



Zur Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft in Deutschland – Eine aktualisierte Alters-Perioden-Kohorten-Analyse mit ALLBUS-Daten 1980–2021

Daniel Lois

Eingegangen: 14. November 2023 / Angenommen: 24. Mai 2024
© The Author(s) 2024

Zusammenfassung Im Beitrag werden auf Basis von ALLBUS-Daten der Wellen 1980–2021 ($N=69.643$) hierarchische Alters-Perioden-Kohorten(APK)-Analysen für die Wahrscheinlichkeit durchgeführt, Mitglied einer christlichen Kirche zu sein. Ein Vergleich zwischen modifizierten hierarchischen APK-Modellen mit früheren Schätzungen deutet darauf hin, dass Kohorteneffekte in bisherigen Studien unterschätzt und Periodeneffekte überschätzt wurden. Der dominierende Mechanismus der Säkularisierung in Deutschland ist somit das „cohort replacement“. Allerdings ist der Säkularisierungsprozess in jüngster Zeit, insbesondere in den alten Bundesländern, durch das gleichzeitige Auftreten von drei Prozessen gekennzeichnet: Ungebrochen negative Kohorteneffekte gehen mit – ab dem Jahr 2014 – verstärkt negativen Periodeneffekten sowie einer sich in jüngeren Kohorten verstärkenden Abkopplung von einer religiösen Sozialisation im Elternhaus einher.

Schlüsselwörter Identifikationsproblem · Sozialisationseffekt · Säkularisierung · Mehrebenenmodelle · Kirchengaustritte

Alle datenanalytischen Verfahren wurden streng nach den Richtlinien der Datenlieferanten und den Standards der guten wissenschaftlichen Praxis durchgeführt.

✉ D. Lois

Professur für Sozialwissenschaftliche Methodenlehre, Fakultät für Humanwissenschaften, Universität der Bundeswehr München
Werner-Heisenberg-Weg 39, 85577 Neubiberg, Deutschland
E-Mail: daniel.lois@unibw.de

The Development of Church Membership in Germany—An Updated Age-Period-Cohort Analysis with ALLBUS Data 1980–2021

Abstract In this study, hierarchical age-period-cohort models are estimated on the probability of being a member of a Christian church based on German General Social Survey data from waves 1980 through 2021 ($N=69,643$). A comparison between modified hierarchical age-period-cohort models and earlier estimates indicates that cohort effects were underestimated and period effects overestimated in previous studies. The dominant mechanism of secularization in Germany is thus “cohort replacement.” However, the secularization process has—especially in the old federal states—recently been characterized by the simultaneous occurrence of three processes: Uninterrupted negative cohort effects are accompanied by increasingly negative period effects (from 2014 onward) and a growing decoupling from religious socialization in the parental home in younger cohorts.

Keywords Identification problem · Socialization effect · Secularization · Multilevel models · Church exits

1 Einleitung

Der Säkularisierungsprozess zählt zu den Megatrends moderner Gesellschaften, der sowohl in der medialen Berichterstattung als auch in der wissenschaftlichen Forschung nach wie vor auf große Aufmerksamkeit stößt. Zahlreiche Studien zeigen, dass der soziale Stellenwert der traditionellen christlichen Religionsformen in Deutschland und Europa sinkt, die Kirche und ihre Lehren zunehmend weniger akzeptiert werden und die Kirchengaustrittsraten – im Zuge der jüngsten Berichterstattung über Missbrauchsfälle in der katholischen Kirche dramatisch – steigen (Ekd 2023; Hardy et al. 2019; Molteni und Biolcati 2018, 2023; Voas 2009).

Sogenannte Alters-Perioden-Kohorten (APK)-Analysen versuchen in diesem Zusammenhang, ein differenzierteres Bild des Säkularisierungsprozesses zu zeichnen und auf diesem Wege auch die zugrunde liegenden Mechanismen zu identifizieren. Eine erste Sichtweise besteht hier darin, dass die Religiosität ein Phänomen ist, das im Rahmen von Sozialisationsprozessen, die von der Kindheit bis ins junge Erwachsenenalter reichen, ausgeprägt wird und sich im weiteren Lebensverlauf nur wenig verändert. Säkularisierung wäre aus dieser Perspektive dadurch zu erklären, dass ältere, noch stärker religiös sozialisierte – und im vorliegenden Fall der Kirchenmitgliedschaft: getaufte – Personen zunehmend durch jüngere Kohorten mit geringerer Kirchenbindung ersetzt werden („cohort replacement“). Dominiert dieser *Kohorten- oder Sozialisationsmechanismus* (Ryder 1965), richtet sich der Blick zum Beispiel verstärkt auf die Effektivität des religiösen Transmissionsprozesses innerhalb der Familie (vgl. Molteni und Biolcati 2023).

Eine entgegengesetzte Sichtweise besteht jedoch darin, dass Personen ihre Religiosität, und hier insbesondere ihre Haltung zur Kirche, häufig im Lebensverlauf verändern. Säkularisierung wäre dann erstens in Form eines *Periodeneffektes* dadurch erklärbar, dass ursprünglich religiös sozialisierte und getaufte Personen sich

zu bestimmten Zeitpunkten der Kalenderzeit dafür entscheiden, aus der Kirche auszutreten – zum Beispiel als Reaktion auf bestimmte zeithistorische Ereignisse wie Steuererhöhungen oder die Medienberichterstattung (z. B. Frick et al. 2021). Zweitens kann es zu *altersinduzierten* Veränderungen der Kirchenmitgliedschaft, d. h. zu Aus- oder (Wieder-)Eintritten in eine Kirche kommen, die zum Beispiel mit Ereignissen im Erwerbs- oder Familienzyklus zusammenhängen. Wichtige Passagen, für die sich entsprechende Effekte finden, sind hier etwa der Auszug aus dem Elternhaus oder der Erwerbseintritt (z. B. Lois 2013). Zu einer Säkularisierung kann es in diesem Zusammenhang zum Beispiel dadurch kommen, dass sich lebenszyklische Negativanreize für eine Kirchenmitgliedschaft, wie etwa die Fälligkeit der Kirchensteuer beim Erwerbseintritt, mit fortschreitender Kalenderzeit oder in jüngeren Kohorten verstärken.¹

Die bisher vorliegenden Alters-Perioden-Kohorten(APK)-Analysen zur Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft in Deutschland (Hardy et al. 2019; Lois 2011a) lassen, so die These dieses Beitrags, noch keine belastbare Antwort auf die Frage zu, welches Gewicht den genannten Säkularisierungsmechanismen zukommt. Dominieren Unterschiede zwischen Kohorten, also das „cohort replacement“, oder Veränderungen innerhalb von Kohorten, d. h. negative Perioden- oder (sich abschwächende) Alterseffekte? Muss der Blick also mehr auf Sozialisations- und Transmissionseffekte gerichtet werden oder auf Ereignisse in der Kalenderzeit oder im Lebensverlauf, die für die voranschreitende Säkularisierung maßgeblich verantwortlich sind?

Ein zentrales Defizit bisheriger Studien, das eine zufriedenstellende Antwort auf diese Fragen verhindert, ist methodischer Natur. Alle vorliegenden APK-Analysen zur Kirchenmitgliedschaft in Deutschland basieren auf sogenannten hierarchischen APK-Modellen. Diese führen jedoch in ihrer ursprünglich vorgeschlagenen Form, wie neuere Simulationsstudien gezeigt haben (Bell und Jones 2014; Lois 2019), zu einer zum Teil deutlichen Unterschätzung von Kohorteneffekten oder allgemein zu einer falschen Aufteilung zwischen der *intergenerationalen* Varianz (Kohorteneffekte) und der *intragenerationalen* Varianz (Alters- und Periodeneffekte). Das zentrale Ziel des vorliegenden Beitrags besteht vor diesem Hintergrund darin, die Daten der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage (ALLBUS) zu reanalysieren, neuste Daten bis ins Jahr 2021 einzubeziehen und dabei eine modifizierte Version des hierarchischen APK-Modells (nach Lois 2019) zu verwenden, das eine Unterschätzung von Kohorteneffekten vermeidet. Die auf dieser Basis gewonnenen, mutmaßlich valideren APK-Schätzer sollen auf theoretischer Ebene neue Erkenntnisse zum relativen Gewicht der diskutierten Säkularisierungsmechanismen erbringen.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Zunächst werden in Abschn. 2 zentrale offene Forschungsfragen zu den drei Dimensionen Alter, Periode und Kohorte erläutert. Anschließend folgt in den Abschn. 3 und 4 eine aktualisierte APK-Analyse zur Entwicklung der christlichen Kirchenmitgliedschaft in Deutschland, deren Ergebnisse in Abschn. 5 diskutiert werden.

¹ Mit anderen Worten handelt es sich hier um negative Interaktionseffekte „Alter×Periode“ bzw. „Alter×Kohorte“.

2 Offene Forschungsfragen zu APK-Effekten bei der Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft in Deutschland

2.1 Kohorteneffekte

Die zentrale Idee der hierarchischen APK-Modelle (HAPC) besteht darin, dass die befragten Personen auf Ebene 1 in die beiden – kreuztabulierten – zeitlichen Kontexte auf Ebene 2, Geburtskohorten und Kalenderjahre, eingebettet sind. In seiner ursprünglich vorgeschlagenen Form ist das HAPC-Modell wie folgt spezifiziert: Bei der abhängigen Variablen Y_{ijk} handelt es sich im vorliegenden Fall um die Mitgliedschaft in einer christlichen Kirche für Person i (bei $i = 1, \dots, N$ Personen) innerhalb von Kalenderjahr j (bei $j = 1, \dots, J$ Kalenderjahren) und Kohorte k (bei $k = 1, \dots, K$ Kohorten). A_i und A_i^2 bezeichnen das lineare bzw. quadrierte Alter.

$$\text{Ebene 1: } Y_{ijk} = \alpha_{jk} + \beta_1 A_i + \beta_2 A_i^2 + e_{ijk} \quad (1)$$

$$\text{Ebene 2: } \alpha_{jk} = \gamma_0 + u_{0j} + c_{0k} \quad (2)$$

Die Konstante α_{jk} indiziert den Zellenmittelwert einer Perioden \times Kohorten-Matrix für die Referenzgruppe bei mittlerem Alter in Jahr j und Kohorte k . β steht für die Level-1-„fixed effects“, d. h. für die Effekte des linearen und quadrierten Alters. e_{ijk} ist der individuelle Residualfehlerterm.

Auf Ebene 2 ist der „random intercept“ α_{jk} wie folgt spezifiziert: γ_0 ist die erwartete Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft zum Alter 0, gemittelt über Perioden und Kohorten; u_{0j} ist der Periodeneffekt, definiert als residualer Zufallskoeffizient von Periode j , gemittelt über die Kohorten. Bei c_{0k} handelt es sich um den Kohorteneffekt, definiert als residualer Zufallskoeffizient von Kohorte k , gemittelt über die Perioden. Für die periodenspezifischen und kohortenspezifischen Varianzkomponenten werden multivariate Normalverteilungen angenommen.

Mehrere Simulationsstudien haben gezeigt, dass dieses konventionelle HAPC-Modell dazu tendiert, den Kohorteneffekt zu unterschätzen und den Alterseffekt zu

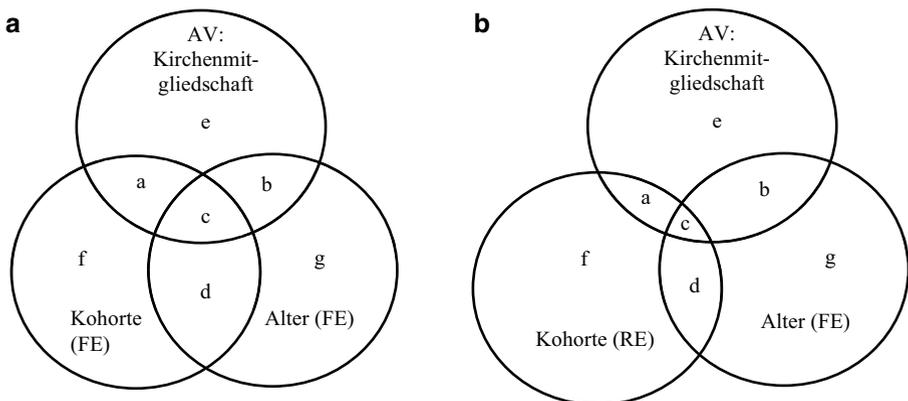


Abb. 1 Idealtypische Überlappungsdiagramme zum Vergleich verschiedener Schätzvarianten

überschätzen. Die Problematik des Modells besteht darin, dass für die einzelnen Kohorten keine „fixed effects“ geschätzt werden, sondern lediglich die kohortenspezifische Varianz (mit Normalverteilungsannahme) als „random effect“ auf Level 2 spezifiziert wird. Dies führt regelmäßig dazu, dass eben jene kohortenspezifische Varianz nur unvollständig abgebildet und zudem aus dem Lebensalter nicht vollständig herauspartialisiert wird.²

In Abb. 1, die zum Teil auf einer Idee von Verissimo (2022) basiert, ist das Problem grafisch visualisiert. Es handelt sich um sogenannte Venn- oder Überlappungsdiagramme. Teilabbildung b) bezieht sich auf das konventionelle HAPC-Modell. Die drei Kreise stehen für die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft (abhängige Variable) sowie den Kohorten- und Alterseffekt als unabhängige Variablen³, wobei die Kreisflächen allgemein analog für die Varianzen der Variablen stehen und die Schnittmengen entsprechend für Kovarianzen. So steht die Fläche e für den Teil der Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft, der nicht durch Alters- und Kohorteneffekte aufgeklärt wird (siehe den e_{ijk} -Term in Gl. 1) und die Flächen f und g stehen für die Varianzanteile der unabhängigen Variablen, die weder untereinander noch mit der abhängigen Variablen kovariieren.

Interessant sind im vorliegenden Fall vor allem die Teilflächen a, b und c. Durch die unvollständige Abbildung der kohortenspezifischen Varianz (als „random effect“-RE) im HAPC-Modell wird die Schnittmenge a (Kohorte*AV) unterschätzt, d. h. der kohortenspezifische Beitrag zur Erklärung der AV ist zu gering. Gleichzeitig wird durch die fehlende Herauspartialisierung die Schnittmenge c (Kohorte*Alter) unterschätzt, die in APK-Analysen typischerweise groß ist: Ältere Personen gehören älteren Geburtskohorten an und vice versa. In der Folge ist auch Schnittmenge b (Alter*AV) zu groß, d. h. der Alterseffekt wird überschätzt.

Lois (2019) hat zur Lösung des Problems eine Modifikation des ursprünglichen HAPC-Modells vorgeschlagen: Die Kohorten-Dimension wird dabei als konventioneller „fixed effect“ modelliert und die Perioden-Dimension verbleibt als einziger „random effect“ auf Level 2. Formal verändert sich die Level-2-Gleichung gegenüber Gl. 2 wie folgt, wobei $\overline{A_k}$ für die Altersmittelwerte der Kohorten steht, die als „fixed effect“ geschätzt werden:

$$\text{Ebene 2: } \alpha_{jk} = \gamma_0 + \beta_3 \overline{A_k} + u_{0j} \quad (3)$$

Diese Modifikation führt theoretisch zu einer vollständigen Abbildung der kohortenspezifischen Varianz und zu einer korrekten Partialisierung der Alters- und Kohorteneffekte. In Abb. 1 sind in Teilabbildung a) entsprechend die Schnittmengen a (eigenständiger Kohorteneffekt) und c (Partialisierungsbereich) größer sowie die Schnittmenge b (eigenständiger Alterseffekt) kleiner. Empirisch ist dieses so-

² Die mit dieser sogenannten „random effects assumption“ (Antonakis et al. 2021) einhergehenden Probleme sind keineswegs neu. Aus dem gleichen Grund werden z.B. im Kontext von Panelanalysen die „Fixed-Effects-Modelle“ den „Random-Effects-Modellen“ vorgezogen, wenn Kausaleffekte zeitveränderlicher Variablen geschätzt werden sollen (siehe im Überblick Antonakis et al. 2021).

³ Periodeneffekte werden hier aus Vereinfachungsgründen ausgeblendet.

nannte HAPC-FC-Modell („FC“ für „fixed cohort“) dem konventionellen HAPC-Modell nach Simulationsstudien von Lois (2019) überlegen.

Wie ist nun vor diesem Hintergrund der Forschungsstand zur kohortenspezifischen Entwicklung der kirchlichen Religiosität einzuschätzen? Alle bisher vorliegenden APK-Analysen für Deutschland (Hardy et al. 2019; Lois 2011a) und Europa (Molteni und Biolcati 2023) basieren auf dem konventionellen HAPC-Modell.⁴ Lois (2011a) nutzt ALLBUS-Wellen der Jahre 1980–2008 und berichtet für die alten Bundesländer einen auffallend schwachen Kohorteneffekt ohne klaren Trend. Für die neuen Bundesländer ist zudem praktisch kein Kohorteneffekt feststellbar. Hardy et al. (2019) harmonisieren und matchen Daten von 11⁵ nationalen Surveys und erweitern den Beobachtungszeitraum dadurch auf 1949–2013. Auch Hardy et al. (2019) identifizieren eher schwache Kohorteneffekte: Die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft liegt für die westdeutschen Kohorten 1910–1939 etwas über und für die Geburtsjahrgänge 1945–1969 sowie für die jüngste Kohorte 1990–1996 signifikant unter dem allgemeinen Durchschnitt. Für die neuen Bundesländer wird deutlich, dass sich die Geburtsjahrgänge 1950–1964, die innerhalb eines verfestigten DDR-Staates sozialisiert wurden, durch eine besonders geringe Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft auszeichnen. Relativ betrachtet sind sowohl bei Lois (2011a) als auch bei Hardy et al. (2019) die Periodeneffekte deutlich stärker als die Kohorteneffekte.⁶

Diese Befunde sind aus theoretischer Perspektive insofern überraschend, da die Säkularisierung der modernen Gesellschaft von vielen Autoren vor allem darauf zurückgeführt wird, dass sich die religiöse Sozialisation in der Generationenfolge abschwächt. So ist z. B. den Ansätzen von Bruce (2002), Wilson (1982), Martin (1978) oder Dobbelaere (2002) die Annahme gemeinsam, dass Religion und Kirche im Zuge der Säkularisierung oder der fortschreitenden Entkopplung von Staat und Kirche ihren Einfluss auf die zentralen Sozialisationsagenturen der Gesellschaft (z. B. das Bildungssystem) verlieren und sich die Bindung an Religion aufgrund der von Generation zu Generation nachlassenden religiösen Sozialisation abbaut (vgl. auch Pickel 2011, S. 137–177). Auch zeithistorisch lassen sich sowohl in den alten als auch in den neuen Bundesländern bestimmte Geburtskohorten benennen, für die besonders negative Sozialisationseffekte auf die Kirchenbindung zu erwarten sind. In den alten Bundesländern trifft dies z. B. auf die Geburtsjahrgänge 1946–1964 zu, die verstärkt vom Wertewandel im Zuge der 68er-Generation betroffen waren und für

⁴ Der folgende Forschungsüberblick beschränkt sich auf echte APK-Analysen. Weitere relativ aktuelle Trendanalysen ohne explizite APK-Differenzierung stammen darüber hinaus z. B. von Voas (2009) und Molteni und Biolcati (2018).

⁵ ALLBUS und ISSP, Eurobarometer, European Value Study, European Social Study, German National Election Study, Political Attitudes Survey, Politbarometer, World Value Survey, Global Attitudes Project.

⁶ Die Studie von Molteni und Biolcati (2023) ist insofern nicht direkt mit den zuvor genannten vergleichbar, da hier ebenfalls auf der Basis eines harmonisierten Datensatzes APK-Analysen für kombinierte Daten von 39 europäischen Ländern durchgeführt werden. Bei der abhängigen Variablen handelt es sich zudem anstelle der Kirchenmitgliedschaft um die Kirchengangshäufigkeit. Im Gegensatz zu den bisher diskutierten Studien berichten Molteni und Biolcati (2023) von einem relativ starken, negativen und s-förmigen Kohorteneffekt, insbesondere in westeuropäischen Ländern. Hiernach schwächt sich die Kirchengangshäufigkeit besonders deutlich zwischen den Geburtsjahrgängen 1935 und 1950 ab.

die neuen Bundesländer insbesondere für die Jahrgänge 1946–1960, die innerhalb eines gefestigten DDR-Staates mit seinen kirchlichen Repressionsmaßnahmen im Rahmen der „erzwungenen Säkularisierung“ (Meulemann 2003; Stolz et al. 2021) sozialisiert wurden (vgl. ausführlich hierzu Lois 2011a; Hardy et al. 2019).

Insgesamt drängt sich somit der Verdacht auf, dass der Widerspruch zwischen der theoretischen Bedeutsamkeit des kohortenspezifischen Sozialisationsmechanismus einerseits und den empirisch eher schwachen Kohorteneffekten bei Lois (2011a) und Hardy et al. (2019) andererseits, auf das beschriebene Konstruktionsproblem des konventionellen HAPC-Modells zurückzuführen ist, d. h. dass die Kohorteneffekte in diesen Studien unterschätzt wurden.

2.2 Periodeneffekte

Nach den Simulationen von Bell und Jones (2014, 2018) sowie Lois (2019) tendiert das konventionelle HAPC-Modell dazu, Periodeneffekte zu überschätzen. Diese Überschätzung ist zwar nicht so ausgeprägt wie die Unterschätzung der Kohorteneffekte, könnte jedoch in den Studien von Lois (2011a) sowie Hardy et al. (2019) fälschlicherweise den Eindruck verstärkt haben, dass es sich beim Säkularisierungsprozess vorwiegend um einen Einstellungswandel innerhalb derselben Personen über die Zeit handelt.

Bei näherer Betrachtung fällt weiterhin auf, dass alle Periodeneffekte, die in den bisher zitierten APK-Analysen berichtet wurden, ein typisches Muster aufweisen: Sie folgen einem relativ gleichmäßigen, negativen Trend und weisen kaum Ausschläge auf, die sich systematisch mit für die Kirchenmitgliedschaft mutmaßlich bedeutsamen zeithistorischen Ereignissen, wie z. B. der Einführung des Solidaritätszuschlags im Jahr 1995, in Verbindung bringen lassen. Dies erweckt den Eindruck, als folge der periodenspezifische Säkularisierungstrend eher gesellschaftlichen Globaltrends wie Bildungsexpansion, Wertewandel oder Veränderungen der Sozialstruktur (z. B. zunehmende Frauenerwerbsbeteiligung), die sich weniger sprunghaft als kontinuierlich vollziehen.

Allerdings finden sich in anderen Studien Hinweise darauf, dass sich auch zeit-historische Einzelereignisse auf die Austrittsraten aus den christlichen Kirchen in Deutschland auswirken. Frick et al. (2021) analysieren Kirchaustritte aus der evangelischen Kirche insgesamt und für 28 katholische Diözesen im Zeitraum 1958–2017 auf der Aggregatebene mit Paneldaten-Modellen. Neben einem allgemein negativen Trend der Kalenderzeit finden sie positive Effekte auf die Austrittsraten für die Jahre 1995 (Solidaritätszuschlag), 2010 (Berichterstattung über Missbrauchsfälle in der katholischen Kirche) und 2014 (Finanzskandal im Bistum Limburg) sowie Rückgänge der Austrittsraten in den Jahren 1968 („Humanae-Vitae“-Enzyklika) sowie 1978 und 2005 (Päpste Johannes Paul II. und Benedikt XVI). „Spillover“-Effekte sind hier insofern zu beobachten, als sich z. B. die Ereignisse der Jahre 1978 und 2005 (Papstwahlen) oder 2014 (Limburg-Skandal) auch auf die Austrittsraten aus der evangelischen Kirche auswirken. Der stärkste Effekt eines Einzelereignisses ist insgesamt für den Finanzskandal in Limburg im Jahr 2014 festzustellen, gefolgt von der Missbrauchsberichterstattung im Jahr 2010.

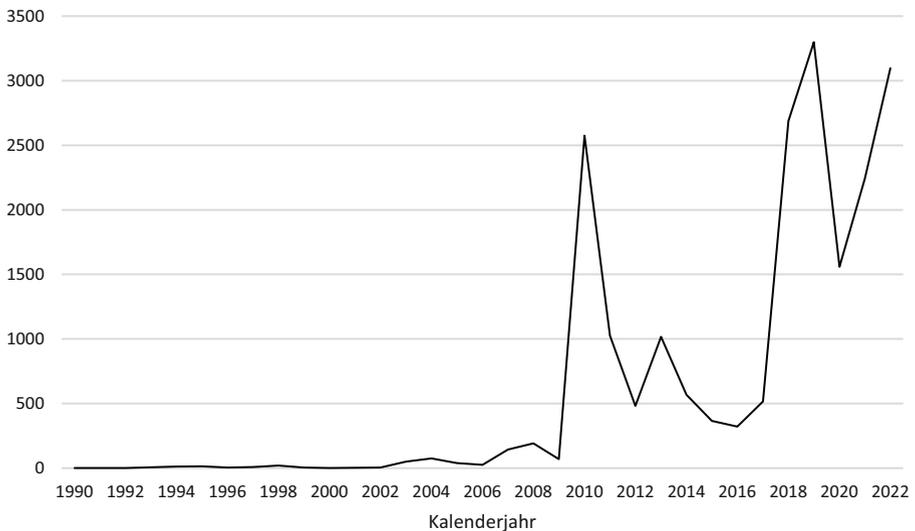


Abb. 2 Absolute Anzahl von Presseberichten zu den Schlagwörtern „Missbrauch“ und „katholische Kirche“ laut der Datenbank „wiso Sozialwissenschaften“. *Anmerkungen:* Wiso-Datenbank erreichbar unter <https://www.wiso-net.de/dosearch>; keine Einträge vor 1990

Auch wenn sich derartige Aggregatbefunde nicht unmittelbar auf die Individual-ebene (ökologischer Fehlschluss) oder in ein APK-Framework übertragen lassen, stellt sich doch die Frage, warum in den bisherigen APK-Analysen kaum systematische Ausschläge des Periodeneffekts in den betreffenden Jahren zu beobachten sind. In der vorliegenden Studie wird mit den neusten Daten (ALLBUS-Welle 2021) zu überprüfen sein, ob dies auch noch für die jüngste Vergangenheit gilt. Die mediale Berichterstattung über Missbrauchsfälle in der katholischen Kirche hat, nach einem ersten Peak im Jahr 2010, um das Jahr 2019 noch einmal deutlich zugenommen⁷, wie eine in Abb. 2 dargestellte Datenbankrecherche belegt. Auch angesichts der offiziell berichteten Austrittszahlen⁸, die ab 2019 für beide Konfessionen dramatisch ansteigen, wäre es überraschend, wenn sich nicht auch in einer APK-Analyse eine beschleunigte periodenspezifische Säkularisierung feststellen ließe.

⁷ Beiträge aus der Medienforschung zeigen in diesem Zusammenhang, dass die Intensität der wellenförmig verlaufenden Medienberichterstattung immer weiter zunimmt (z. B. Atteveldt et al. 2018).

⁸ Auffällige jahresspezifische Ausschläge der offiziell registrierten Austritte aus der katholischen Kirche zeigen sich für die Jahre 2010 (Missbrauchsskandal), 2014 (siehe Limburg-Skandal) und in dramatisch verschärfter Weise ab dem Jahr 2019 (siehe auch Abb. 2). Dieses Muster überträgt sich zudem ab dem Jahr 2014 auch auf Austritte aus der evangelischen Kirche (<https://de.statista.com/statistik/daten/studie/4052/umfrage/kirchenaustritte-in-deutschland-nach-konfessionen/#:~:text=Die%20Statistik%20zeigt%20Anzahl%20oder,Jahr%20insgesamt%20522.821%20Personen%20aus,> zugegriffen: 22. Apr. 2024).

2.3 Alterseffekte

Intragenerationale Unterschiede innerhalb von Geburtskohorten umfassen neben den Einflüssen der Kalenderzeit darüber hinaus Alterseffekte, d.h. systematische Veränderungen der Kirchenmitgliedschaft durch Aus- und (Wieder-)Eintritte in eine Kirche, die sich z. B. im Erwerbs- und Familienzyklus verorten lassen. Das bisherige Befundmuster ist hier recht einheitlich. Sowohl Hardy et al. (2019) als auch Lois (2011a) finden mit HAPC-Modellen ein moderat ausgeprägtes, u-förmiges Verlaufsmuster für die alten Bundesländer und einen überraschend starken, positiven Alterseffekt auf die Kirchenbindung in den neuen Bundesländern. Molteni und Biolcati (2023) berichten zudem auf europäischer Ebene davon, dass sich die Kirchgangshäufigkeit in Europa bei über 60-jährigen Befragten, verglichen mit Befragten bis 60 Jahre, verstärkt. Wie bereits in Abschn. 2.1 diskutiert wurde, tendiert das konventionelle HAPC-Modell jedoch nicht nur dazu, Kohorteneffekte zu unterschätzen, sondern gleichzeitig auch zu einer deutlichen Überschätzung von Alterseffekten. Insofern besteht die Möglichkeit, dass bisherige HAPC-Analysen ein falsches Bild von der Lebensverlaufsdynamik der kirchlichen Religiosität gezeichnet haben.

Zur Klärung der Frage, ob die diskutierten Alterseffekte entweder kausal sind oder statistische Artefakte darstellen, sind vor allem Panelanalysen geeignet. Die bisherige, eher spärliche Längsschnittforschung zur Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft im Lebensverlauf liefert hier durchaus belastbare Hinweise auf altersspezifische Veränderungen. So zeigt sich vorwiegend in den alten Bundesländern ein allgemein u-förmiges Verlaufsmuster über das Lebensalter. Lois (2013, S. 135–161) findet hier negative Effekte des Auszugs aus dem Elternhaus, des Erwerbseintritts sowie der Scheidung und positive Effekte für Kinder (ab 5 Jahren) und den Übergang in eine Verwitwung auf die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft. Insofern ist die Altersdimension innerhalb des APK-Frameworks nicht nur als unbedeutende Störgröße aufzufassen (vgl. Molteni und Biolcati 2023), sondern inhaltlich und in der empirischen Modellierung ernst zu nehmen.

Gleichwohl ist die Stärke der Alterseffekte auf die Kirchenmitgliedschaft nach den vorliegenden Panelanalysen begrenzt. In den SOEP-Daten zur Kirchenmitgliedschaft entfallen drei Viertel der Varianz auf Unterschiede zwischen Personen und nur ein Drittel auf Varianz innerhalb von Personen, die durch Alters- und Periodeneffekte adressiert werden könnte. Lois (2013, S. 119) resümiert daher, dass es sich bei der kirchlichen Religiosität um ein zeitlich relativ stabiles und träges Merkmal handelt und der religiösen Sozialisation somit ein hoher Stellenwert zukommt.

Ferner scheint sich ein indirekter Säkularisierungsmechanismus, der in der empirischen Forschung nur selten beachtet wird, darin zu äußern, dass sich Alterseffekte mit fortschreitender Kalenderzeit oder in der Kohortenfolge verändern, dass also Interaktionseffekte „Alter \times Periode“ bzw. „Alter \times Kohorte“ bestehen. Die APK-Analyse von Lois (2011a) sowie die Panelanalysen von Lois (2011b, 2013, S. 95 ff.) deuten hier insgesamt darauf hin, dass sich die lebensverlaufsspezifischen Einflüsse zur Stärkung der Kirchenbindung mit fortschreitender Kalenderzeit abschwächen. Dies äußert sich z.B. durch eine Abschwächung positiver Alterseffekte auf die Kirchgangshäufigkeit über die historische Zeit (Lois 2011a, b).

2.4 Zusammenfassende Forschungsfragen

Insgesamt besteht das Ziel der nachfolgenden empirischen APK-Analysen, die sich sowohl auf aktuellere Daten als auch auf revidierte, mutmaßlich validere APK-Modelle stützen sollen, in der Klärung folgender Fragen:

- Wurden Kohorteneffekte in bisherigen APK-Analysen zur Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft in Deutschland aus methodischen Gründen („random effects assumption“ im HAPC-Modell) unterschätzt?
- Sind auch die bisher berichteten Periodeneffekte nicht valide, da sie einerseits überschätzt wurden und zum anderen kaum signifikante Ausschläge in für die Kirchenmitgliedschaft bedeutsamen Kalenderjahren zeigen?
- Überschätzen bisherige APK-Analysen schließlich Alterseffekte auf die Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft und schwächen sich positive Alterseffekte mit fortschreitender Kalenderzeit oder in jüngeren Kohorten ab?

3 Daten und Methode

Die folgenden Analysen basieren auf allen ALLBUS-Wellen im Zeitraum 1980–2021 (GESIS 2021, 2023). Da die Grundgesamtheit des ALLBUS aus Personen mit deutscher Staatsangehörigkeit oder in späteren Wellen ab 1991 aus Personen mit ausreichenden Deutschkenntnissen besteht, ist die Datengrundlage weniger gut für Analysen zu nichtchristlichen Religionsgemeinschaften geeignet. Personen ohne deutsche Staatsangehörigkeit, bei denen diese Glaubensgemeinschaften überrepräsentiert sind, werden daher ausgeschlossen. Die abhängige Variable nimmt somit den Wert „1“ an für Personen, die der katholischen Kirche, der evangelischen Kirche oder einer anderen christlichen Religionsgemeinschaft angehören und den Wert „0“ für Personen ohne Kirchenmitgliedschaft.

Im Hinblick auf das Auswertungsverfahren werden im Folgenden, wie in Abschn. 2.1 diskutiert, zwei Varianten berechnet: das HAPC-Modell in seiner ursprünglichen Form (Yang und Land 2006, 2008, 2013) und die von Lois (2019) modifizierte Variante (HAPC-FC).

Alle Modelle werden anstelle eines Logit-Modells als lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle (LPM; Hellevik 2009) berechnet und basieren anstelle von Maximum Likelihood auf einer Bayes-Schätzung nach dem Markov-Chain-Monte-Carlo-Verfahren (Brown und Prescott 2006). Für das LPM spricht, dass die s-förmige Funktion des Logit-Modells inhaltlich nicht zur vorliegenden Fragestellung passt und das LPM zudem wesentlich leichter darstellbar und interpretierbar ist. Das Bayes-Verfahren führt zudem auch bei einer relativ kleinen Anzahl von Geburtskohorten und Kalenderzeitpunkten zu robusten Schätzungen.

Der Alterseffekt wird mithilfe des linearen und, falls statistisch signifikant, des quadrierten Alters modelliert, um nichtlineare Effekte abbilden zu können. Im Hinblick auf den Periodeneffekt sind für die alten Bundesländer 24 und für die neuen 16 Messzeitpunkte (respektive ALLBUS-Wellen) vorhanden. Weiterhin werden 18 Geburtskohorten gebildet, die, abgesehen von den Rändern, jeweils fünf Geburtsjahrgänge zusammenfassen.

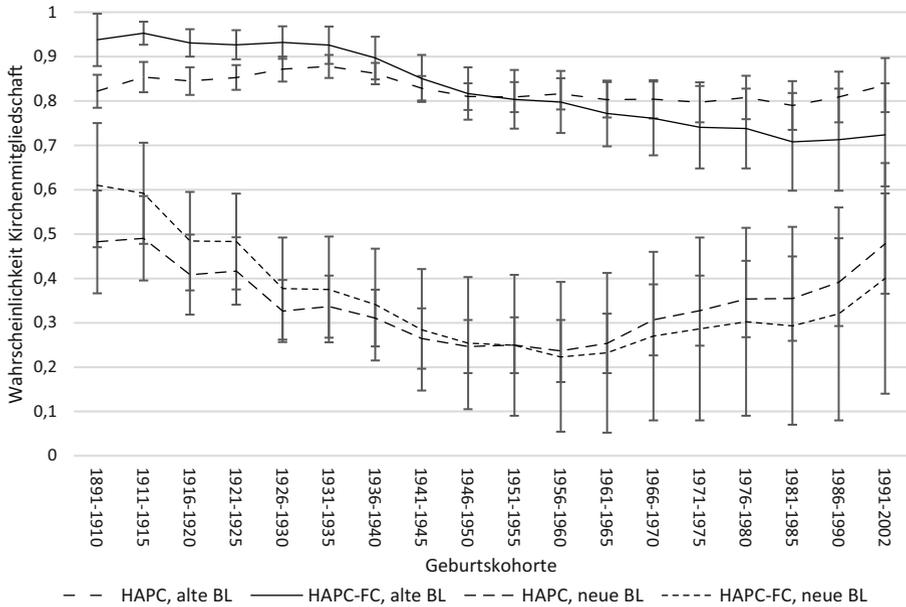


Abb. 3 Multivariate Kohorteneffekte auf die Wahrscheinlichkeit einer christlichen Kirchenmitgliedschaft (Punktschätzer mit 95%-Credible-Interval). *Anmerkungen:* *Quelle:* ALLBUS 1980–2021 ($n=51.605$ [alte BL] bzw. $n=18.038$ [neue BL]), eigene Berechnungen. Basierend auf nicht dargestellten linearen Bayes-Multilevel-Modellen

4 Ergebnisse

4.1 Kohorteneffekte

Anstelle des relativ umfangreichen Tabellen-Outputs werden die APK-Analysen grafisch präsentiert.⁹ Die y-Achse der Abbildungen entspricht der Wahrscheinlichkeit, Mitglied in einer christlichen Kirche zu sein. Dargestellt werden Nettoeffekte der jeweiligen Zeitdimension. Diese sind wie folgt zu interpretieren: Wie würde sich die Wahrscheinlichkeit für eine Kirchenmitgliedschaft entwickeln, wenn ausschließlich der entsprechende Alters-, Perioden- oder Kohorteneffekt für diese Veränderungen verantwortlich wäre? Die mit der statistischen Schätzung verbundene Unsicherheit kommt durch die sogenannten 95%-Glaubwürdigkeitsintervalle (Bayes-„Credible Interval“) zum Ausdruck, die den gesuchten Parameter mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% enthalten.

Beginnen wir mit den Kohorteneffekten für die alten und neuen Bundesländer in Abb. 3. Dargestellt sind jeweils die Ergebnisse des mutmaßlich verzerrten HAPC-Modells für die alten sowie die neuen Bundesländer sowie die Schätzungen auf Basis des wahrscheinlich valideren HAPC-FC-Modells.

⁹ Alle Tabellen lassen sich mit einer Replikationssyntax (zum Download auf der Homepage des Autors) erzeugen, welche auch die Datenaufbereitung dokumentiert.

Abbildung 3 offenbart deutliche Unterschiede zwischen den beiden Schätzvarianten. Das HAPC-Modell zeigt einen relativ flachen Kohortentrend mit einem deutlicheren Rückgang im Umfeld der „APO-Generation“ (1946–1953, Klein und Pötschke 2004) sowie einer anschließenden Seitwärtsentwicklung. Das HAPC-FC-Modell führt dagegen zu anderen Schlussfolgerungen.¹⁰ Die Wahrscheinlichkeit der Kirchenmitgliedschaft ist erstens, gegenüber dem HAPC-Modell, in den älteren Kohorten (Vorkriegs- bis Kriegs-/Nachkriegsgeneration, 1895–1934) deutlich stärker ausgeprägt. Der zweite wesentliche Unterschied besteht darin, dass der mit der „Adenauer-Generation“ (1935–1945) und der APO-Generation einsetzende, beschleunigte Säkularisierungstrend nicht abbricht, sondern sich bis zur Kohorte 1981–1985 („Kohorte Y“) ungebremst fortsetzt.¹¹ Insbesondere an den Rändern fallen das HAPC- und das HAPC-FC-Modell folglich auseinander. Das konventionelle HAPC-Modell, auf dem alle bisherigen in Abschn. 2 zitierten APK-Analysen basieren, unterschätzt sowohl die hohe Kirchenbindung älterer Kohorten als auch die unverminderte Stärke des kohortenspezifischen Säkularisierungstrends in jüngeren Kohorten.

In den neuen Bundesländern zeigen sowohl das HAPC- als auch das HAPC-FC-Modell einen u-förmigen Kohortentrend, wobei das geringste Ausmaß der Kirchenbindung erwartungsgemäß etwa für die Kohorten 1941–1965 zu beobachten ist, die in einem sich etablierenden oder verfestigten DDR-Staat sozialisiert wurden und von der erzwungenen Säkularisierung der 1950er-Jahre verstärkt betroffen waren. Wiederum ist allerdings der Kohorteneffekt im HAPC-FC-Modell sichtbar stärker als im HAPC-Modell und führt auch zu etwas anderen inhaltlichen Schlussfolgerungen, insbesondere an den Rändern des Kohortenspektrums. Laut dem HAPC-FC-Modell ist zum einen wiederum die Kirchenbindung der ältesten Ost-Kohorten deutlich stärker ausgeprägt (linker Rand). Bei den jüngsten Kohorten wird zum anderen der durch das HAPC-Modell erweckte Eindruck, es komme zu einer „religiösen Wiederbelebung“ in den Nachwendekohorten (vgl. Lois 2011a), durch das HAPC-FC-Modell weniger deutlich unterstützt. Während die Wahrscheinlichkeit der Kirchenmitgliedschaft im HAPC-Modell in den jüngsten Ost-Kohorten praktisch wieder das Ausgangsniveau der ältesten Jahrgänge erreicht, bleibt das Ausmaß der Kirchenbindung in den jüngsten Kohorten gemäß des HAPC-FC-Modells deutlich dahinter zurück.

¹⁰ Das Ausmaß der Differenzen zwischen dem HAPC- und dem HAPC-FC-Modell erscheint ab der westdeutschen Kohorte 1936–1940 insofern weniger dramatisch zu sein, da sich die 95%-Glaubwürdigkeitsintervalle ab diesen Jahrgängen zwischen den beiden Schätzvarianten überschneiden. Es ist bei der Einordnung der Effektstärken jedoch zwischen den einzelnen kohortenspezifischen Punktschätzern und den Kohorteneffekten insgesamt und hier speziell ihrer maximalen Schwankungsbreite zu unterscheiden. Zum Beispiel reduziert sich die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft zwischen den westdeutschen Kohorten 1931–1935 und 1951–1955 um lediglich 6,9 Prozentpunkte, während der Rückgang im HAPC-FC-Modell zwischen den Kohorten 1911–1915 und 1981–1985 ganze 24,5 Prozentpunkte beträgt.

¹¹ Der anschließende Trend in den jüngsten Kohorten ist aufgrund der verkürzten Altersspannweite typischerweise noch unsicher.

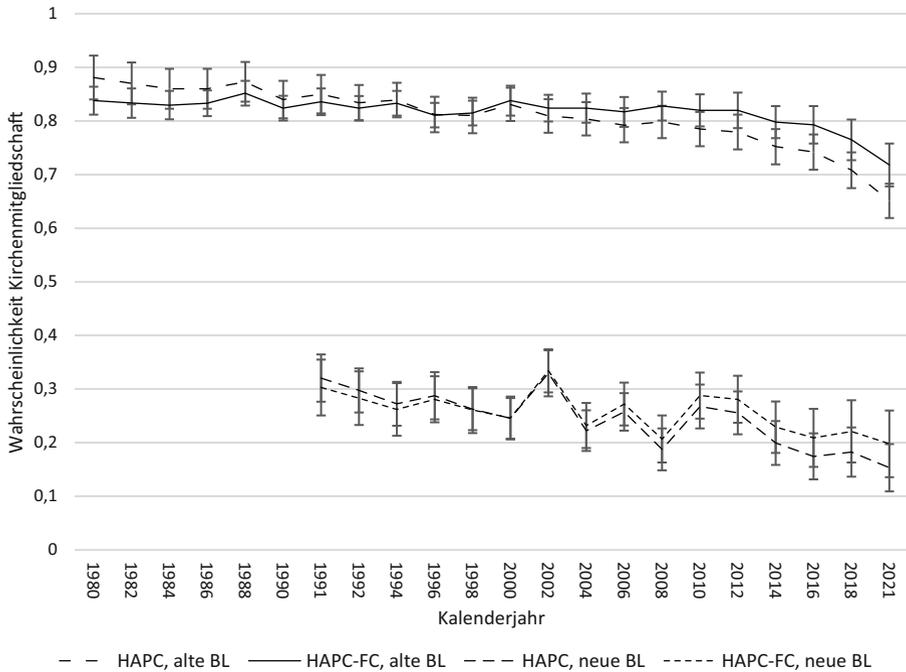


Abb. 4 Multivariate Periodeneffekte auf die Wahrscheinlichkeit einer christlichen Kirchenmitgliedschaft (Punktschätzer mit 95%-Credible-Interval). *Anmerkungen:* Quelle: ALLBUS 1980–2021 ($n = 51.605$ [alte BL] bzw. $n = 18.038$ [neue BL]), eigene Berechnungen. Basierend auf nicht dargestellten linearen Bayes-Multilevel-Modellen

4.2 Periodeneffekte

In Abb. 4 sind im nächsten Schritt die Periodeneffekte dargestellt. Allgemein lässt sich feststellen, dass die negativen Periodeneffekte sowohl in den alten als auch in den neuen Bundesländern im HAPC-Modell stärker ausfallen als im HAPC-FC-Modell. Gemäß der in Abschn. 2.1 besprochenen Simulationsergebnisse bestätigt sich somit insgesamt die Erwartung, dass Periodeneffekte bei der Entwicklung der kirchlichen Religiosität in Deutschland bisher überschätzt wurden.

Weiterhin schlagen sich gemäß dem HAPC-FC-Modell die in Abschn. 2.2 besprochenen Einzelereignisse bis zum Jahr 2014 zumindest nicht konsistent in entsprechenden Ausschlägen der Kurve nieder. Ein negativer Effekt der „Soli-Einführung“ 1995 ist allenfalls durch einen leichten „Knick“ nach unten in den alten Bundesländern erkennbar. Zu einem positiven „Papst-Wahl-Effekt“ im Jahr 2005 passt der positive Ausschlag in den neuen Bundesländern, der jedoch in den alten Bundesländern nicht zu beobachten ist. Verstärkte Rückgänge der Kirchenbindung um das Jahr 2010 (Missbrauchs-Berichterstattung) lassen sich insgesamt nicht beobachten. Nach dem Jahr 2014 und damit der Berichterstattung über den Finanzskandal im Bistum Limburg und der ab 2017 deutlich zunehmenden Berichterstattung über Missbrauchsfälle in der katholischen Kirche (siehe Abb. 2) kommt es, auch korrespondierend mit der deutlichen Zunahme der offiziell berichteten Austrittszahlen, in den

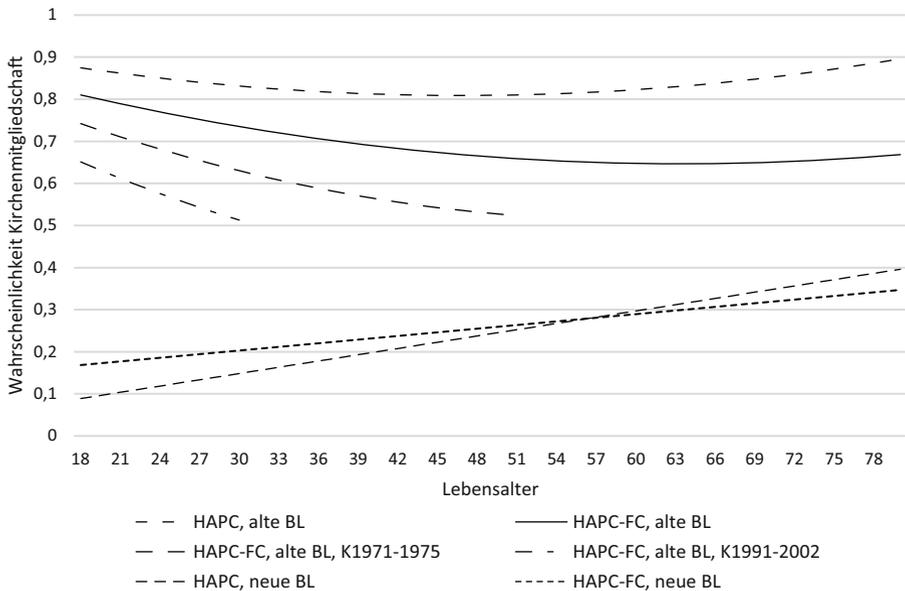


Abb. 5 Multivariate Alterseffekte auf die Wahrscheinlichkeit einer christlichen Kirchenmitgliedschaft (vorhergesagte Altersfunktionen). *Anmerkungen:* *Quelle:* ALLBUS 1980–2021 ($n = 51.605$ [alte BL] bzw. $n = 18.038$ [neue BL]), eigene Berechnungen. Basierend auf nicht dargestellten linearen Bayes-Multilevel-Modellen

alten Bundesländern zu einer sichtbaren Verstärkung des negativen Periodeneffektes. Dieses beschleunigte Säkularisierungstempo nach dem Jahr 2014 ist innerhalb des hier betrachteten Beobachtungszeitraums einmalig. In den neuen Bundesländern ist eine entsprechende Abwärtsentwicklung ebenfalls beobachtbar, jedoch deutlich schwächer ausgeprägt.

4.3 Alterseffekte

Den Abschluss der empirischen Analysen bilden Alterseffekte in Abb. 5. Für die alten Bundesländer bestätigen beide Modellvarianten ein u-förmiges Verlaufsmuster, wonach die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft ab der Postadoleszenz bis etwa zur Mitte des sechsten (HAPC) oder fünften (HAPC-FC) Lebensjahrzehnts zurückgeht, um anschließend wieder leicht anzusteigen. Der Rückgang beim Übergang in die Postadoleszenz lässt sich mit Ereignissen wie dem Auszug aus dem Elternhaus und vor allem dem Erwerbseintritt (Kirchensteuereffekte) in Verbindung bringen (Birkelbach 1999; Lois 2013) und der Wiederanstieg mit Ereignissen im Familienzyklus wie Heirat und Familiengründung (Lois 2013). In den neuen Bundesländern fällt der Alterseffekt nicht u-förmig aus, sondern linear-positiv.

Der Vergleich der beiden Schätzvarianten (HAPC und HAPC-FC) führt zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen. Unerwartet ist, dass der Alterseffekt in den alten Bundesländern, d. h. hier vor allem der vorübergehende Rückgang der Kirchenbindung zwischen Postadoleszenz und Lebensmitte, durch das konventionelle HAPC-

Modell unter- und nicht wie erwartet überschätzt wird. So beträgt die Reduzierung der Wahrscheinlichkeit für eine Kirchenmitgliedschaft laut dem HAPC-Modell zwischen dem 18. Lebensjahr und dem 48. Lebensjahr, dem Wendepunkt der Funktion, lediglich 6,5 Prozentpunkte. Beim HAPC-FC-Modell fällt der Rückgang zwischen dem 18. und 64. Lebensjahr dagegen mit 14,4 Prozentpunkten stärker aus.

In den neuen Bundesländern überschätzt das konventionelle HAPC-Modell dagegen erwartungsgemäß den Alterseffekt deutlich. Hier erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, Mitglied einer Kirche zu sein, laut dem HAPC-Modell zwischen dem 18. und 80. Lebensjahr um 30,7 Prozentpunkte, wohingegen dieser Anstieg gemäß dem HAPC-FC-Modell lediglich 17,8 Prozentpunkte beträgt. Dennoch ist auch der schwächere, durch das HAPC-FC-Modell geschätzte Alterseffekt für die neuen Bundesländer statistisch signifikant.¹²

Ein modellierungstechnischer Vorteil des HAPC-FC-Modells besteht ferner darin, dass sich Interaktionseffekte zwischen dem Alter und der Kohorte, die beide als „fixed effects“ geschätzt werden, berechnen lassen. Hierzu wurde die Kohortenvariable in einem zusätzlichen Modell in ordinaler Form mit dem linearen und quadrierten Lebensalter interagiert. Beide Interaktionen sind (allerdings nur in den alten Bundesländern) statistisch signifikant. Was diese Wechselwirkungen inhaltlich bedeuten, ist in Abb. 5 durch zwei weitere, exemplarisch ausgewählte Alterseffekte dargestellt, die sich auf die beiden jüngeren westdeutschen Kohorten 1971–1975 sowie 1991–2002 beziehen.¹³ Neben einer Verschiebung auf der y-Achse nach unten beim Startpunkt im 18. Lebensjahr (Kohorteneffekt, vgl. Abb. 3) wird hier deutlich, dass der Rückgang der Kirchenbindung nach dem 18. Lebensjahr in jüngeren Kohorten immer ausgeprägter wird. Dies steht im Einklang mit Panelanalysen (Lois 2011b, 2013) und ist ein direkter Hinweis darauf, dass sich die Kirchenbindung getaufter und religiös sozialisierter Jugendlicher im Zuge der Abnabelung von den Eltern immer stärker abschwächt, die religiöse Sozialisation im Elternhaus also zunehmend an Effektivität und Persistenz verliert.

5 Diskussion

Die empirischen Analysen im vorliegenden Beitrag haben gezeigt, dass der Forschungsstand zu APK-Effekten bei der Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft in Deutschland teilweise korrigiert werden muss. Der dominierende „Motor“ des Säkularisierungsprozesses in Deutschland sind nicht, wie frühere Studien (Lois 2011a; Hardy et al. 2019) suggeriert haben, Perioden-, sondern Kohorten- bzw. Sozialisationseffekte. Diese Schlussfolgerung gilt zumindest bis ins Jahr 2014. Während sich z. B. die Wahrscheinlichkeit einer Kirchenmitgliedschaft nach dem HAPC-FC-Modell in den alten Bundesländern zwischen 1982 und 2014 um 4 Prozentpunkte und in den neuen Bundesländern zwischen 1991 und 2014 um 7,4 Prozentpunkte

¹² Dies bedeutet hier, dass das 95 %-Glaubwürdigkeitsintervall, das für die Alterseffekte aus Platzgründen nicht in Abb. 5 eingezeichnet wurde, den Wert 0 nicht enthält.

¹³ Die Altersfunktionen wurden hier für den jeweiligen Altersbereich in Abb. 5 eingezeichnet, der für die beiden Kohorten im Beobachtungszeitraum verfügbar ist.

abschwächt, betragen die kohortenspezifischen Rückgänge 25 Prozentpunkte (West, Kohorten 1911–1915 vs. 1981–1985) bis knapp 40 Prozentpunkte (Ost, Kohorten 1891–1910 vs. 1956–1960). Auch unter Einbeziehung der unterschiedlichen zeitlichen Spannweiten sind die Kohorteneffekte nach dem HAPC-FC-Modell damit stärker. Das konventionelle HAPC-Modell suggeriert dagegen stärkere und wahrscheinlich zu hohe Periodeneffekte und deutlich schwächere und zu geringe Einflüsse der Geburtskohorte.

Das HAPC-FC-Modell erlaubt mit seinen mutmaßlich valideren Schätzern zudem eine fundiertere Beantwortung der Frage, in welchen historischen Kontexten sich die berichteten Kohorteneffekte vollziehen. In den alten Bundesländern nimmt der Säkularisierungsprozess im Zuge der 68er-Bewegung mit der Adenauer-Generation (1941–1945) und der APO-Generation (1946–1953) Fahrt auf und setzt sich, entgegen früheren Ergebnissen, bis in die jüngsten Kohorten in fast ungebremsstem Tempo fort. In den neuen Bundesländern ist der Kohorteneffekt noch ausgeprägter. Die besonders geringe Kirchenbindung der Geburtsjahrgänge 1941–1965 unterstreicht hier die historische Einmaligkeit der „erzwungenen Säkularisierung“ in der DDR, die einen dauerhaften „Fußabdruck“ im Kohortenspektrum hinterlassen hat (Meulemann 2003; Stolz et al. 2021). In den revidierten APK-Analysen finden sich zudem, im Gegensatz zu den Befunden von Lois (2011a), keine deutlichen Hinweise auf eine religiöse Wiederbelebung in den Nachwendekohorten der neuen Bundesländer. Es ist allenfalls festzustellen, dass sich der starke Säkularisierungsdruck, der für die in der DDR sozialisierten Kohorten festzustellen ist, ab der Kohorte 1966–1970 leicht abschwächt.

Der vorliegende Befund, dass Kohorteneffekte in bisherigen APK-Analysen unterschätzt wurden, sollte jedoch nicht dahingehend fehlinterpretiert werden, dass Alters- und Periodeneffekte, d.h. Veränderungen innerhalb von Kohorten, für die Kirchenmitgliedschaft unbedeutend wären. Nach dem Jahr 2014 ist, insbesondere in den alten Bundesländern, eine deutliche Verstärkung des negativen Periodeneffekts sichtbar, die höchstwahrscheinlich mit der medialen „Skandalberichterstattung“ – Finanzskandal im Bistum Limburg und vor allem Berichterstattungswelle über Missbrauchsfälle in der katholischen Kirche um das Jahr 2019 – zusammenhängt. Zusätzlich verstärkt sich, wiederum in den alten Bundesländern, in jüngeren Kohorten die Abschwächung der Kirchenbindung beim Übergang in die Postadoleszenz, d.h. der negative Alterstrend zwischen dem 18. und 40. Lebensjahr wird zunehmend ausgeprägter.

Die aktuelle Entwicklung der Kirchenmitgliedschaft lässt sich damit, zum Nachteil der christlichen Kirchen in Deutschland, durch drei parallel wirkende Mechanismen kennzeichnen, die das Säkularisierungstempo weiter erhöhen: Ungebrochen negative Kohorteneffekte gehen mit sich jüngst verstärkenden, negativen Periodeneffekten sowie einer zunehmenden Abkopplung von der Kirche beim Übergang in die Postadoleszenz einher.

Funding Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Interessenkonflikt D. Lois gibt an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Artikel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

Weitere Details zur Lizenz entnehmen Sie bitte der Lizenzinformation auf <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>.

Literatur

- Antonakis, John, Nicolas Bastardoz und Mikko Rönnkö. 2021. On ignoring the random effects assumption in multilevel models: Review, critique, and recommendations. *Organizational Research Methods* 24:443–483.
- Atteveldt, Wouter van, Nel Rulgrok, Kasper Welbers und Carina Jacobi. 2018. News waves in a changing media landscape 1950–2014. In *From media hype to Twitter storm. News explosions and their impact in issues, crises, and public opinion*, Hrsg. Peter Vasterman, 61–82. Amsterdam: University Press.
- Bell, Andrew, und Kelvyn Jones. 2014. Another ‘futile quest’? A simulation study of Yang and Land’s hierarchical age-eriod-cohort model. *Demographic Research* 30:333–360.
- Bell, Andrew, und Kelvyn Jones. 2018. The Hierarchical Age-Period-Cohort model: Why does it find the results it finds? *Quality & Quantity* 52:783–799.
- Birkelbach, Klaus. 1999. Die Entscheidung zum Kirchenaustritt zwischen Kirchenbindung und Kirchensteuer. *Zeitschrift für Soziologie* 28:136–153.
- Brown, Helene, und Robin Prescott. 2006. *Applied mixed models in medicine*. New York: Wiley.
- Bruce, Steve. 2002. *God is dead: Secularization in the West*. Oxford: Blackwell.
- Dobbelaere, Karel 2002. *Secularization: An analysis at three levels*. Brussels: Peter Lang.
- Evangelische Kirche in Deutschland (EKD). 2023. *Wie hältst du’s mit der Kirche? Zur Bedeutung der Kirche in der Gesellschaft. Erste Ergebnisse der 6. Kirchenmitgliedschaftsuntersuchung*. Leipzig: Evangelische Verlagsanstalt.
- Frick, Bernd, Katharina Moser und Rob Simmons. 2021. Spillover effects of scandals on exits from the Catholic and Protestant churches in Germany. *Journal for the Scientific Study of Religion* 60:482–497.
- GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. 2021. Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften ALLBUS – Kumulation 1980–2018. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5274 Datenfile Version 1.1.0, <https://doi.org/10.4232/1.13748>.
- GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. 2023. German General Social Survey – ALLBUS 2021. GESIS, Köln. ZA5282 Datenfile Version 1.0.0, <https://doi.org/10.4232/1.14151>.
- Hardy, Melissa, Vegard Skirbekk und Marcin Stonawski 2019. The religiously unaffiliated in Germany, 1949–2013: Contrasting patterns of social change in East and West. *The Sociological Quarterly* 61:254–286.
- Hellevik, Ottar. 2009. Linear versus logistic regression when the dependent variable is a dichotomy. *Quality & Quantity* 43:59–74.
- Klein, Markus, und Manuela Pötschke. 2004. Die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56:432–456.
- Lois, Daniel. 2011a: Church membership and church attendance across time—A trend analysis considering differences between East and West Germany. *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 36:161–192.
- Lois, Daniel. 2011b. Wie verändert sich die Religiosität im Lebensverlauf? Eine Panelanalyse unter Berücksichtigung von Ost-West-Unterschieden. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 63:83–110.
- Lois, Daniel. 2013. *Wenn das Leben religiös macht. Altersabhängige Veränderungen der kirchlichen Religiosität im Lebensverlauf*. Wiesbaden: Springer VS.

- Lois, Daniel. 2019. Haben hierarchische Alters-Perioden-Kohorten-Modelle eine Zukunft? Eine Simulationsstudie und ein empirisches Beispiel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 71:409–435.
- Martin, David. 1978. *A general theory of secularization*. Oxford: Blackwell.
- Meulemann, Heiner. 2003. Erzwangene Säkularisierung in der DDR – Wiederaufleben des Glaubens in Ostdeutschland? Religiöser Glaube in ost- und westdeutschen Alterskohorten zwischen 1991 und 1998. In *Atheismus und religiöse Indifferenz*, Hrsg. Christel Gärtner, Detlef Pollack und Monika Wohlrab-Sah, 271–288. Opladen: Leske + Budrich.
- Molteni, Francesco, und Ferruccio Biolcati. 2018. Shifts in religiosity across cohorts in Europe: A multilevel and multidimensional analysis based on the European Values Study. *Social Compass* 65:413–432.
- Molteni, Francesco, und Ferruccio Biolcati. 2023. Religious decline as a population dynamic: Generational replacement and religious attendance in Europe. *Social Forces* 101:2034–2058.
- Pickel, Gert. 2011. *Handbuch Religionssoziologie. Eine Einführung in zentrale Themenbereiche*. Wiesbaden: VS.
- Ryder, Norman B. 1965. The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review* 30:843–861.
- Stolz, Jörg, Detlef Pollack, Nan Dirk De Graaf und Jean-Philippe Antonietti. 2021. Losing my religion as a natural experiment: How state pressure and taxes led to church disaffiliations between 1940 and 2010 in Germany. *Journal of the Scientific Study of Religion* 60:83–102.
- Verissimo, Joao. 2022. When fixed and random effects mismatch: Another case of inflation of evidence in non-maximal models. *Computational Brain & Behavior* 6:84–101.
- Voas, David. 2009. The rise and fall of fuzzy fidelity in Europe. *European Sociological Review* 25:155–168.
- Wilson, Bryan R. 1982. *Religion in sociological perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Yang, Yang, und Kenneth C. Land. 2006. A mixed models approach to age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: Trends in verbal test scores. *Sociological Methodology* 36:75–97.
- Yang, Yang, und Kenneth C. Land. 2008. Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: Fixed or random effects? *Sociological Methods & Research* 36:297–326.
- Yang, Yang, und Kenneth C. Land. 2013. *Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications*. Boca Raton, London, New York: CRC Press.

Hinweis des Verlags Der Verlag bleibt in Hinblick auf geografische Zuordnungen und Gebietsbezeichnungen in veröffentlichten Karten und Institutsadressen neutral.

Daniel Lois Prof. Dr. phil. habil. der Bundeswehr Universität München, Institut für Bildungswissenschaft. Forschungsgebiete: Bevölkerungsforschung, Religionsforschung. Letzte Veröffentlichungen: Religiosität und soziale Schichtung – Eine Kohortenstudie mit ALLBUS-Daten. *Zeitschrift für Soziologie* 53, 2024; Parental status homogeneity in social networks: The role of homophilous tie selection in Germany. *Demographic Research* 48, 2023 (mit O. Arránz Becker).