwei Wochen. Anhand eines Between-Subject-Designs wurde die Befragung des pathogenen und sexuellen Ekels in zwei politische Bedingungen geteilt. 74 Personen beantworteten somit linksgebiaste Items und 76 Personen rechtsgebiaste. Die Skalen für die jeweilige politisch orientierte Bedingung wurden bereits in unserer Vorstudie konstruiert. Es ergaben sich in Korrelation mit zwei politischen Ankeritems jeweils 8 Items pro Skala. Die mit dem liberalen Anker korrelierende Skala weist eine innere Konsistenz von $\alpha=.763$ auf, die Skala, die mit dem konservativen Anker korreliert eine innere Konsistenz von $\alpha=.850$. Für die Messung der politischen Einstellung, bearbeiteten die Probanden ein Item zur Selbstpositionierung auf einem politischen Spektrum (von 1 „links“ bis 7 „rechts“), drei Items aus einer Umfrage von Tybur, Inbar, Güler und Molho (2015), die die politische Einordnung noch einmal in ökonomische, soziale und politische Werte unterteilen (7 Stufen, von „links/liberal“ bis „rechts/konservativ“). Nun haben wir eine innere Konsistenz von $\alpha=.638$.

3. Ergebnisse

Die Instrumente für die Messung der politischen Einstellung korrelierten untereinander mittel bis hoch ($r=.656^*$ bis $r=.871^*$), weshalb davon auszugehen ist, dass die politische Orientierung zuverlässig erfasst wurde. Zwischen den Skalen für pathogenen und sexuellem Ekel mit links gebiastem Item besteht eine Korrelation von $r=.366^{**}$, zwischen den Skalen mit rechts gebiastem Items eine Korrelation von $r=.355^{**}$.

Es wurden mehrere lineare Regressionen aufgestellt mit den Variablen Geschlecht, Pathogener Ekel und Sexueller Ekel (letztere gemessen durch unsere selbstkonstruierten Skalen) als unabhängige Variablen und der politischen Orientierung (gemessen durch die Items von Tybur zu sozialem, wirtschaftlichen und politischem Konservatismus und der Selbsteinschätzung) als abhängige Variable. Die Werte der Regressionskoeffizienten können den folgenden Abbildungen entnommen werden.



4. Diskussion

Dem Großteil der bisherigen Forschung widersprechend konnte gezeigt werden, dass Ekel nicht generell bei Konservativen höher ausgeprägt ist und somit keine generellen Verhaltensunterschiede auf Ekel zurückzuführen sind (Elad-Strenger et al., 2019). Die Ergebnisse bezüglich des Zusammenhangs von sexuellem und pathogenem Ekel und einer konservativen Einstellung, welche Tybur et al. 2009 aufwiesen, konnten auch in dieser Studie gefunden werden. Allerdings ergibt sich in dieser Studie zusätzlich ein direkter Zusammenhang zwischen pathogenem Ekel und sozialem Konservatismus, der Tyburs Modell nicht entspricht.

Der Zusammenhang zwischen sexuellem und pathogenem Ekel und einer liberalen Einstellung ist in dieser Studie nicht signifikant, es sind aber deutliche Tendenzen erkennbar, dass es Items gibt, vor denen sich Liberale mehr ekeln als Konservative. In dieser Studie konnte also gezeigt werden, dass Ekel nicht kontextunspezifisch bei Konservativen höher ausgeprägt ist, sondern dass der Ekel durch die Auswahl der Items bestimmt wird. Eine Erklärung für die nicht signifikanten Ergebnisse kann die Auswahl der verwendeten Items sein, welche nicht genug den Themenbereichen entsprachen, vor denen sich Liberale ekeln. Zudem wäre es möglich, dass sich mit einer Vergrößerung der Stichprobe der Zusammenhang zwischen sexuellem Ekel und der liberalen politischen Einstellung deutlicher abbilden ließe.

Für die zukünftige Forschung wäre es deshalb wichtig, durch eine möglicherweise andere Ausgangsselektion nach weiteren Szenarien für sexuellen und pathogenen Ekel zu suchen, die tatsächlich für Liberale ekelerregend sind. Diese Items sollten dann an einer größeren Stichprobe, als in dieser Studie erhoben, durchgeführt werden.

1. 5. Literatur

- Elad-Strenger, J., Proch, J. & Kessler, T. (2019) Is Disgust a “Conservative” Emotion?. *Personality and Social Psychological Bulletin*, 00(0), 1-17.
- Terrizzi, J. R., Jr., Shook, N. J., & McDaniel, M. A. (2013). The behavioral immune system and social conservatism: A meta-analysis. *Evolution and Human Behavior*, 34, 99-108.
- Tybur, J. M., Lieberman, D., & Griskevicius, V. (2009). Microbes, mating, and morality: Individual differences in three functional domains of disgust. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, 103-122

Programm

	<u>Stream 1</u>	<u>Stream 2</u>	<u>Stream 3</u>	<u>Stream 4</u>
Link: Meeting-ID: Passwort: Host: Jury:	https://uni-jena-de.zoom.us/j/99634221289 996 3422 1289 stream1 Merlin Urban Peter Noack, Denise Humble, Julia Freitag	https://uni-jena-de.zoom.us/j/92793805651 927 9380 5651 stream2 Adrian Jusepeitis Tobias Koch, Helene Kreysa, Jenny Bauer	https://uni-jena-de.zoom.us/j/6688078501 668 807 8501 stream3 Mrudula Arunkumar Michaela Riediger, Romi Zäske, Leonie Kuhn	https://uni-jena-de.zoom.us/j/92313902717 923 1390 2717 stream4 Juhi Jayesh Parmar Stefan Schweinberger, Andrea Schlesier, Lena Schenker
14:00 – 14:20	Gruppe 1 <i>How to train your brain - Effects of neurofeedback training on the mirror neuron system</i>	Gruppe 2 <i>Unterschiedliche Stufen der Altersdiskriminierung: Beeinflussen Kontextinformationen die Einstellung gegenüber älteren Erwachsenen?</i>	Gruppe 3 <i>Meaning the Same? How Emotion Words are Understood by People of Different Ages</i>	Gruppe 5 <i>Hände gewaschen, Mundschutz auf – jetzt bin ich sicher! Einfluss von Infektionsschutz auf die Risikowahrnehmung</i>
14:25 – 14:45	Gruppe 16 <i>Verzerrungen des Augenzeugengedächtnisses durch Intergruppen-Bias? Ein Replikationsversuch von Lindholm und Christianson (1998)</i>	Gruppe 7 <i>Der Ton macht die Empathie - Wie unser Musikgeschmack unsere Perspektivübernahme beeinflusst</i>	Gruppe 6 <i>Why the Words We Use Matter: Effects of Labelling and Contact on Age Stereotypes</i>	Gruppe 9 <i>Einfluss belastender Kindheitserfahrungen auf das Angst- und Depressionserleben während der Corona-Pandemie</i>
14:50 – 15:10	Gruppe 10 <i>Wie glaubhaft sind Ohrenzeugenaussagen?</i>	Gruppe 8 <i>Sieht sie, was er nicht sieht? Die Rolle des sozialen Geschlechts in der Perspektivenübernahme</i>	Gruppe 13 <i>„Hörst du, was ich fühle?“ Adaptationseffekte bei der Emotionswahrnehmung in der Stimme</i>	Gruppe 12 <i>Activating age stereotypes with category and context information</i>
15:15 – 15:35	Gruppe 11 <i>No country for old men? - Context Influence on Implicit Ageism</i>	Gruppe 4 <i>Einfluss von Dankbarkeit auf den impliziten Selbstwert</i>	Gruppe 14 <i>Sie ekeln sich schnell? Dann sind sie wohl konservativ.</i>	Gruppe 15 <i>Ein Versuch der Erhöhung der prädiktiven Validität des IATs mit Anwendung des Kompatibilitätsprinzips in Bezug auf Umweltverhalten.</i>
15:40 – 16:00	Gruppe 17 <i>Konservativ oder liberal? Wie Ekel mit unserer politischen Orientierung zusammenhängt</i>			