

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 II. Die Datensätze sind über PUMA kostenfrei für wissenschaftliche Zwecke zu beantragen. Kontakt: [katharina.goetsch\(at\)univie.ac.at](mailto:katharina.goetsch(at)univie.ac.at).

Die Daten der PUMA Surveys werden von STATISTIK AUSTRIA erhoben.

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

ProjektpartnerInnen:



Assoziierte Organisationen:



Fördergeber:



Subjektives Wohlbefinden in Österreich

a. Univ.-Prof. Dr. Eduard Brandstätter, Johannes Kepler Universität Linz, Institut für Pädagogik und Psychologie

Forschungsinteresse und Zielsetzung

Das vorliegende Projekt verfolgt die vier allgemeinen Ziele, (a) das Wohlbefinden in Österreich im Panel zu eruieren, (b) dessen Ursachen zu ergründen, (c) Maßnahmen zu erarbeiten, wie dieses gesteigert werden kann, und (d) eine einzigartige Datenbasis für Österreich zu etablieren, auf die Wissenschaft und Politik langfristig zurückgreifen können.

Theoretische und methodische Überlegungen

In Anlehnung an Dolan, Layard und Metcalfe (2011) wurden Fragen zur kognitiven Evaluierung, zum affektiven Erleben und zum eudaimonischen Wohlbefinden gestellt (Tabelle 1). Diese drei Komponenten bilden das messtheoretische Konzept der Untersuchung. Als abhängige Variablen könnten die drei Komponenten durch Prädiktoren wie Alter, Geschlecht, Schulbildung, Einkommen, Migrationshintergrund, Wohnort, Wirtschaftswachstum, Arbeitslosigkeit, Umweltereignisse wie Terroranschläge, ...) vorhergesagt werden.

Tabelle 1

Messung des SWB in Abhängigkeit vom Zweck der Untersuchung

	Überwachung des gesellschaftlichen Wandels	Informationsgrundlagen für politisches Handeln	Evaluierung politischer Maßnahmen
Fragen zur kognitiven Evaluierung	<ul style="list-style-type: none"> Lebenszufriedenheit 	<ul style="list-style-type: none"> Lebenszufriedenheit Zufriedenheit in einzelnen Bereichen (Kinder, Wohnverhältnisse, ...) 	<ul style="list-style-type: none"> Lebenszufriedenheit Zufriedenheit in einzelnen Bereichen Detaillierte Zufriedenheit in einzelnen Bereichen Zufriedenheit mit Dienstleistungen
Fragen zum affektiven Erleben	<ul style="list-style-type: none"> Gestriges Glück Gestrige Ängste 		<ul style="list-style-type: none"> Glück und Sorgen Affektive Reaktionen auf politische Maßnahmen Emotionalisierte Gedanken zur politischen Lage
Fragen zum eudaimonischen Wohlbefinden	<ul style="list-style-type: none"> Was macht das Leben lebenswert? 		<ul style="list-style-type: none"> Lebenswerte Dinge Freudvolle Aktivitäten

Anmerkung. Nach Dolan, Layard und Metcalfe (2011).

Ausgewählte Ergebnisse

Stellvertretend für die Vielzahl an Auswertungsmöglichkeiten sei hier eine erste und simple Analyse zur Frage möglicher Geschlechtsunterschiede gezeigt. Diese Analyse ist insofern brisant, als die Politik zahlreiche Maßnahmen zur Frauenförderung setzt; sollte die Forschung jedoch ergeben, dass Frauen weder zufriedener noch unzufriedener als Männer sind, ließe sich die Sinnhaftigkeit derartiger Fördermaßnahmen diskutieren.

Tabelle 2

Effektstärken für Geschlechterunterschiede

	<i>Kom.</i>	<i>M(SD)</i> Frauen	<i>M(SD)</i> Männer	<i>Eta</i>
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer Arbeitssituation?	<i>K</i>	6,86 (2,6)	7,31 (2,5)	,086
Alles in allem betrachtet: Wie viel Stress empfanden Sie gestern?	<i>Aff-</i>	4,10 (3,0)	3,62 (3,0)	,081
Wie ängstlich fühlten Sie sich, alles in allem, gestern?	<i>Aff-</i>	2,31 (2,6)	1,91 (2,6)	,077
Alles in allem betrachtet: Wie viel Energie hatten Sie gestern?	<i>Aff</i>	6,82 (2,2)	7,13 (2,0)	,074
Wie fühlten Sie sich heute Morgen, als Sie aufwachten?	<i>Aff</i>	7,16 (2,1)	7,38 (2,1)	,054
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer finanziellen Lage?	<i>K</i>	6,74 (2,4)	6,96 (2,5)	,044
Wie zufrieden sind Sie mit dem Wohlergehen Ihrer Kinder?	<i>K</i>	7,93 (2,4)	8,05 (2,1)	,026
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer Wohnumgebung?	<i>K</i>	8,07 (2,2)	8,16 (2,0)	,023
Alles in allem, wie sehr haben Sie das Gefühl, dass das, was Sie in Ihrem Leben machen, von Wert ist?	<i>Eud</i>	7,38 (2,2)	7,47 (2,0)	0,22
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer Zeit, die Ihnen frei zur Verfügung steht?	<i>K</i>	7,01 (2,7)	7,13 (2,4)	,022
Wie zufrieden sind Sie mit Ihren sozialen Beziehungen?	<i>K</i>	7,65 (2,1)	7,57 (2,2)	,019
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer körperlichen Verfassung?	<i>K</i>	7,28 (2,1)	7,22 (2,1)	,011
Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer seelischen Verfassung?	<i>K</i>	7,38 (2,1)	7,41 (2,3)	,008
Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig, alles in allem, mit Ihrem Leben?	<i>A</i>	7,47 (1,8)	7,45 (1,9)	,006
Wie glücklich fühlten Sie sich, alles in allem, gestern?	<i>Aff+</i>	7,53 (2,0)	7,51 (2,0)	,004

Anmerkungen: Statistisch signifikante Ergebnisse sind fett gedruckt. Antwortskala von 0 (ganz und gar nicht) bis 10 (voll und ganz). *Kom.* ... Komponente; *A* ... Allgemeine Lebenszufriedenheit; *K* ... Kognitive Evaluierung; *Aff* ... Affektives Erleben (positiv [+] und negativ [-]); *Eud* ... eudaimonisches Wohlbefinden; *Eta* ... Maß für die Stärke des Geschlechtsunterschieds (Effektstärke).

Wie in Tabelle 2 dargestellt, bestehen in 12 der 16 Fragen keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen Männern und Frauen. Dies betrifft auch die Standardfrage nach der allgemeinen Lebenszufriedenheit (*A*) und die Frage nach dem eudaimonischen Wohlbefinden (*Eud*). Frauen und Männer unterscheiden sich auch nicht hinsichtlich ihres gestern erlebten Glücks. Alle vier statistisch signifikanten Unterschiede sprechen jedoch für ein geringeres Wohlbefinden von Frauen: Frauen sind mit ihrer Arbeitssituation unzufriedener, empfinden mehr Stress, sind ängstlicher und verfügen über weniger Energie als Männer. Wenn auch nicht statistisch signifikant ($p = ,15$), fühlen sich Frauen am

Morgen nach dem Aufwachen schlechter und sind mit der eigenen finanziellen Lage unzufriedener ($p = ,24$) als Männer. Die Zufriedenheit mit den sozialen Beziehungen, sei am Range angemerkt, ist bei Frauen höher als bei Männern, obwohl der Unterschied statistisch nicht signifikant ist ($p = ,61$). Auffällig ist, dass vier der drei statistisch signifikanten Unterschiede die affektive Komponente betreffen und hier wiederum vorwiegend die negative affektive Komponente, da kein Geschlechtsunterschied hinsichtlich gestrigen Glücks (*Aff+*) besteht.

Diese ersten Analysen zeigen, dass Frauen und Männer in vielen Fragen ähnliches Wohlbefinden erleben – Frauen aber tendenziell geringeres Wohlbefinden als Männer aufweisen. Die Bedeutung dieser Unterschiede ließe sich besser einschätzen, wenn künftig zusätzliche Variablen zur Kontrolle (Migrationshintergrund, Einkommen, ...) herangezogen werden. Weitere, künftige Analysen des Datensatzes lassen vielversprechende, für Wissenschaft und Politik relevante Ergebnisse erwarten.

Personalities discussing politics: The relationship between personality traits and characteristics of interpersonal political discussion

Univ.-Prof. Hajo Boomgaarden, Hyunjin Song, PhD Universitätsassistent (Post-Doc), Institut für Publizistik und Kommunikationswissenschaft, Universität Wien

Two motivational drivers of political discussion: (dis)agreement and expertise

Citizen's political discussion is a central feature of contemporary deliberative democratic theories, such that "the justification of the terms and conditions of [democratic] association proceeds through public argument and reasoning among equal citizens" (Cohen, 1997, p. 72). Therefore, informal political discussion enjoys central attention by scholars as *the* crucial instrument by which such processes are carried out (Kim and Kim, 2008; also see Cohen, 1997; Elster, 1998; Gutmann & Thompson, 1998). Contemporary research on citizens' informal political conversation has been driven by both theoretical considerations (e.g., what are the effect of political discussion on citizen's political attitudes and participation?) as well as methodological ones (e.g., Are those effects uniform across individuals and social context?). Decades of research now reveals that various structural features of citizens' informal political discussion networks – such as network diversity, or the extent of agreement and disagreement in the networks – may further condition the association between political discussion and various democratic outcomes, both in the U.S. (e.g., Eveland & Hively, 2009; Scheufele et al., 2006) and across the globe (Eveland, Song, & Beck, 2015; Schmitt-Beck & Lup, 2013; Hopmann, 2012). Yet contrary to the vast majority of existing research investigating the *consequences* of political discussion, studies investigating the basic question of *why* and *when* people discuss politics at first place – in other words, *antecedents* of political discussion – are still sparse.

From the perspective of the *cognitive consistency* principle (Pavitt, 2010; also see Holbert, Weeks, & Esralew, 2013), individuals desire high degree of balance and equilibrium. Individuals may therefore naturally gravitate towards what is already similar to their pre-existing attitudes and perceptions, as demonstrated in Festinger's (1957) cognitive dissonance and balance framework (also see Heider, 1958). Supporting this perspective, existing research mostly agrees that political discussion is more frequent with the presence of political *agreement* than with disagreement (Morey, Eveland, & Hively, 2012; also see Eveland et al., 2015; Yang, Barnidge, & Rojas, 2017), regardless of how (dis)agreement is operationally defined (Klofstad, Sokhey, & McClurg, 2013). Although there remains some ambiguity in terms of its causal direction of influence, evidence indicates that anticipated social discomfort is likely to drive such relationship (Frimer, Skitka, & Motyl, 2017; Gerber et al., 2012). For instance, Frimer et al.'s (2017) experiments show that partisans of both sides are motivated to avoid counter-attitudinal interpersonal interactions (e.g., political disagreement) based on the expectation that such encounters may induce cognitive dissonance and potentially underline an existing social relationship with the person expressing dissonant views. Other observational studies also suggest that people actively self-select their political discussion partners based on their similarity in political attitudes (e.g., Bello &

Rolfe, 2014; Colleoni, Rozza, & Arvidsson, 2014). This leads us to expect that *political agreement will increase overall discussion frequency*.

Another theoretical angle from which to investigate motivational underpinnings of political discussion is the principle of *understanding* (Pavitt, 2010), which suggests that “people are motivated to make sense of the world around them” (Holbert et al., 2013, p. 1665). This motivational principle, contrary to consistency, presuppose that individuals may driven by desire to accurately perceive and evaluate relevant information irrespective of its congeniality of preexisting attitudes. This understanding-based line of argument therefore may suggest that individuals are expected to turn to those who are perceived to be more knowledgeable and interested in politics. Consistent with such perspective, research often suggest that political *expertise* is one of the important selection criteria of political interactions (e.g., Downs, 1957; Huckfeldt, 2001; Huckfeldt, Pietryka, & Reilly, 2014; McClurg, 2006). This is because individuals often rely on others, especially those who are politically knowledgeable and attentive, to seek guidance and to take recommendations for their actions. Evidence suggest that individuals are reasonably accurate in identifying politically high-quality informants (e.g., those who are more knowledgeable about politics) within their social network even with the presence of political disagreement, as demonstrated in representative surveys (Huckfeldt, 2001) as well as in controlled experiments (Huckfeldt et al., 2014). This expectation therefore culminates to our second prediction, such that *political expertise will increase overall discussion frequency*.

Those two expectations are strongly supported by our data. We used the discussion frequency that individual’s report to regarding (1) economic topics and (2) immigration topics as a set of criterion variable. This is based on the consideration that economic and social dimensions (such as immigration issues) represent fundamental multidimensional nature of one’s political ideology and social orientations (Zumbrunnen & Gangl, 2008; Layman & Carsey, 2002; Rokeach, 1973; Schwartz, 1992).

We used mixed effect ordinal regression model to estimate the discussion frequency (coded from 1 “never” to 5 “very often”) as a joint function of *agreement* with one’s discussion partner (“alters”) (coded from 1 “never” to 5 “very often”) and perceived political *expertise* of alters (from 1 “not at all” to 5 “very much knowledgeable”), controlling for focal respondents’ (“ego”) big-five personality characteristics and a host of control variables such as media exposure, attention to media, and standard demographical factors.

As can be seen below Table, it seems that when discussion agreement with an alter increases, the likelihood of a respondent to report that they discuss more about economy and immigration with that alter significantly increases. Respondents overall approximately 57% more likely ($b = .452$, $OR = 1.5712$) to report higher discussion frequency when there is greater degree of discussion agreement with an alter regarding economic topic, whereas they are 51% more likely to report so with respect to immigration topic ($b = .409$, $OR = 1.5055$). Likewise, they are more likely to report greater discussion

frequency – approximately 42% more likely for economic topic ($b = .354$, $OR = 1.425$), and 37% more likely for immigration topic ($b = .319$, $OR = 1.376$) – when they perceive their discussion partners are more politically knowledgeable regarding economy or immigration topic.

Influence of personality traits

Recently, a burgeoning line of literature has begun to suggest evidence of associations between one's psychological predispositions and the patterns of social interactions in political discussion (Gerber et al., 2012; Hibbling et al., 2011; Mondak, 2010; Mondak & Halperin 2008; Shook & Fazio, 2009). Earlier works investigating this link between individuals' personality traits and political behavior could be traced back to Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson, and Sanford's (1950) study of authoritarian personalities, followed by Rokeach's (1956) study of political and religious dogmatism and McCloskey's (1958) work on conservatism. Yet according to Mondak and Halperin (2008, p. 338), those earlier works has been significantly hampered in that "the use of comprehensive models of personality has been rare...with focus on no more than one or two attributes." It was not until the development and wider acceptance of what is called the Big-five framework (Costa & McCrae, 1980; 1996) that enabled a systematic and comprehensive analysis of personality traits and their relationship with political behavior, including political discussions.

Openness to Experience. Openness to experience, sometimes denoted as *intellect*, indicates "the willingness to take in different facets of experience" (McCrae & Costa, 1980, p. 1180) or "the breadth, depth, originality, and complexity of an individuals' mental and experiential life" (John et al., 2008, p. 120). Prior works have suggested that those with high openness to experience "are more interested and knowledgeable about politics" (Gerber et al., 2011b, p. 276) presumably since they respond more favorably to novel stimuli (Gerber et al., 2011b; Shook & Fazio, 2009). Because openness to experience is positively correlated with general cognitive activities (Mondak, 2010), those high in openness are likely to engage in a host of information-seeking behaviors (Finn, 1997). As such, we find some positive influence of openness to experience on political discussion at least on discussion of socially controversial topic (such as immigration: $b = .261$, $SE = .116$, $p < .05$. $OR = 1.298$).

Extraversion. Similar to openness to experience, *extraversion* (sometimes called *extroversion*) refers to an "energetic approach toward the social and material world" (John et al., 2008, p. 138). Extraversion is generally associated with one's sociability, activity, assertiveness, gregariousness, positive emotionality, leadership, interpersonal warmth and attachments, and excitement seeking (John et al., 2008; McCrae & Costa, 1980; Mondak & Halperin, 2008). It is generally believed to be a root cause of one's sociability and "outgoingness," and research suggests that those with high extraversion are more active in various ranges of social activities than introverts (Anderson, 2009; Wilson, 2000).

Since many of the political behaviors – including political discussion with others – are intrinsically tied to "social" components (Mondak, 2010), studies often find that extraversion is highly correlated with

frequency of discussions (Gerber et al., 2012; Mondak & Halperin, 2008; Mondak, 2010). Gerber et al. (2012) have also found that extraversion positively predicts the extent to which an individual is more likely to talk about politics. This is indeed what we have found in our data: extraversion positively predicts both discussion regarding economy ($b = .264$, $SE = .091$, $p < .01$. $OR = 1.302$) and regarding immigration topic ($b = .271$, $SE = .109$, $p < .01$. $OR = 1.311$).

Table 1. Multilevel mixed effect ordinal regression predicting discussion frequency.

	Economy discussion	Immigration discussion
<u>Alter-level (L1) covariate</u>		
Agreement	.452 (.074)***	.409 (.069)***
expertise	.354 (.051)***	.319 (.061)***
alter gender	-.021 (.114)	.253 (.117)*
<u>Ego-level (L1) covariate</u>		
extraversion	.264 (.091)**	.271 (.109)*
agreeableness	-.029 (.100)	-.095 (.123)
Conscientiousness	.044 (.098)	.107 (.120)
neuroticism	.011 (.093)	-.008 (.112)
openness	-.022 (.095)	.261 (.116)*
media attention overall	.088 (.078)	.005 (.093)
attention to topic	.511 (.086)***	.792 (.103)***
news exposure	.099 (.047)*	.096 (.058)
web exposure	.135 (.045)**	.114 (.056)*
ego gender	.212 (.140)	.213 (.170)
education	-.152 (.053)**	-.323 (.065)***
employment	.280 (.139)*	.237 (.169)
household income	-.029 (.011)*	.004 (.014)
Nationality (Austrian or not)	.176 (.250)	-.304 (.318)
religiousness	-.118 (.078)	.058 (.095)
<u>Intercepts</u>		
threshold	2.677 (.759)***	2.988 (.919)**
spacing	2.425 (.079)***	2.668 (.091)***
Log Likelihood	-1718.786	-1729.897
AIC	3479.572	3501.794
BIC	3591.021	3614.094
Num. obs.	1491	1553
Groups (ego)	553	574
Intercept Variance (ego)	0.755	1.813

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