

(K)eine immunisierende Wirkung? Eine binnendifferenzierte Analyse zum Zusammenhang zwischen christlicher Religiosität und der Wahl rechtspopulistischer Parteien

Jan-Philip Steinmann

Online-Anhang

Vergleich zwischen verschiedenen Clusterlösungen: Um die richtige Anzahl von Clustern zu ermitteln, wird auf zwei Indices zurückgegriffen, die jeweils die erzielte Clusterhomogenität bewerten. Der Duda-Hart Index (Duda et al. 2001) vergleicht die Homogenität eines Clusters mit der Homogenität der beiden Cluster, die bei Teilung des Ursprungsclusters entstehen. Der Calinski-Harabasz Index (Calinski und Harabasz 1974) setzt die erklärte Streuung (Variation zwischen Clustern) ins Verhältnis zu der unerklärten Streuung (Variation innerhalb von Clustern). Tab. O1 liefert die Ergebnisse für Ein- bis Fünf-Clusterlösungen sowohl für das hierarchische als auch das partitionierende Verfahren.

Tab. O1 Vergleich zwischen verschiedenen Clusterlösungen (Duda-Hart Index und Calinski-Harabasz Index)

	Hierarchisches Verfahren	Partitionierendes Verfahren
Ein-Clusterlösung		
Duda-Hart Index		
Je(2)/Je(1)	0,59	
Pseudo-T ²	1210,84	
Calinski-Harabasz Index		
Pseudo-F		
Zwei-Clusterlösung		
Duda-Hart Index		
Je(2)/Je(1)	0,70	
Pseudo-T ²	610,59	
Calinski-Harabasz Index		
Pseudo-F	1210,84	1425,94
Drei-Clusterlösung		
Duda-Hart Index		
Je(2)/Je(1)	0,75	
Pseudo-T ²	276,93	
Calinski-Harabasz Index		
Pseudo-F	1063,93	1270,72
Vier-Clusterlösung		
Duda-Hart Index		
Je(2)/Je(1)	0,63	
Pseudo-T ²	236,00	

Calinski-Harabasz Index		
Pseudo-F	948,43	1144,84
Fünf-Clusterlösung		
Duda-Hart Index		
Je(2)/Je(1)	0,71	
Pseudo-T ²	123,81	
Calinski-Harabasz Index		
Pseudo-F	857,75	1094,03

Quelle: GLES (2015 und 2017) und ALLBUS (2018), eigene Berechnungen.

Während der Duda-Hart Index nur im Anschluss an das hierarchische Verfahren berechnet werden kann, steht der Calinski-Harabasz Index auch nach dem partitionierenden Verfahren zur Verfügung. Anders als der Duda-Hart Index kann der Calinski-Harabasz Index jedoch nicht für die Ein-Clusterlösung ermittelt werden. Die Entscheidung für eine bestimmte Clusterlösung wird durch die gleichzeitige Berücksichtigung mehrerer Selektionskriterien gefällt. Eine bestimmte Anzahl von Clustern ist zu präferieren, wenn (a) der Duda-Hart Je(2)/Je(1) Index möglichst groß, (b) der Duda-Hart Pseudo-T² Index möglichst klein und (c) der Calinski-Harabasz Pseudo-F Index möglichst groß ist. Die Befunde lassen keine eindeutige Präferenz für eine der fünf aufgeführten Clusterlösungen zu. Während der Duda-Hart Je(2)/Je(1) Index und der Duda-Hart Pseudo-T² Index für die Verwendung der Drei-Clusterlösung sprechen, ist vor dem Hintergrund des Calinski-Harabasz Pseudo-F Index die Zwei-Clusterlösung zu bevorzugen.

Darstellung des Gesamtmodells inklusive Kontrollvariablen: Tab. O2 bietet einen Überblick zu den finalen Erklärungsmodellen und listet zusätzlich die Effekte für die Kontrollvariablen auf. Es wird ersichtlich, dass die Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage (in einem Jahr), das Geschlecht sowie die Region mit der Wahlentscheidung assoziiert sind.

Tab. O2 Multivariate Analyse auf Wahl rechtspopulistischer Parteien (generalisierte Strukturgleichungsmodelle)

	M7		M8	
Religionsanspruch (Ref. = inklusiver Religionsanspruch)	,323 (,340)		,384 (,342)	
	I-M	M-D	I-M	M-D
Zwei-Clusterlösung (Ref. = relativ heterophil) Relativ heterophob	1,655*** (,233)	1,278*** (,185)		
Drei-Clusterlösung (Ref. = heterophil) Nativistisch			,255 (,370)	2,665*** (,384)
Heterophob			1,660*** (,270)	2,934*** (,384)
Subjektive Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage	,608*** (,120)		,535*** (,121)	
Subjektive Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage in einem Jahr	,375** (,140)		,283* (,140)	
Einkommen	,080 (,046)		,077 (,048)	
Geschlecht (Ref. = Frauen)	0,737*** (,191)		,758*** (,006)	
Alter (in Jahren)	-,013* (,006)		-,010 (,006)	
Bildungsniveau (Ref. = Kein Schulabschluss oder Hauptschulabschluss) Realschulabschluss	,206 (,231)		,268 (,232)	
Abitur	-,480 (,270)		-,135 (,275)	
Migrationshintergrund (Ref. = Kein Migrationshintergrund) 1. Generation	,268 (,110)		,124 (,318)	
2. Generation	,150 (,224)		,054 (,227)	
Region (Ref. = Westdeutschland)	,521* (,249)		,503* (,253)	
N	1737		1737	

Anmerkungen: Es sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten abgebildet. Standardfehler sind eingeklammert. Zusätzlich wird für das Erhebungsjahr kontrolliert (Effekte sind nicht abgebildet). I-M: Effekt von unabhängiger auf mediiierende Variable; M-D: Effekt von mediiender auf abhängige Variable.

* p < 0,05.; ** p < 0,01; *** p < 0,001

Quelle: GLES (2015 und 2017) und ALLBUS (2018), eigene Berechnungen.

Muslimkritische Einstellungen anstatt einwanderungskritischer Einstellungen: Mit dem Ziel einer Überprüfung der Relevanz muslimkritischer Einstellungen bei der Vermittlung zwischen dem Religionsanspruch und der Wahl rechtspopulistischer Parteien werden in Tab. O3 die Modelle 2 und 4 aus Tab. 2 der Hauptanalyse repliziert. Da in den ALLBUS-Daten kein Maß für muslimkritische Einstellungen vorhanden ist, basiert die Analyse auf einer reduzierten Stichprobe, die ausschließlich die GLES-Daten miteinbezieht. Muslimkritische Einstellungen werden über das Item „Muslimen [sic] sollte die Zuwanderung nach Deutschland untersagt werden“ mit einer Fünf-Punkt-Skala von „stimme überhaupt nicht zu“ bis „stimme voll und ganz zu“ operationalisiert.

Tab. O3 Multivariate Analyse auf Wahl rechtspopulistischer Parteien (generalisierte Strukturgleichungsmodelle)

	M2	M4	
Religionsanspruch (Ref. = inklusiver Religionsanspruch)	,801* (,408)		,565 (,458)
Muslimkritische Einstellungen		I-M ,322 (,168)	M-D ,857*** (,095)
Kontrollvariablen	✓		✓
N	973		973

Anmerkungen: Es sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten abgebildet. Standardfehler sind eingeklammert. Zu den Kontrollvariablen zählen Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage (in einem Jahr), Einkommen, Geschlecht, Alter, Bildungsniveau, Migrationshintergrund, Region und Erhebungsjahr (Effekte sind nicht abgebildet). I-M: Effekt von unabhängiger auf mediierende Variable; M-D: Effekt von mediierender auf abhängige Variable.

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Quelle: GLES (2015 und 2017), eigene Berechnungen.

Es zeigt sich erstens, dass auch in der reduzierten Stichprobe der Ausgangsbefund zum Nexus von Religionsanspruch und der Wahl rechtspopulistischer Parteien zu finden ist (0,801; $p = 0,049$). Zweitens reduziert sich durch die Hinzunahme muslimkritischer Einstellungen die Differenz zwischen den beiden Untersuchungsgruppen hinsichtlich ihrer Wahlwahrscheinlichkeit rechtspopulistischer Parteien deutlich (0,565; $p = 0,217$). Dies liegt darin begründet, dass Christinnen und Christen mit exklusivem Religionsanspruch häufiger muslimkritische Einstellungen aufweisen als die Vergleichsgruppe mit auf Inklusivität beruhendem Religionsanspruch. Dieser Zusammenhang ist zwar streng genommen unter Bezugnahme auf ein konventionelles Signifikanzniveau nicht als ein solcher zu werten (0,322; $p = 0,056$). Die Tatsache, dass wir es mit einer stark reduzierten Teilstichprobe zu tun haben, erlaubt es jedoch, anzunehmen, dass die positive Assoziation zwischen Religionsanspruch und muslimkritischen Einstellungen eine relevante ist. Darüber hinaus sind muslimkritische Einstellungen positiv mit der Wahl rechtspopulistischer Parteien verbunden (0,857; $p \leq 0,001$).

Literatur

Calinski, T., und J. Harabasz. 1974. A dendrite method for cluster analysis. *Communications in Statistics* 3:1–27.

Duda, Richard O., David G. Stork und Peter E. Hart. 2001. *Pattern classification*. New York: Wiley.