



**Plattform für Umfragen,
Methoden und empirische Analysen (PUMA)**

PUMA Survey III

Ergebnisberichte der einzelnen PUMA-Befragungsmodule

Februar 2018

Plattform für Umfragen, Methoden und empirische Analysen
(PUMA)

Rathausstraße 19/1/9
1010 Wien

www.puma-plattform.at

VORWORT

PUMA, die **Plattform für Umfragen, Methoden und empirische Analysen** ist ein Kooperationsprojekt, das vom Bundesministerium für Wissenschaft, Forschung und Wirtschaft (BMWFW) im Rahmen der Hochschulraumstrukturmittel 2013 gefördert wird.

PUMA schreibt in regelmäßigen Abständen die Förderung sozialwissenschaftlicher Umfragemodule aus, aus denen nach einem externen anonymen Begutachtungsverfahren die besten Einreichungen ausgewählt werden.

Im folgenden Bericht finden Sie die zentralen Ergebnisse des PUMA Survey III. Die Datensätze können bei der Projektkoordination (katharina.goetsch@univie.ac.at) für wissenschaftliche Zwecke kostenfrei anzufragen. In Zukunft werden sie über das Austrian Social Science Data Archive (AUSSDA) verfügbar sein.

Der vorliegende Bericht ist mit folgender Referenzierung zu nutzen:

PUMA (2018). PUMA Survey III (2017) - Modulberichte. Einblicke in Österreichs gesellschaftlichen Wandel, Wien.

Die PUMA-Projektleiterin

Univ.-Prof. Dr. Sylvia Kritzinger

Informationen zum Projekt PUMA:

Name: Plattform für Umfragen, Methoden und empirische Analysen (PUMA)

Laufzeit: 2014-2018

Leitung: Universität Wien, Univ.-Prof. Dr. Sylvia Kritzinger

Projektkoordination: Mag. Dr. Katharina Götsch

Partnerorganisationen:



Assoziierte Organisationen:



Fördergeber:



Informationen zur Befragung

Allgemeines

Der PUMA Survey III besteht aus insgesamt sechs einzelnen Modulen, aufgeteilt auf zwei Stichproben. Die Module wurden über eine öffentliche Ausschreibung von PUMA eingereicht und einem externen anonymen Begutachtungsverfahren unterzogen.

Die Befragung wurde von PUMA (unter der Leitung der Universität Wien) beauftragt und von Statistik Austria durchgeführt. Die Finanzierung der PUMA Surveys sowie des PUMA-Projekts erfolgt durch das BWF im Rahmen der Hochschulraumstrukturmittel 2013.

Die Umfrage wurde als Online-Befragung mit der Option eines Papierfragebogens durchgeführt. Die RespondentInnen wurden mehrfach kontaktiert und erhielten Incentives in verschiedener Höhe und Form (experimentell variiert).

Die Umfrage fand in deutscher Sprache statt. Einige der folgenden Teilberichte sind in englischer Sprache verfasst, da die Teams teilweise multilingual zusammengesetzt sind.

Es handelte sich um eine Querschnittsbefragung.

Stichprobe

Die repräsentative Zufallsstichprobe wurde über das Zentrale Melderegister (ZMR) gezogen. Grundlage ist die Wohnbevölkerung in Österreich zwischen 16 und 74 Jahren.

Für die erste Stichprobe (Module 1-3) besteht die Nettostichprobe aus 659 ausgefüllten Fragebogen. Für die zweite Stichprobe (Module 4-6) gingen 497 ausgefüllte Fragebogen ein.

Erhebungszeitraum

15.9.2017-31.10.2017

Principal Investigators

Die Namen der jeweiligen ModulurheberInnen finden Sie in den entsprechenden Abschnitten dieses Dokuments.

Inhaltsverzeichnis: Überblick über die Module

1. Overcoming the positivity bias in life satisfaction assessment	5
2. The antecedents and consequences of “News finds me” perception in online political information seeking	9
3. Wer hat die Wahl gewonnen?	13
4. Der lange Arm der Arbeit: Regulationsanforderungen, kognitive Flexibilität und Abschalten von der Arbeit in der Freizeit	18
5. The effects of cross-cutting exposure on populist and anti-immigrant attitudes	22
6. Conjoint experiment: welfare, immigration & deservingness	25

1. Overcoming the positivity bias in life satisfaction assessment

Ivo Ponocny, MODUL University Vienna

Eduard Brandstätter, Johannes Kepler-Universität Linz

Christian Weismayer, MODUL University Vienna

Research interest and scientific goals

Self-ratings of life satisfaction and happiness often tend to disclose some harm and mischief people actually experience in life (see Staudinger, 2000, “happiness paradox”, Cummins & Nistico, 2002, “positivity bias”, and Ponocny, Weismayer, Dressler, & Stross, 2017). Therefore, an alternative classification called “narrated well-being” (NWB) was developed by the latter authors which seems to more directly reflect the negative circumstances in people’s lives, as tested on the basis of 500 quality-of-life interviews. However, this rating scheme could only be applied to external ratings of life narratives, but not to self-ratings, a gap to be filled by the present report. Similarly, the assessment of the most influential well- and ill-being drivers via open-ended questions – leaving it to the citizens which aspects of life they want to tell about – was not assessed in a large-scale assessment framework with a representative sampling frame.

Furthermore, the question *why* in part drastic negative circumstance do not produce more negative self-ratings drew the attention on the role of obligation and burden, with the suspicion that persons with obligations tend to emphasize how well they cope with their challenges rather than evaluate based on their personal happiness. If this is true, then there is an ambiguity regarding the meaning of those self-ratings, with the potential for misinterpretation by researchers. These thoughts, if correct, will particularly apply to persons with responsibility for persons dependent on them, such as children and teenagers, and persons giving informal care.

Consequently, the research goals are to

- determine the extent of burdensome circumstances, including demanding obligations, in the life of the Austrians
- and assess in particular to which extent burden and obligations change the meaning of life satisfaction ratings
- describe the well-being of the Austrian population in terms of the NWB classification, shedding an alternative light on negative life circumstances and their well-being consequences
- compare the NWB conclusions to the outcome of standard methodology, and evaluate the added value of applying NWB in a large-scale setting, and of including them in official national well-being assessment

Theoretical and methodological considerations

The predominant definition of subjective well-being (SWB, Diener, 1984) evaluates human lives via positive vs. negative emotions and a cognitive global evaluation (see also Haybron, 2008), without explicitly relating to coping, resilience or commitment to burden. However, it will occur that personal wishes are mentally pushed aside, or that the concentration on or even consideration of one’s own happiness would provoke bad conscience, as well as there is a social norm that one should not

complain about one's life. Philosophically speaking, this relates to a Kantian view, a quite reserved attitude towards happiness being of no genuine moral value. The sense of duty outweighs the desire for mere pleasure. But this means, from a psychometrician's perspective, *if* people are in a situation which drives them to downweigh their own pleasure, they might weigh down their actual discomfort as less important, as long as if they are able to fulfill their duties (such as double or triple burden of housekeeping, pampering children and having a job in order to earn money for one's family).

In fact, qualitative interview content (Ponocny, Weismayer, Dressler, & Stross, 2017) actually provides passages of this kind: It is quite common, in particular for women, to state that one is doing well as long as one's family does well. This suggests that these persons do not put that much importance on their personal well-being. But even worse for the interpretability of the self-ratings would be if the following assumption is true: if people have severe problems in life, they may immediately put more emphasis on overcoming them than on their personal current well-being, considering pleasure secondary compared to efficiently overcoming troubles. Happiness ratings would no longer evaluate happiness, then, in a sense.

The NWB classification. One consequence of the discrepancies between life satisfaction ratings and life narrative content was to develop the narrated well-being classification (Ponocny, Weismayer, Dressler, & Stross, 2017), which explicitly integrated verbal anchoring and elements of resilience and coping. The categories are called 10 *light-hearted happiness*, 9 *light-hearted happiness with minor impairment*, 8 *resilient happiness*, 7 *still positive hedonic balance but impaired in central area*, 6 *ambiguity*, 5 *balanced positive versus negative emotions*, 4 *indifference*, 3 *unfulfilled*, 2 *disharmonious life but with support*, 1 *disharmonious life without support*, 0 *dominant depression*.

The questionnaire on which this study is based therefore comprises, apart from the standard ratings about life satisfaction and happiness, the NWB classification as well as questions about obligations and an explicit question whether life satisfaction was rated rather by hedonic or by coping considerations. Additionally, there are open questions about the most influential positive and negative aspects of life, and about negative well-being impacts due to other persons.

The main hypotheses to be tested by this study are as follows:

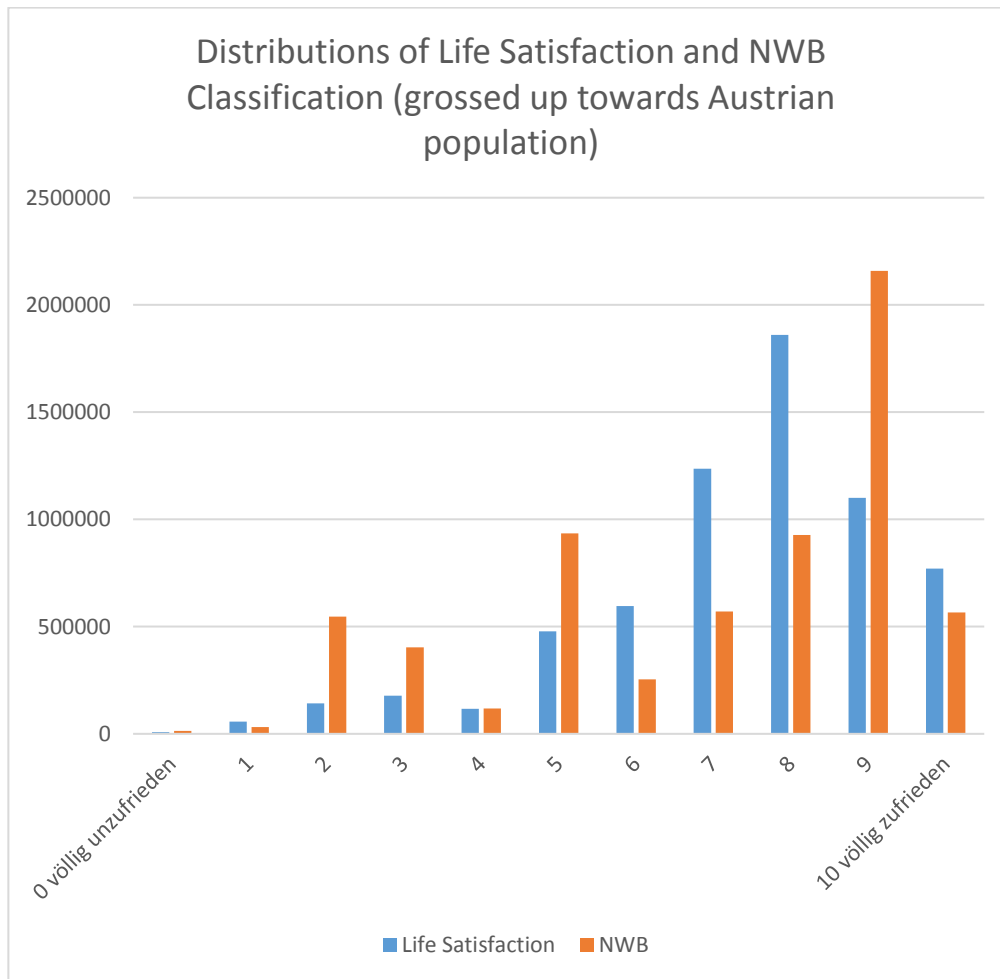
First hypothesis: The narrated well-being classification shows less ceiling effects than standard self-ratings, but distributions similar to external ratings.

Second hypothesis: Part of the persons who considered coping aspects as relevant for their life satisfaction rating tend to a positive self-rating in spite of the presence of negative life circumstances. In particular, it shall be tested whether very positive self-ratings coincide not only with favourable life situations, but also with very burdensome.

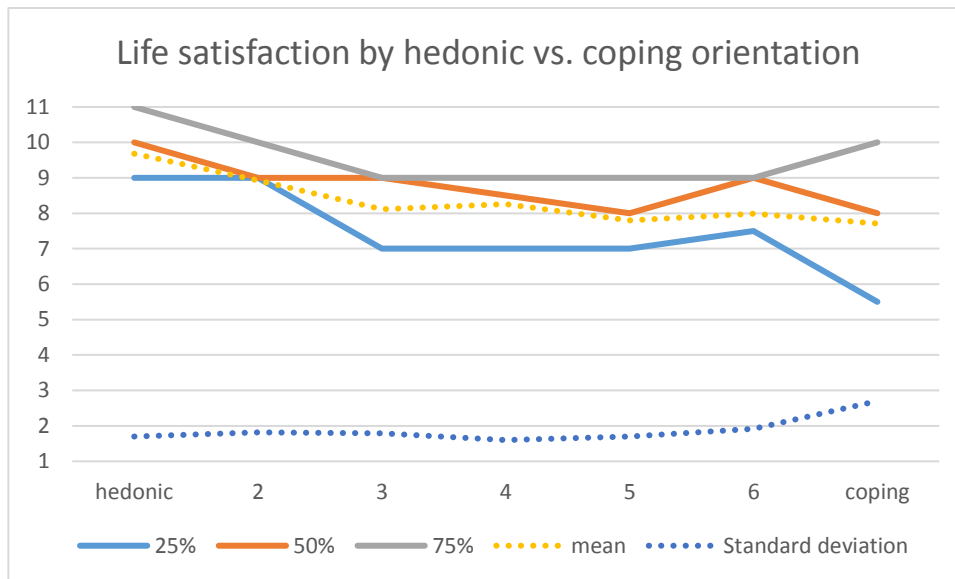
Selected Results

Comparing the distribution of the standard life satisfaction rating with the NWB classification (grossed up to population estimates), it is seen that – when it comes to self-rating – the category *light-hearted happiness with minor impairment* seems extremely attractive, which is the only substantial difference to the external ratings of Ponocny et al. (2017) where the category *resilient happiness* was more attractive, standing for substantial impairment but efficient coping. But as expected, there is more weight on some critical ratings, in particular 5 *balance of negative and positive emotions*, 3 *unfulfilled life*, and even 2 *disharmonious life*, but with positive aspects as well. This assumed neutrality of category 5 does not seem to have a counterpart in the standard self-rating. Before applying NWB to

large scale settings, this most attractive category needs to be investigated more closely. However, a total of 2.3 million does not consider their emotional experience as more positive than negative, and 3.8 million can be assumed to be confronted by at least one circumstance which substantially impairs their mood and needs some coping.



Regarding the meaning of the life satisfaction ratings, in particular whether it is rather interpreted as enjoying life or rather as coping with life challenges, there have been no simple relationships observed. However, the variance of the life satisfaction ratings is significantly larger when people involve coping aspects, which was expected since burden was assumed to decrease life satisfaction averages, but also to change aspiration levels for some of those involved, leading to higher levels in turn. At any rate, the chart shows that the functional relationship between coping orientation and life satisfaction is different on different levels of the coping orientation. Accordingly, coping orientation explains parts of the variation of life satisfaction ratings given the same NWB classification (partial correlation -0.242 , $p < 0.001$), but with a rather moderate effect size: People with similar (self-rated) hedonic balance tend to rate their life satisfaction more positive when they focus on coping aspects, as hypothesized. However, the effect size does not prove that this effect would be a strong one.



References

Cummins, R. A., & Nistico, H. (2002). Maintaining life satisfaction: The role of positive cognitive bias. *Journal of Happiness Studies*, 3 (1), 37–69.

Ponocny, I., Weismayer, C., Stross, B., & Dressler, S. G. (2017). Are most people happy? Exploring the meaning of subjective well-being ratings. *Journal of Happiness Studies*, 17(6), 2635-2653.

Staudinger, U. M. (2000). Viele Gründe sprechen dagegen, und trotzdem geht es vielen Menschen gut: Das Paradox des subjektiven Wohlbefindens. [In spite of many causes, many people are well off: The paradox of subjective well-being]. *Psychologische Rundschau*, 51 (4), 185–197.

2. The antecedents and consequences of “News finds me” perception in online political information seeking

Hyunjin Song, Homero Gil de Zúñiga, & Hajo G. Boomgaarden

Department of Communication, University of Vienna

Research interests and objectives

Prior research suggest that social networking sites and digital media become more dominant source of which citizens acquire political information. Nearly more than half of Facebook and Twitter users in the U.S. get news on those sites, and 34% of Facebook news consumers “like” (i.e., subscribe to) news organizations or individual journalists (Matsa & Mitchell, 2014). This trends is also evident in Europe and across the globe, such that approximately half of citizens of 26 countries (including 17 EU countries) across globe use Facebook for discovering and consuming news content online (Reuters institute digital news report, 2016).

As citizens become increasingly “encounter” news and political information inadvertently online, they might perceive themselves being well informed about politics without actively seeking for political information, which we may label as “news finds me” (NFM) perception. Such perception stems from an individual’s belief that a) they are well informed about current events and political affairs despite not purposefully following news (“not purposefully following news” dimension), presumably b) by relying on their friends and peers in their network to tell them what’s important when news happen (“reliance on network” dimension), and consequently, c) they would not worry about keeping up with the news and current affairs since they believe news will “find” them eventually (“news finds me” dimension). Based on these considerations, we first attempt to further advance the measurement of “news finds me” perception that reflect such dimensions.

Theoretical and methodological framework

Conceptually, the NFM perception taps an individual’s ideocratic perception regarding one’s perceived ability to be informed based on information that others in their social network may provide. Therefore it represents relatively a passive form of information seeking motivations, largely relying their available information shortcuts around their social networks in terms of “division of labor” in reducing information cost for making informed judgment (Berelson, Lazarsfeld, & McPhee, 1954; Downs, 1957; Huckfeldt & Sprague, 1995; McClurg, 2003). If people use their social networks as shortcuts for gathering political information (Huckfeldt 2001; Huckfeldt & Sprague 1995), they are more likely to perceive that their social networks provides sufficient level of political information (that are required to be stay informed and make a reasonable decision if need be) when they have “knowledgeable” informants in their network (McClurg, 2006). This may suggest that an individual may perceive themselves as being well informed (or, at least being “ready” to be informed) without actively seeking out relevant information, and more likely to do so especially when they maintain social networks with politically expert informants. Indeed, one of the most common effects observed from the social network literature is that people *learn* from their informants in their surrounding networks (e.g., Beck et al., 2002; Huckfeldt, 2001; Richey, 2008). Since the interpersonal exchange of such political information is not a costly exercise in general (Downs, 1957; also see Lenart, 1994; Kim et al., 1999), citizens are more likely to talk with those whom they perceive to be more knowledgeable and interested in politics when the opportunity arises (e.g., within election settings or with some

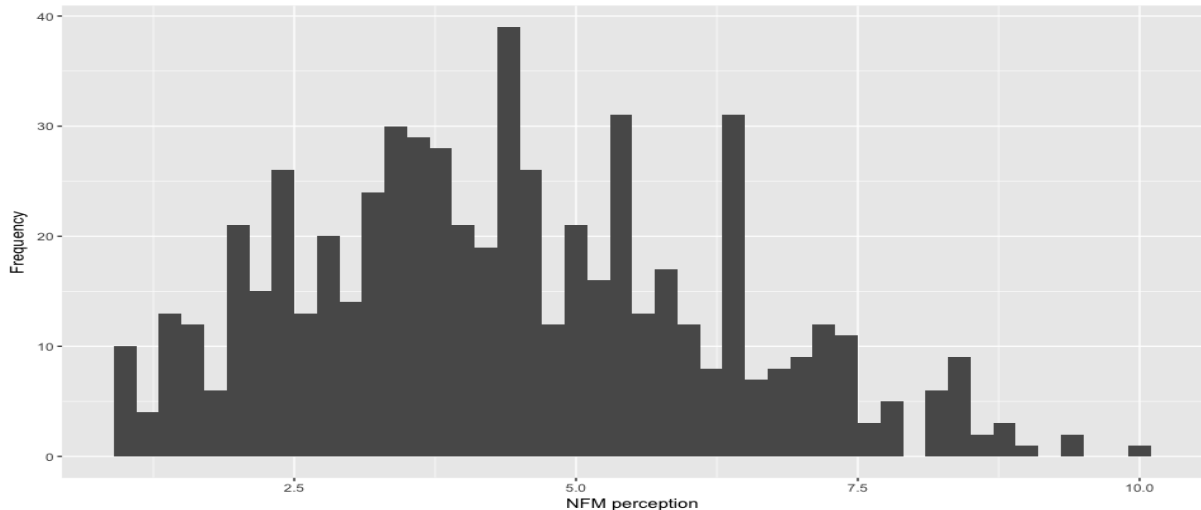
unexpected political events), and encountering political information appears to be no exception in this regard. Therefore, it is expected that the level of network expertise is significantly related to the NFM perception.

Another consideration in identifying potential correlates of NFM perception concerns with exposure to disagreement (diversity) within one's social network. Abundance of research in political discussion network suggests that exposure to disagreement, or maintaining politically diverse social network, positively contributes to one's political knowledge (for a broad review, see Schmitt-Beck & Lup, 2013; also see Eveland & Hively, 2009; Holbert, Benoit, Hansen, & Wen, 2002). Also, those who rely on social shortcuts may run the risk of being misled or misinformed by biased (one-sided) information from informants (Downs, 1957), exposure to competing perspectives from those who hold divergent preferences may safeguard them from being misinformed. This may suggest that holding diverse social network may be positively correlated with higher NFM perception.

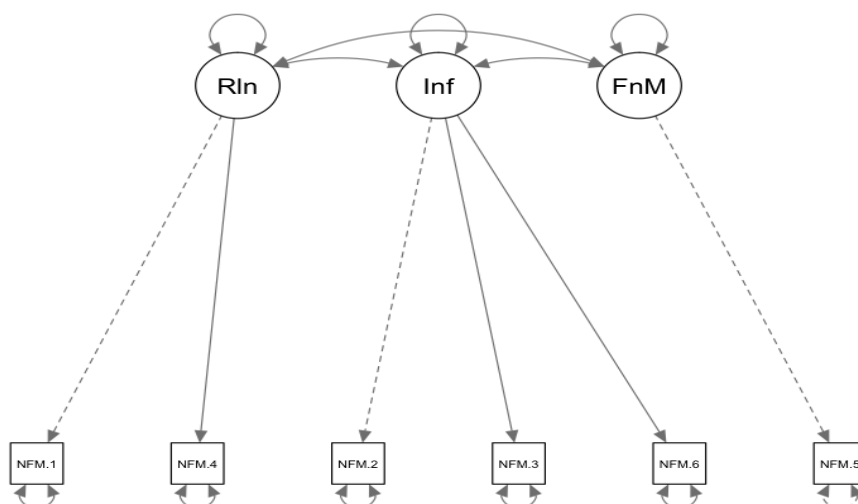
Prior studies repeatedly indicate that one's strong ties (family and close friends) or core discussion partners (relationally close discussants) are more likely to be homogenous with respect to various socio/political characteristics, including politics (e.g., McPherson, Smith-Lovin & Cook 2001; Huckfeldt & Sprague 1995; Pattie & Johnston 2009). In contrast, one's more distant friends, mere acquaintances, or those who have less intimacy and shared social environment -- which often denoted as weak ties (Granovetter, 1973; Lake & Huckfeldt, 1998; Wellman, 1997) -- are thought to be source of diverse, novel, and nonredundant information including their political preferences. This is because choices of conversation partners are often constrained and, even if they prefer to avoid it, many citizens find themselves confronted with views they do not share (e.g., Lazer et al., 2010). Based on these considerations, we investigate possible relationship between NFM perception and (1) political expertise and (2) diversity within one's political discussion network, both in their strong and weak tie political discussion network.

First results

First, we look at the distribution of News Finds Me perception within Austrian general population. Following a recent conceptualization of News Finds Me perception as "people's perceptions that news will simply 'find' them without seeking it" (Gil de Zúñiga et al., 2017, p. 107), NFM perception in our sample were measured using 6-item scale tapping the passive motivation to encounter news without actively seeking them ($M = 4.41$, $SD = 1.83$). Questions include: "*I rely on my friends to tell me what's important when news happen,*" "*I can be well-informed even when I don't actively follow the news,*" "*I do not worry about keeping up with the news because I know news will find me,*" "*I rely on information from my friends based on what they like or follow through social media,*" "*I do not have to actively seek news because when important public affairs break, they will get to me in social media,*" and "*I'm up-to-day and informed about public affairs news, even when I do not actively seek news myself,*" all anchored on a 10-point scale from "strongly disagree" (=1) to "strongly agree" (=10). Over 50% of our sample scored less than 4.25 on the NFM scale, and middle 68% of the sample scored between 2.5 to 6.33 on the scale, indicating that level of NFM perception within Austria is rather bit high compared to other countries such as US ($M = 3.58$, $SD = 1.76$: see Gil de Zúñiga et al., 2017).



Next, we look at the internal factor structure of NFM perception, and further, its possible predictors focusing on its relationship with a series of social network-related variables. To investigate and confirming the underlying internal structure of the NFM perception, exploratory (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) were conducted. An EFA suggested that an original 6-item measure of NFM is comprised of three interrelated factors, consists of “*network reliance*” (items: *I rely on my friends to tell me what's important when news happen*, and *I rely on information from my friends based on what they like or follow through social media*), “*well informed*” (*I can be well-informed even when I don't actively follow the news, I do not worry about keeping up with the news because I know news will find me*, and *I'm up-to-day and informed about public affairs news, even when I do not actively seek news myself*), and “*they will find me*” (*I do not have to actively seek news because when important public affairs break, they will get to me in social media*) dimensions. Using three-factor solution as described in below figure, a CFA confirmed a reasonably acceptable model fit, as indicated by a series of fit statistics: CFI = .961, TLI = .917, RMSEA = .082 (90% CI = [.057, .110]), and SRMR = .037, confirming its internal factor structure.



** **Rln**: network reliance, **Inf**: well informed, and **FnM**: they will find me.

Next, we look at the possible correlates of NFM perception (separately for each subdimensions) focusing on its relationship with a series of political discussion-related variables. Among hypothesized predictors, only weak tie discussion frequency was found to be related to “Finds Me” subdimension of the scale, $b = .41$, $SE = .18$, $p < .05$, while education level uniquely reduces NFM perception across all three subdimensions.

	NFM Reliance	NFM Informed	NFM FindsMe
(Intercept)	6.15 (.90) ^{***}	5.92 (.85) ^{***}	9.12 (1.19) ^{***}
Strong tie frequency	-.24 (.13)	-.24 (.13)	-.28 (.18)
Strong tie expertise	.18 (.16)	.06 (.15)	.07 (.21)
Strong tie disagreement	-.07 (.13)	.15 (.13)	-.02 (.18)
Weak tie frequency	.11 (.13)	.17 (.13)	.41 (.18) [*]
Weak tie expertise	-.02 (.16)	.08 (.16)	-.41 (.22)
Weak tie disagreement	-.12 (.13)	-.13 (.13)	-.31 (.18)
Interest	-.19 (.15)	-.08 (.14)	-.01 (.20)
Gender	.24 (.20)	.17 (.19)	.48 (.27)
Age (in 10 years)	-.12 (.06)	.05 (.06)	-.27 (.08) ^{**}
Education level	-.10 (.04) [*]	-.10 (.04) ^{**}	-.17 (.05) ^{***}
Household income	-.04 (.03)	-.07 (.03) [*]	-.14 (.04) ^{***}
R ²	0.07	0.07	0.11
Adj. R ²	0.05	0.05	0.09
Num. obs.	509	511	513
RMSE	2.15	2.05	2.88

3. Wer hat die Wahl gewonnen?

Die WählerInnenwahrnehmung der Legitimität eines Regierungsauftrags

Thomas M. Meyer & Markus Wagner

Universität Wien, Institut für Staatswissenschaft

Forschungsinteresse und Zielsetzung

Wahlen gelten als Ausdruck des WählerInnenwillens, der sich auch im anschließenden Regierungsbildungsprozess widerspiegeln soll. In vielen Demokratien sind Wahlergebnisse jedoch oft nicht eindeutig, da keine Partei die absolute Mehrheit der Stimmen (oder Sitze) gewinnt. Stattdessen ist die Regierungsbildung das Ergebnis von Verhandlungen, die oft erst nach der Wahl beginnen. Dieses Modul beschäftigt sich mit der Frage, welche Parteien auf Basis ihrer Wahlergebnisse als legitime Regierungsparteien wahrgenommen werden.

In einem Umfrageexperiment zeigten wir den Befragten eine Reihe von Wahlergebnissen und baten sie, die Legitimität eines Regierungsbildungsauftrags für die beiden größten Parteien zu beurteilen. Die Erwartung war, dass die Legitimität des Regierungsmandats einer Partei von 1) Stimmengewinnen bzw. -verlusten seit der letzten Wahl und 2) der Art des Parteiensystems beeinflusst wird. Insbesondere sollte die Legitimität der zweitgrößten Partei zur Regierungsbildung dann höher sein, wenn sie 1) im Vergleich zu der vorherigen Wahl Stimmen gewonnen hat und 2) wenn ihr ähnlich viele Koalitionsoptionen zur Verfügung stehen wie der größten Partei. Die Ergebnisse des Umfrageexperiments bestätigen beide Erwartungen.

Theoretische und methodische Überlegungen

Theoretische Überlegungen

Generell ist in der Literatur wenig darüber bekannt, wie WählerInnen die Legitimität von potentiellen Regierungsparteien einschätzen. Die meisten Forschungsarbeiten konzentrieren sich auf die Eliteebene, insbesondere auf die Frage, welche Partei am ehesten mit der Regierungsbildung beauftragt wird (Bäck und Dumont 2008; Glasgow et al. 2011; Mattila und Raunio 2004; Warwick 1996). Wir verwenden diese Forschung als Grundlage für unsere Hypothesen auf WählerInnenebene.

Es gibt eine Reihe von Faktoren, die beeinflussen, welche Partei am ehesten mit der Regierungsbildung beauftragt wird. Erstens erhalten eher größere Parteien den Regierungsbildungsauftrag, wobei die größte Partei einen zusätzlichen „Bonus“ erhält (z. B. Glasgow et al. 2011). Zweitens werden Wahlgewinner, die seit den letzten Wahlen Stimmen dazugewonnen haben, eher mit der Regierungsbildung betraut als Wahlverlierer (Mattila und Raunio 2004). Drittens werden Parteien der „Mitte“, die zum Beispiel Koalitionen nach links und rechts schließen können, eher ausgewählt als solche die extremere Positionen beziehen (z. B. Bäck und Dumont 2008). Darüber hinaus beeinflusst das institutionelle Umfeld (z. B. die Macht des Staatsoberhauptes, das Parteiensystem) die Chancen, dass die größte Partei den Regierungsbildungsauftrag erhält (z. B. Glasgow et al. 2011).

Wir erwarten, dass ähnliche Faktoren die WählerInnen-Wahrnehmung bezüglich der Legitimität eines Regierungsbildungsauftrags beeinflussen. Generell sollte die größte Partei auch die höchste

Legitimität haben, aber mehrere Faktoren könnten diese Erwartung verändern. Erstens sollten Stimmengewinne und -verluste die Legitimitätswahrnehmung beeinflussen: Erhebliche Stimmenzuwächse seit den letzten Wahlen erhöhen ihre Legitimität, während Wahlverluste sie dämpfen. Zweitens argumentieren wir, dass die WählerInnen Parteistärke auch im Kontext des Parteiensystems evaluieren. In einigen Parteiensystemen dominiert die größte Partei den Regierungsbildungsprozess, da sie an vielen möglichen Mehrheitskoalitionen beteiligt ist. In anderen, meist stärker fragmentierten, Parteiensystemen können viele verschiedene Parteien Mehrheitskoalitionen bilden. In diesem Kontext kommt der (relativ) größten Partei keine solche Ausnahmestellung zu. Daher sollte auch die wahrgenommene Legitimität im Vergleich zu anderen Parteien weniger stark ausgeprägt sein.

Um Kontexteffekte im Umfrageexperiment zu reduzieren, verzichteten wir auf das Testen weiterer Hypothesen – etwa in Bezug auf Parteienlabels und ideologischer Nähe zu bestimmten Parteien. Die Einbeziehung von Parteilabels könnte die Antworten verzerren, was in einer kleinen Stichprobe schwer zu kontrollieren ist. Wir möchten solche Effekte aber in zukünftigen Untersuchungen näher analysieren. Zusammenfassend formulieren wir die folgenden zwei Hypothesen:

H1: Die größte Partei wird (im Vergleich zur zweitgrößten Partei) vor allem dann als legitim für die Regierungsbildung angesehen, wenn sie im Vergleich zu den vorherigen Wahlen Stimmen dazugewonnen hat.

H2: Die größte Partei wird (im Vergleich zur zweitgrößten Partei) vor allem dann als legitim für die Regierungsbildung angesehen, wenn sie wesentlich mehr Koalitionsoptionen hat (als andere Parteien).

Methodische Überlegungen

Zum Testen der Hypothesen wurden die Befragten zufällig mit verschiedenen Szenarien von Wahlergebnissen konfrontiert. Anschließend wurden sie gebeten, die Legitimität des Regierungsbildungsauftrags für die größte und die zweitgrößte Partei zu evaluieren. Ein Beispiel findet sich in Abbildung 1. Zum Testen der Hypothesen wurde die Legitimität der stimmstärksten Partei mit der zweitstärksten Partei verglichen.

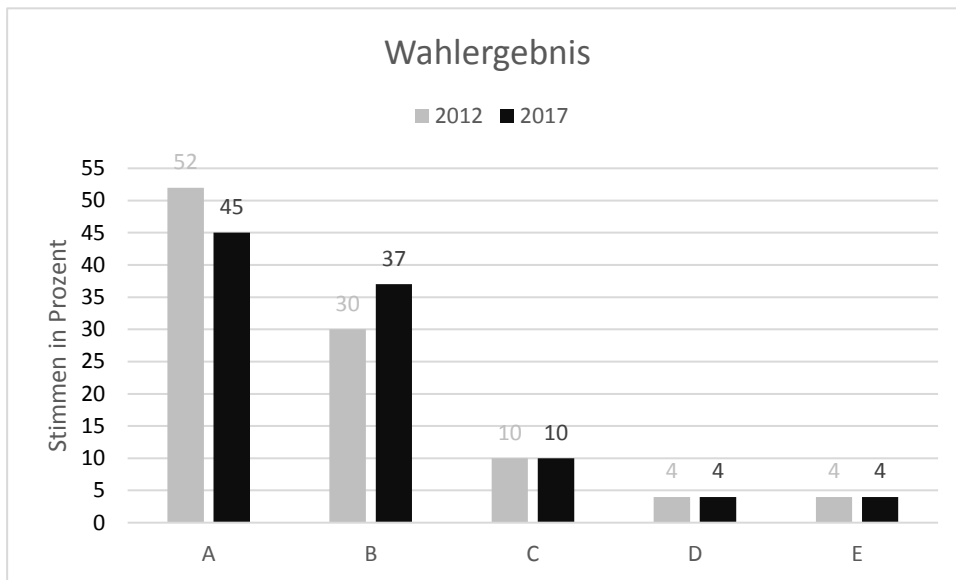
Die Szenarien variierten anhand zweier Kriterien. Erstens war Partei A in manchen Szenarien der Wahlgewinner (hat also seit der letzten Wahl Stimmen hinzugewonnen), wohingegen Partei B ebenso viele Prozentpunkte verloren hat. In anderen Szenarien war Partei A Wahlverlierer, während Partei B Stimmen dazugewonnen hat. Außerdem variierte die Anzahl der Koalitionsoptionen. Laver und Benoit (2015) folgend klassifizierten wir vier Arten von Parteiensystemen:

1. ein Parteiensystem mit dominanter Partei: Die größte Partei (Partei A) dominiert den Bildungsprozess der Regierung. Sie kann mit der zweit- und drittgrößten Partei Koalitionen mit zwei Parteien bilden, während es keine gewinnende Zwei-Parteien-Koalition unter Ausschluss von Partei A gibt.
2. ein Top-Drei-Parteiensystem: Jede der drei größten Parteien kann eine Zwei-Parteien-Gewinnkoalitionen bilden.
3. ein Top-Zwei-Parteiensystem: Die einzige Zwei-Parteien-Koalition ist die zwischen den beiden größten Parteien.
4. ein offenes Parteiensystem: Es gibt keine gewinnende Zwei-Parteien-Koalition.

Im ersten Fall hat Partei A deutlich mehr Koalitionsoptionen als Partei B, im letzten Fall sind die Koalitionsoptionen gleichmäßiger verteilt.

Abbildung 1: Wahlszenarien und Frageformulierung

Wir präsentieren wir Ihnen eine Reihe von möglichen Wahlergebnissen. Fünf Parteien (A bis E) sind bei der Wahl angetreten und haben unterschiedlich viele Stimmen bekommen. Wir möchten wissen, welche der Parteien Ihrer Meinung nach mit der Regierungsbildung beauftragt werden sollte.



Partei A ist mit 45 Prozent der Stimmen stärkste Partei (minus 7 Prozent im Vergleich zu 2012). Partei B ist zweitstärkste Partei mit 37 Prozent der Stimmen (plus 7 Prozent).

Wie gerechtfertigt wäre es Ihrer Meinung, dass Partei A den Bundeskanzler/die Bundeskanzlerin stellt?

Keinesfalls gerechtfertigt										Jedenfalls gerechtfertigt
<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4	<input type="checkbox"/> 5	<input type="checkbox"/> 6	<input type="checkbox"/> 7	<input type="checkbox"/> 8	<input type="checkbox"/> 9	<input type="checkbox"/> 10	

Und wie gerechtfertigt wäre es Ihrer Meinung nach, dass Partei B den Bundeskanzler/die Bundeskanzlerin stellt?

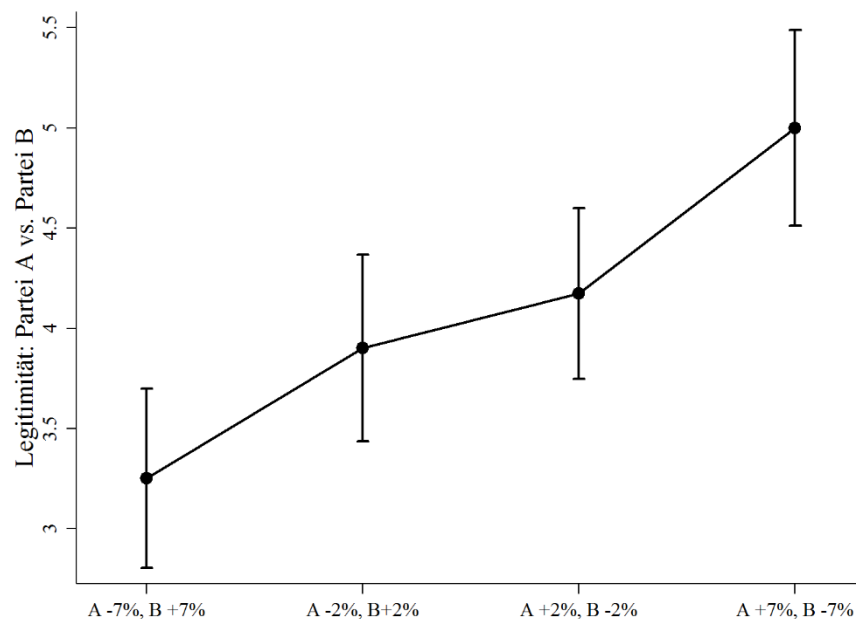
Keinesfalls gerechtfertigt										Jedenfalls gerechtfertigt
<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4	<input type="checkbox"/> 5	<input type="checkbox"/> 6	<input type="checkbox"/> 7	<input type="checkbox"/> 8	<input type="checkbox"/> 9	<input type="checkbox"/> 10	

Ausgewählte Ergebnisse

Abbildung 2 zeigt die Ergebnisse für Hypothese 1. Genauer zeigt die Abbildung vorgesagte Werte der abhängigen Variable (Unterschied in der Legitimität der Regierungsbildung zwischen Partei A und Partei B) in Abhängigkeit der Stimmengewinne und Verluste der beiden Parteien. Die Vorhersagen basieren auf einer linearen Regression, in der für die Art des Parteiensystems und die Reihenfolge der Vignetten im Fragebogen kontrolliert wurde. Die Standardfehler wurden pro Respondent geclustert.

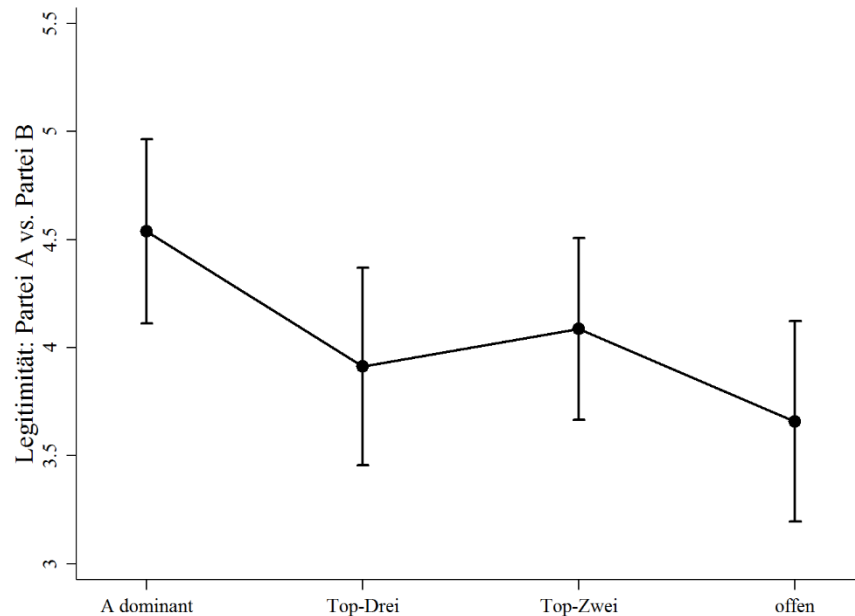
Insgesamt sind alle Werte im positiven Bereich: Partei A wurde also als stärkster Partei im Schnitt immer die höhere Legitimität bei der Regierungsbildung zugeschrieben als Partei B. Allerdings variiert dieser Vorteil stark in Abhängigkeit der Wahlergebnisse. Am wenigsten stark ausgeprägt ist der Vorteil dann, wenn Partei A im Vergleich zur letzten Wahl stark an WählerInnenzuspruch verloren hat während Partei B zulegen konnte. Je stärker Partei A im Vergleich zur zweitstärksten Partei B an Stimmen zulegen konnte, desto eher sehen die Befragten Partei A als legitime Partei zur Regierungsbildung an. Diese Ergebnisse decken sich mit der Erwartung aus Hypothese 1.

Abbildung 2: Die Legitimität der Regierungsbildung ist größer für Wahlgewinner



Ähnlich verhält es sich mit den Koalitionsoptionen (Abbildung 3). Den größten Unterschied in der Legitimität sehen Befragte in den Parteiensystemen, in denen die größte Partei (Partei A) dominant bei der Regierungsbildung ist, also deutlich mehr Koalitionsoptionen hat als die zweitstärkste Partei B. Der Vorteil von Partei A ist signifikant kleiner in offenen Parteiensystemen, wenn also die Koalitionsoptionen zwischen den Parteien gleichmäßiger verteilt sind. Diese Ergebnisse decken sich mit der Erwartung aus Hypothese 2.

Abbildung 3: Die Legitimität der Regierungsbildung hängt ab vom Parteiensystem



Literatur

Bäck, Hanna, and Patrick Dumont. 2008. "Making the first move: A two-stage analysis of the role of formateurs in parliamentary government formation." *Public Choice* 135 (3-4):353-73.

Glasgow, Garret, Matt Golder, and Sona N. Golder. 2011. "Who "Wins"? Determining the Party of the Prime Minister." *American Journal of Political Science* 55 (4):936-53.

Laver, Michael, and Kenneth Benoit. 2015. "The Basic Arithmetic of Legislative Decisions." *American Journal of Political Science* 59 (2):275-91.

Mattila, Mikko, and Tapio Raunio. 2004. "Does winning pay? Electoral success and government formation in 15 West European countries." *European Journal of Political Research* 43 (2):263-85.

Warwick, Paul V. 1996. "Coalition government membership in West European parliamentary democracies." *British Journal of Political Science* 26:471-99.

4. Der lange Arm der Arbeit: Regulationsanforderungen, kognitive Flexibilität und Abschalten von der Arbeit in der Freizeit

*Bettina Kubicek, Universität Wien und FH Oberösterreich,
Fakultät für Informatik, Kommunikation, Medien
Roman Prem, Universität Wien, Fakultät für Psychologie*

Forschungsinteresse und Zielsetzung

Die Arbeitswelt befindet sich in einem stetigen Wandel. Neue Technologien, moderne Medien und gesellschaftliche Entwicklungen fordern von Unternehmen und ihren Beschäftigten rasch auf Veränderungen zu reagieren. Um dies leisten zu können, setzen Unternehmen zunehmend auf flexiblere Arbeitsformen. So führten zahlreiche Firmen in den letzten Jahren eine flexible Arbeitsgestaltung ein und gewähren Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern mehr Spielraum bei der Entscheidung, wann und wo sie arbeiten.

Obgleich flexible Arbeitsformen die Wahlmöglichkeiten der Beschäftigten erhöhen [1], gehen sie auch mit der Anforderung einher, die Arbeit selbständig zu planen, zu strukturieren und mit anderen zu koordinieren [2]. Derartige Regulationsanforderungen können sowohl positive als auch negative Folgen haben. Einerseits bieten sie die Möglichkeit, komplexe Fähigkeiten in der Arbeit einzusetzen und geistig flexibel zu bleiben. Andererseits erfordern sie geistige Anstrengung und erschweren das Abschalten von Arbeit in der Freizeit.

Diese ambivalente, d.h. gleichzeitig positive und negative Wirkung von Regulationsanforderungen wurde bisher nur ansatzweise erforscht [3]. Daher untersucht das Modul die Zusammenhänge zwischen Regulationsanforderungen auf der einen Seite und kognitiver Flexibilität bzw. mangelhaftem Abschalten von der Arbeit auf der anderen Seite. Darüber hinaus werden individuelle (Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung) und organisationale Rahmenbedingungen (Vorhersagbarkeit der Aufgaben) betrachtet, die diese positiven und negativen Effekte beeinflussen.

Theoretische und methodische Überlegungen

Flexible Arbeitsarrangements erfordern, dass Beschäftigte ihre Arbeit selbständig planen, strukturieren und mit KollegInnen koordinieren. Derartige Regulationsanforderungen verlangen von den Beschäftigten geistige Anstrengung, sie bieten aber auch die Möglichkeit sich weiterzuentwickeln. Um diese Janus-Köpfigkeit zu erfassen, wird auf Grundlage bestehender Modelle zu Arbeitsbedingungen (Job demands-resources Modell [4], Challenge-hindrance-Ansatz [5]) von zwei gleichzeitig vorhandenen Wirkmechanismen ausgegangen: einem Belastungsprozess und einem Lernprozess.

Der Belastungsprozess verbindet Regulationsanforderungen mit einem erschwerten Abschalten von der Arbeit, das heißt mit der Schwierigkeit sich in der arbeitsfreien Zeit gedanklich von der Arbeit zu lösen. Dem Stressor-Detachment Modell [6] zufolge führen Arbeitsanforderungen zu physischen und psychischen Stressreaktionen, die bei dem Verlassen des Arbeitsortes nicht enden und damit zu einer gedanklichen Weiterbeschäftigung mit der Arbeit in der Freizeit beitragen. Wir vermuten, dass auch höhere Regulationsanforderungen mit einem erschwerten Abschalten von der Arbeit einhergehen (Hypothese 1).

Jedoch sind Arbeitsanforderungen nicht nur mit Belastungen assoziiert, sondern können auch Lernen auslösen. Der Lernhypothese von Karasek und Theorell [7] zufolge, erzeugen Arbeitsanforderungen Probleme, die gelöst werden müssen. Dieses Problemlösen fördert die Weiterentwicklung bei der Arbeit und sollte sich auch positiv auf die kognitive Flexibilität der Beschäftigten auswirken [8]. Folglich nehmen wir an, dass höhere Regulationsanforderungen mit einer größeren kognitiven Flexibilität in Zusammenhang stehen (Hypothese 2).

Ob Arbeitsanforderungen förderliche oder beeinträchtigende Wirkungen haben, hängt auch von den Eigenschaften der arbeitstätigen Person und dem organisationalen Kontext ab. Auf Personenebene hat sich das Bedürfnis nach geistiger Auseinandersetzung (need for cognition) als wichtige Ressource im Umgang mit kognitiven Anforderungen herausgestellt. Personen mit einem hohen Bedürfnis nach geistiger Auseinandersetzung sind durch kognitiv anstrengende Tätigkeiten weniger belastet und profitieren mehr von diesen Tätigkeiten als Personen mit einem geringen Bedürfnis nach geistiger Auseinandersetzung [9]. Auf Organisationsebene spielt die Vorhersagbarkeit der Aufgabe eine wesentliche Rolle für das Belastungserleben und das Lernen. Sind Aufgaben unvorhersehbar, müssen Beschäftigte mehr kognitiven Aufwand betreiben und lernen weniger durch die Ausführung der Tätigkeit [10]. Folglich vermuten wir, dass das Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung (Hypothese 3a) und die Vorhersagbarkeit der Aufgaben (Hypothese 4a) die negativen Zusammenhänge zwischen Regulationsanforderungen und Abschalten von der Arbeit abschwächen und die positiven Zusammenhänge zwischen Regulationsanforderungen und kognitiver Flexibilität verstärken (Hypothesen 3b bzw. 4b).

Zur Erfassung der Regulationsanforderungen und der Vorhersagbarkeit der Aufgaben wurden neu entwickelte und vorgetestete Skalen eingesetzt. Alle weiteren Konstrukte wurden mittels etablierter standardisierter Erhebungsverfahren erfasst.

Ausgewählte Ergebnisse

In den Analysen wurden nur Personen miteinbezogen, die berichteten mindestens 30 Stunden pro Woche unselbstständig erwerbstätig zu sein und auch ihre berufliche Funktion als Lehrling, Arbeiter/in, Angestellte/r, Vertragsbedienstete/r oder Beamte/in angeben. Insgesamt wurden 244 Personen in den Analysen berücksichtigt. Davon waren 43.4% Frauen; 37.4% der Personen gaben an Führungsverantwortung zu haben. Das durchschnittliche Alter lag bei 41 Jahren und die durchschnittliche Dauer im Betrieb bei 13 Jahren.

Es zeigte sich, dass sowohl alle standardisierten Erhebungsverfahren als auch die beiden neu entwickelten Skalen akzeptable Messgenauigkeiten aufwiesen (Cronbach's $\alpha > .70$).

Die weiteren Analysen wurden sowohl mit Kontrollvariablen (Alter, Geschlecht, Dauer im Betrieb, Führungsposition) als auch ohne Kontrollvariablen durchgeführt. Da sich das Muster der Ergebnisse nicht unterscheidet, werden im Folgenden nur die Analysen ohne Kontrollvariablen berichtet.

Zur Überprüfung der Hypothesen 1 und 2 wurden Korrelationsanalysen durchgeführt. Entgegen der Erwartungen zeigte sich kein statistisch signifikanter Zusammenhang von Regulationsanforderungen und Abschalten von der Arbeit, $r(242) = -.02, p = .714$, oder Regulationsanforderungen und kognitiver Flexibilität, $r(242) = .10, p = .107$. Es zeigten sich also keine statistisch abgesicherten Zusammenhänge mit Indikatoren für Belastungs- oder Lernprozesse. In Folge dessen, müssen Hypothesen 1 und 2 verworfen werden.

Zur Überprüfung der weiteren Hypothesen wurden Moderationsanalysen durchgeführt. Zur Berechnung der Interaktionsterme wurden dabei die an ihrem Mittelwert zentrierten Prädiktoren herangezogen. Es zeigten sich auch hier keine statistisch abgesicherten Hinweise darauf, dass das Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung oder die Vorhersagbarkeit der Aufgaben die Zusammenhänge von Regulationsanforderungen und Abschalten von der Arbeit abschwächen bzw. die Zusammenhänge von Regulationsanforderungen und kognitiver Flexibilität verstärken. In Folge dessen, sind auch die Hypothesen 3a-b und 4a-b zu verwerfen.

In den Moderationsanalysen zeigte sich jedoch ein marginal signifikantes Ergebnis für die Wechselwirkung von Regulationsanforderungen und dem Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung in Bezug auf Abschalten von der Arbeit; der Interaktionsterm war statistisch signifikant, $\beta = -.14$, $p = .034$, das entsprechende statistische Modell erklärte aber insgesamt keinen statistisch signifikanten Anteil an der Varianz im Abschalten nach der Arbeit, $F(3,240) = 1.565$, $p = .198$. Die damit nur marginal statistisch signifikante Wechselwirkung ist in Abbildung 1 dargestellt. Für Personen mit einem geringen Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung zeigt sich ein tendenziell positiver Zusammenhang zwischen Regulationsanforderungen und Abschalten von der Arbeit, während sich bei einem hohen Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung ein umgekehrter Trend zeigt. Dies deutet darauf hin, dass ein hohes Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung den Zusammenhang von Regulationsanforderungen und Abschalten von der Arbeit nicht nur nicht abschwächt, sondern ihn möglicherweise sogar verstärkt, während ein geringeres Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung tendenziell vorteilhafte Zusammenhänge andeutet.

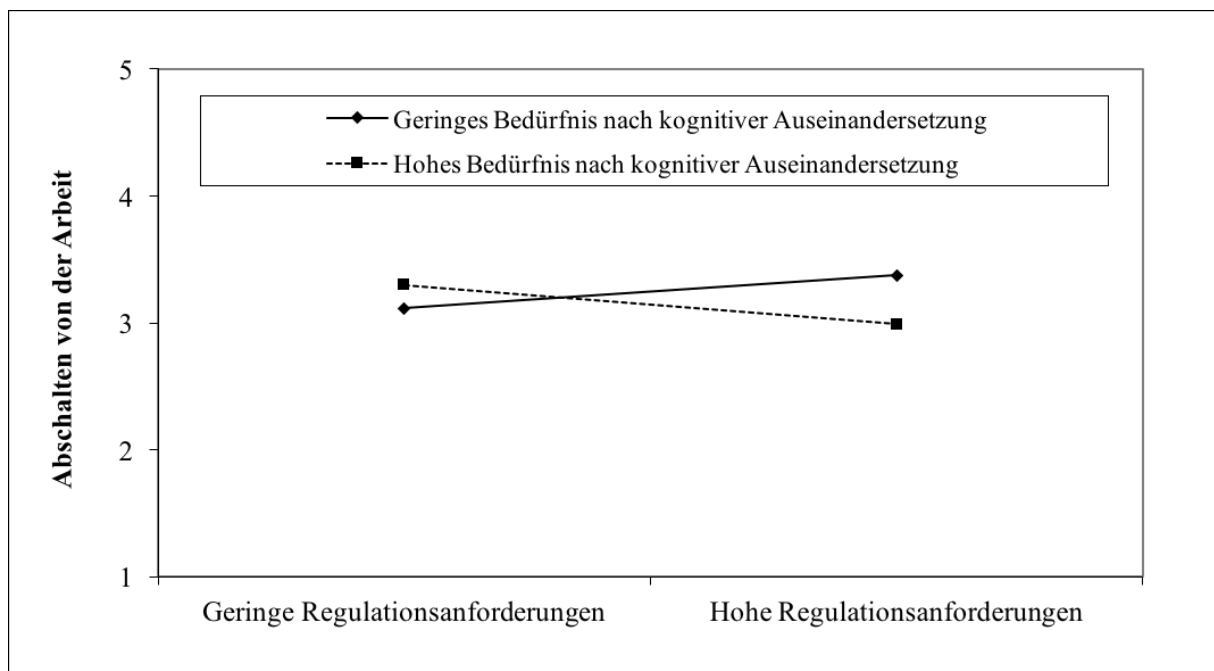


Abbildung 1. Marginal statistisch signifikante Wechselwirkung zwischen Regulationsanforderungen und dem Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung in Bezug auf Abschalten von der Arbeit. Anmerkung. „Geringe“ Ausprägungen = $M - 1 SD$ und „hohe“ Ausprägungen = $M + 1 SD$ bei Regulationsanforderungen und dem Bedürfnis nach kognitiver Auseinandersetzung; Bei Abschalten von der Arbeit stehen höhere Werte für höhere Ausprägungen.

Literatur

- [1] Gajendran, R. S. & Harrison, D. A. (2007). The good, the bad, and the unknown about telecommuting: meta-analysis of psychological mediators and individual consequences. *Journal of Applied Psychology*, 92, 1524-1541.
- [2] Allvin, M., Aronsson, G., Hagström, T., Johansson, G., & Lundberg, U. (2011). *Work without boundaries. Psychological perspectives on the new working life*. Chichester, UK: Wiley-Blackwell.
- [3] ter Hoeven, C & van Zoonen, W. (2015). Flexible work designs and employee well-being: examining the effects of resources and demands. *New Technology, Work and Employment*, 30, 237-255.
- [4] Bakker, A. B. & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22, 309-328.
- [5] LePine, J. A., Podsakoff, N. P., & LePine, M. A. (2005). A meta-analytic test of the challenge stressor-hindrance stressor framework: an explanation for inconsistent relationships among stressors and performance. *Academy of Management Journal*, 48(5), 764-775.
- [6] Sonnentag, S. & Fritz, C. (2015). Recovery from job stress: the stressor-detachment model as an integrative framework. *Journal of Organizational Behavior*, 36, S72-S103.
- [7] Karasek, R. A. & Theorell, T. (1990). *Healthy work*. New York: Basic Books.
- [8] Kohn, M. L. & Schooler, C. (Eds.) (1983). *Work and personality*. Norwood, NJ: Ablex Publishing.
- [9] Cacioppo, J. T., Petty, R. E., Feinstein, J. A., & Jarvis, W. B. G. (1996). Dispositional differences in cognitive motivation: the life and times of individuals varying in need for cognition. *Psychological Bulletin*, 119, 197-253.
- [10] Mohr, G. & Wolfram, H.-J. (2010). Stress among managers: the importance of dynamic tasks, predictability, and social support in unpredictable times. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15, 167-179.

5. The effects of cross-cutting exposure on populist and anti-immigrant attitudes

Carolina Plescia & Hyunjin Song

Department of Government / Department of Communication, University of Vienna

Research interests and objectives

While a great amount of attention is now devoted to the study of the determinants of both anti-immigrant and populist attitudes among the public (e.g., Hainmueller & Hopkins, 2014), the question of whether and how everyday political conversation affects these attitudes remains largely unexplored. A comprehensive understanding of this relationship is important given that political discussion among individuals is considered by many to be one of the most influential sources of individual attitudes (Mutz 1999, 2006; Gastil & Dillard, 1999). With this aim, we assessed the impact of cross-cutting exposure on populist and anti-immigrant attitudes within Austrian context and probed whether this impact depends on political dissimilarity of strong ties as well as on citizens' willingness to engage in political discussion.

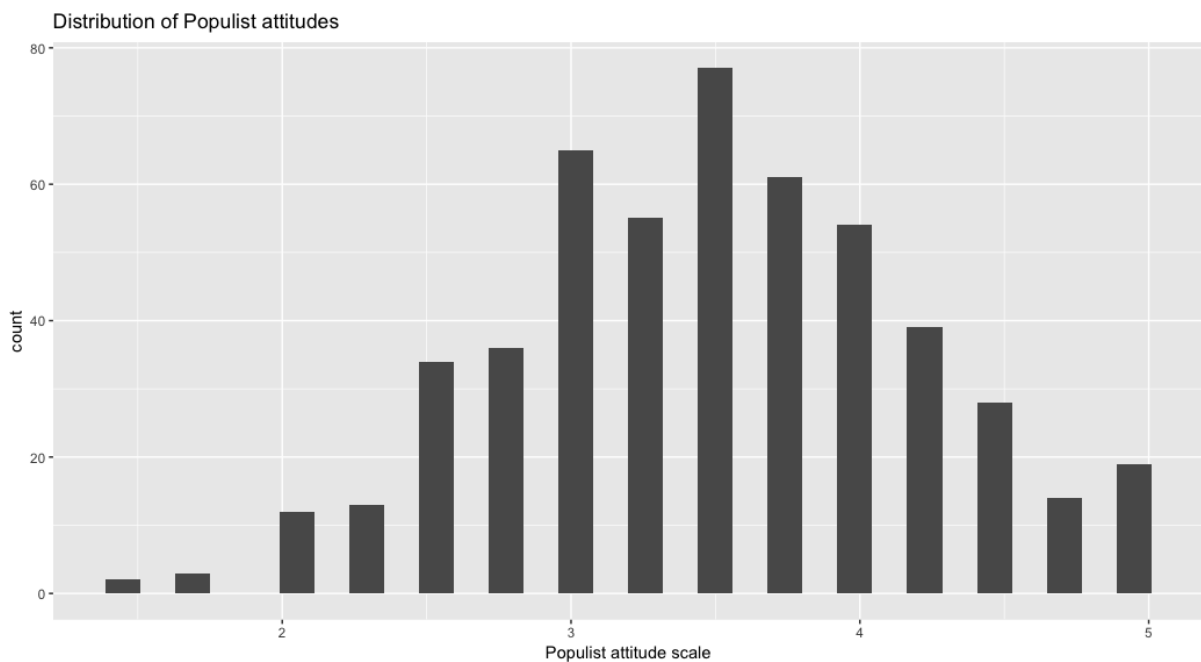
Theoretical and methodological framework

Discussion within networks is unavoidable and a natural byproduct of everyday life (Mutz, 1999, 2002; Kim et al., 1999). This exchange of information plays a significant role in shaping individuals' opinions and political attitudes (Eveland & Hively, 2009; Holbert, Benoit, Hansen, & Wen, 2002; Mutz, 2006; Scheufele, 2000; 2002). Therefore, Citizens' interpersonal communication has been found to influence a variety of political related phenomena such as political participation (Huckfeldt & Sprague, 1995; Mutz, 2006; McLeod, Scheufele, & Moy, 1999), political knowledge (Eveland & Hivley, 2009; Eveland, 2004) and more recently open mindedness (Lee, Kwak, & Campbell, 2015), political tolerance (Ikeda & Richey, 2009), political interest (Klofstad, Sokhey, & McClurg, 2013) and external efficacy (Pattie & Johnston, 2008). Yet, it is left to discern the impact of informal discussions on populism and anti-immigrant attitudes, two rising phenomena that characterize much of the public debate today.

This study takes up this task by testing two opposite predictions emerging from the existing literature on informal social networks. Deliberative theory suggests that politically dissimilar social ties should decrease extremism and increase political tolerance. This is mainly because encountering dissimilar opinions would encourage people to take others' views into account in reconsidering their predilections, fostering understanding (Arendt, 1968; Mutz, 2002; Mutz & Mondak, 2006). Exposure to oppositional views should then moderate opinions and balanced judgements (Lavine, 2001; Mutz, 2002), if not such exposure creates attitudinal ambivalence (Leviton & Visser, 2009; Visser & Mirabile, 2004). Conversely, research on biased processing suggests that encountering dissimilar opinions might exacerbate strong predilections further (Druckmann & Nelson, 2003). This would occur because personal commitment biases information perception, interpretation and evaluation (Kunda, 1990; Wojcieszak, 2011; Wojcieszak & Price, 2010). To sum up, although informal social networks should impact populist and anti-immigrant attitudes, it is unclear whether this impact will moderate or exacerbate them. Therefore, we ask: *How exposure to oppositional views are related to populist attitudes, and what relationships are there among exposure to disagreement, populist attitude, and anti-immigration attitudes?*

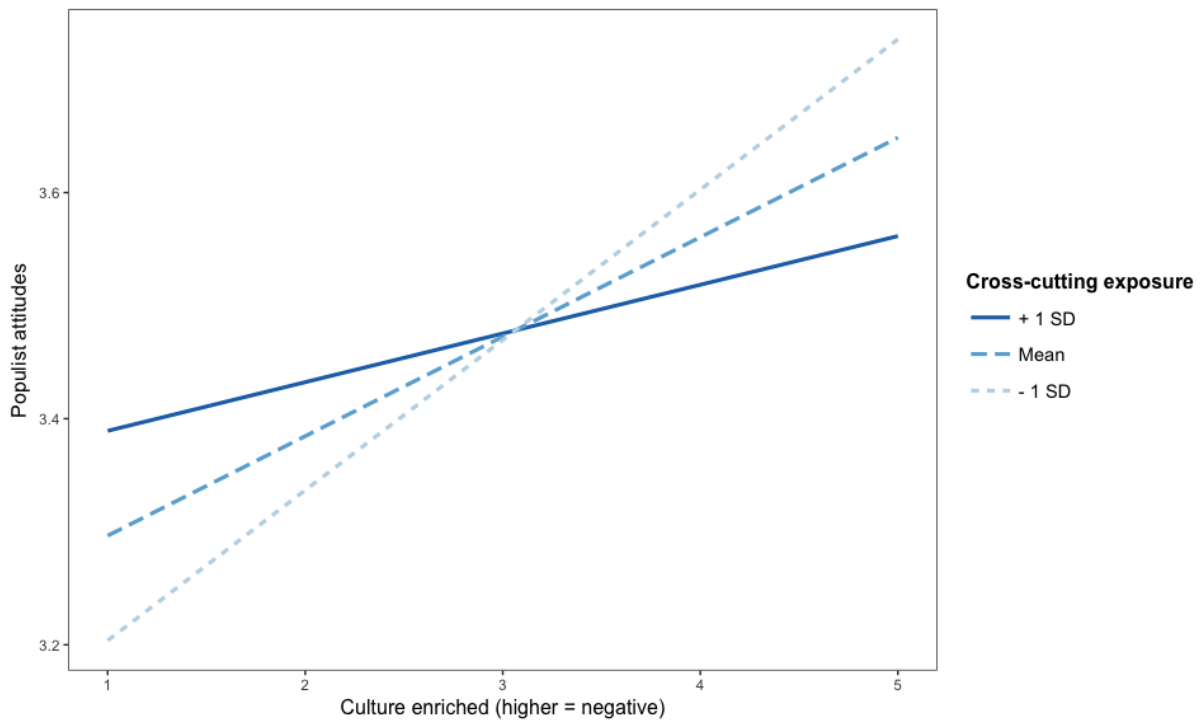
First results

First, we look at the distribution of populist attitudes within Austria. Following a recent conceptualization of populism as “a thin-centered ideology” (Akkerman, Muddle, & Zaslove, 2014, p. 1326), endorsement of populist attitudes in our sample were measured using 4-item scale tapping will of the people (popular sovereignty) and the distinction between “the people” and “the elite.” Questions include: “*Elected representatives should obey the will of the people,*” “*The people, and not politicians, should make our most important policy decisions,*” “*I would rather be represented by a citizen than by a specialized politician,*” and “*Elected officials talk too much and take too little action,*” all anchored on a 5-point scale from “strongly disagree” (=1) to “strongly agree” (=5). Looking at the distribution of endorsement of populist attitude at each decile values (see Figure below), over 70% of our sample already score higher than middle value of the scale (30% decile = 3.0). Consequently, we find that non-negligible share of Austrian electorates holds rather strong support for populist attitudes towards politics ($M = 3.49$, $SD = .72$).



Next, turning to the possible relationships among endorsement of populist attitudes, exposure to disagreement, and anti-immigration attitudes, we look at the possible moderating effect of exposure to disagreement on relationship between anti-immigration attitudes and endorsement of populist attitudes. We used OLS regression model to estimate the endorsement of populist attitudes (as dependent variables) as a joint function of exposure to disagreement and anti-immigration attitudes, controlling for a host of control variables such as welfare preference (more tax vs. more benefits), moral traditionalism, and standard demographic factors. As can be seen below Table, we find that as one hold negative opinions regarding the cultural influence of immigration (Culture enriched: “The culture of this country is enriched by people from other countries who have come to Austria,” with *higher value means negative attitudes*), they are more likely to endorse populist ideas ($b = .086$, $SE = .028$, $p < .01$). Similarly, we also find that as one holds more tough stance regarding the number of immigrations (Should limit Immigration: “*This country should limit the number of people coming from other states*”), he or she is more likely to endorse populist ideas ($b = .100$, $SE = .029$, $p < .001$).

We also find expected interaction effects between one of the immigration attitudes item (“culture enriched”) and the degree of cross-cutting exposure, in that the more exposure to disagreement (i.e., higher cross-cutting exposure), the less likely one would endorse populists attitudes as a function of immigration attitudes, $b = -.012$, $SE = .006$, $p < .05$, as can be seen in below Figure.



	Enriched	Interaction	Should limit	Interaction
Intercept	3.066 (.199)***	2.742 (.254)***	3.059 (.196)***	2.761 (.265)***
Welfare policy preference	.327 (.154)*	.326 (.154)*	.344 (.153)*	.358 (.153)*
Traditionalism	.667 (.116)***	.665 (.115)***	.648 (.116)***	.655 (.116)***
Gender	.031 (.062)	.025 (.061)	.024 (.061)	.022 (.061)
Age	-.004 (.002)*	-.005 (.002)*	-.005 (.002)*	-.005 (.002)*
Education	-.001 (.012)	.000 (.012)	-.004 (.012)	-.004 (.012)
Income	-.021 (.009)*	-.021 (.009)*	-.026 (.009)**	-.026 (.009)**
Cross-cutting	.001 (.008)	.036 (.019)	-.003 (.008)	.030 (.021)
Enriched	.086 (.028)**	.193 (.059)**		
Cross-cutting X Enriched		-.012 (.006)*		
Limit Immigration			.100 (.029)***	.185 (.058)**
Cross-cutting X limit				-.009 (.006)
R ²	0.167	0.174	0.171	0.176
Adj. R ²	0.153	0.159	0.157	0.160
Num. obs.	488	488	489	489
RMSE	0.667	0.664	0.665	0.664

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

6. Conjoint experiment: welfare, immigration & deservingness

Laurenz Ennser-Jedenastik & Markus Wagner

Institut für Staatswissenschaft, Universität Wien

Research interests and objectives

During the past decades welfare states in advanced industrial democracies have come under pressure as a result of economic and demographic transformation processes. The question of who gets how much in terms of benefits has thus regained prominence in political debates.

One topic that has become politically salient in the deservingness debate is diversity, particularly that between religious groups and that between immigrants and natives. Many people combine generosity towards their in-group with limited support towards out-groups – a view that has been termed welfare chauvinism. Indeed, there is ample empirical evidence that immigrants are viewed as less deserving of welfare benefits than members of the native population. Given the strength of welfare chauvinistic attitudes, we ask whether the immigrant status of a potential welfare recipient affects deservingness perceptions in other domains.

Theoretical and methodological framework

Existing research has shown that voters apply a number of criteria in deciding which groups to view as deserving or undeserving of financial support by the state. Chief among them are:

- (1) control, i.e. one's own responsibility for the situation, e.g. ability/willingness to work
- (2) reciprocity, i.e. one's willingness to contribute to the system
- (3) need, i.e. the extent to which one is dependent on the help of others

Yet while there is thus good evidence that voters distinguish between immigrants and natives when it comes to financial support by the state, we do not know how welfare chauvinism interacts with other deservingness criteria. The purpose of this proposal is therefore to advance our understanding of how attitudes towards immigrant condition perceptions of welfare deservingness. Our main hypothesis is that immigrants are not only seen as less deserving, but that immigrant status trumps other, non-identity-based, deservingness criteria. As a consequence, criteria such as control, reciprocity, or need should have a smaller effect on the evaluation of immigrants than they do for natives.

Methodologically, we opted for a conjoint analysis experiment. These are experiments where respondents are provided with a choice between two or more options that vary along various attributes, each of which varies randomly. In our case, respondents are shown four vignettes where they are shown to individuals that are 45 and unemployed. These two individuals each vary randomly on seven attributes. Our focus is on country of birth (Austria, France, Bosnia and Herzegovina) and religion (Christian, Muslim). We chose these countries because it is plausible for immigrants from both countries to be either Christian or Muslim, so we could vary these two attributes randomly.

In addition, we also varied one attribute relating to control by stating whether the individual was unemployed due to a disability or due to a company bankruptcy, with the expectation that disability would be viewed more favorably. We varied one attribute relating to reciprocity, namely whether the individual had previously been working for 10, 15 or 20 years. Finally, we varied one attribute relating

to need, namely whether the individual had no, two or four children. In addition, we included information on gender and education to provide more rounded profiles.

Selected results

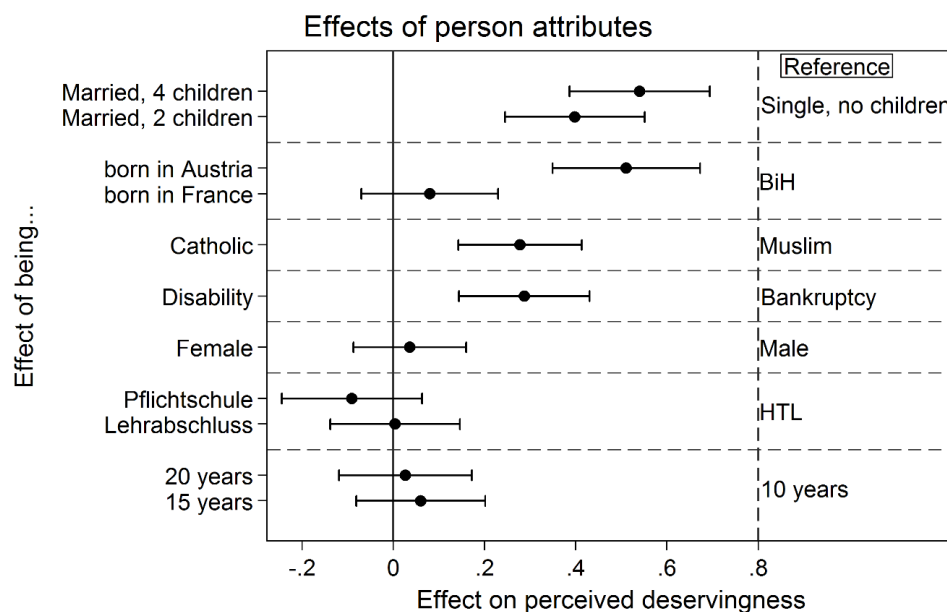
We analyze the eight assessments (two in each task) with a linear regression model with standard errors clustered by respondent. Each attribute is included as a series of dummy variables. We restrict the sample to Austrian-born Catholic respondents. The results are presented below.

Country of origin matters. Austrian-born unemployed people are seen as substantially more deserving of support than those born abroad, be it in France or in Bosnia-Herzegovina. It is worth noting that respondents do not distinguish between EU and non-EU countries. Religious background matters as well: respondents see Catholic unemployed individuals as more deserving than Muslim individuals.

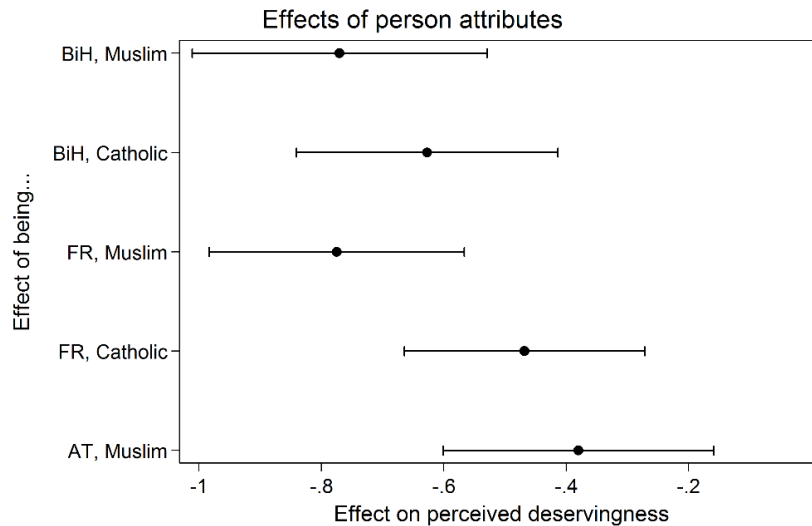
The key comparison is with standard considerations, i.e. reciprocity, need and control. Need matters as much as migration background and more than religion: those with children are seen as the most deserving. Control is also important, as people with a disability are seen as more deserving than those made redundant due to company bankruptcy. This effect is similar to that of migration background or religion. Finally, reciprocity, included as the years previously worked, has no discernible effect, and therefore matters less than migration background or religion. However, we note that the variation here was limited to 10, 15, and 20 years to ensure that migrants were seen as having contributed at all. This may have reduced the effect of reciprocity.

Overall, migration background and religion are important factors and matter as much as standard factors explaining deservingness.

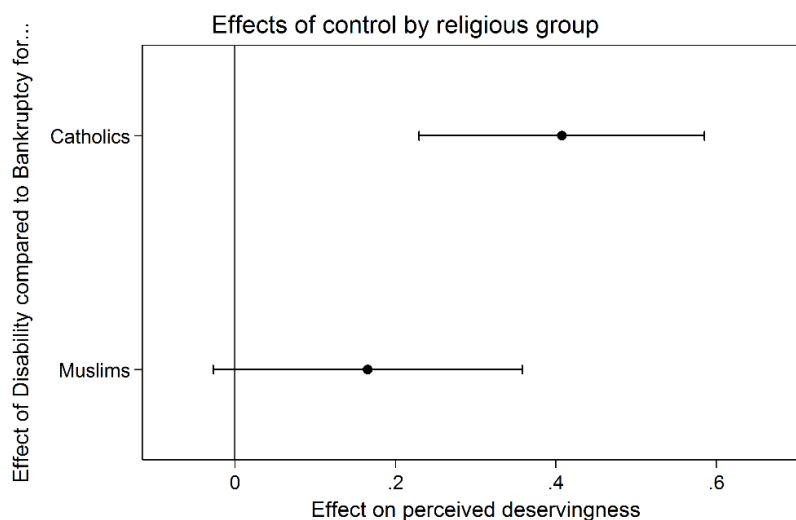
Concerning other attributes, we can see that education levels and gender do not matter significantly. (The education levels only varied between mandatory schooling ('Pflichtschule'), vocational training ('Lehrabschluss') and a school-level diploma ('HTL'), so it may be that the limited variation here caused reduced effects.)



In addition, there is an important interaction between the two attributes country of birth and religion. This is presented in the Figure below, which shows that Austrian-born Muslims are seen as less deserving than Austrian-born Catholics. They are in fact assessed similarly to Catholics born abroad. However, even among foreign-born individuals, being Muslim has a negative effect on perceived deservingness. However, the effect is smallest for Bosnian migrants (-.13) and largest for native-born unemployed people (-.33). Hence, religious background matters, but especially for native-born unemployed people. The inverse also holds: country of birth matters, but less so for Muslims.



However, initial analyses show that there are some strong significant interactions between migration background and religion on the one hand and standard factors affecting deservingness on the other. For instance, disability has a much weaker effect for Muslim individuals. Below we see that disability leads to a perceived deservingness almost .6 points higher for Catholic unemployed people, but has almost no effect for Muslim unemployed people. However, other interaction effects between standard factors affecting deservingness and out-group attributes are less stark.



Overall, need, control and reciprocity are nevertheless factors that tend to weigh more or less equally in people's minds, no matter whether they are evaluating in-group members or immigrants and other religious groups.