

Forschungsbericht

Familienzyklische Altersnormen in Deutschland

Betreuung: Melanie Dietz & Dr. Mirko Braack
Goethe-Universität Frankfurt am Main

Institut: Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt

Projekt: „Wertkonflikte, Arbeitsteilung und gesellschaftlicher
Zusammenhalt im Geschlechterverhältnis“

Projektleitung: Prof. Dr. Daniela Grunow &
Prof. Dr. Sigrid Roßteutscher

Eingereicht am: 30.04.2023

Von: Tabea Grigat
Universität Kassel

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	3
Tabellenverzeichnis	4
1 Einleitung	5
2 Familienzyklische Lebensereignisse und biographische Altersnormen	6
2.1 Zusammenziehen	8
2.2 Heiraten	9
2.3 Elternschaft.....	11
2.4 Fragestellung und Hypothesen	13
3 Daten und Methoden	16
3.1 Daten	16
3.2 Methoden.....	17
3.3 Variablen.....	17
4 Ergebnisse	20
4.1 Beschreibung der Stichprobe.....	20
4.2 Deskriptive Ergebnisse	23
4.3 Ergebnisse der Mittelwertsvergleiche	26
4.3.1 Zusammenziehen	27
4.3.2 Heiraten	30
4.3.3 Vater-/Mutterwerden	35
4.4 Zusammenfassung der Ergebnisse	41
5 Diskussion.....	42
Literaturverzeichnis	48

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Verteilung verschiedener Idealalter für familienzyklische
Lebensereignisse nach Geschlecht.....24

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Beschreibung der Stichprobe.....	21
Tabelle 2: deskriptive Ergebnisse.....	25
Tabelle 3: Ergebnisse T-Tests Zusammenziehen	27
Tabelle 4: Ergebnisse ANOVAs Zusammenziehen	28
Tabelle 5: Ergebnisse T-Tests Heiraten	31
Tabelle 6: Ergebnisse ANOVAs Heiraten	33
Tabelle 7: Ergebnisse T-Tests Vater-/Mutterwerden	36
Tabelle 8: Ergebnisse ANOVAs Vater-/Mutterwerden	38

1 Einleitung

Die Moderne ist geprägt durch schnelle und parallel verlaufende Entwicklungen, die alle Bereiche des Lebens betreffen. Diese Entwicklungen werden begleitet von demografischen Verschiebungen, die Deutschland vor zukünftige Herausforderungen stellen. Die Geburtsraten stagnieren nicht nur auf einem niedrigen Niveau, sodass die deutsche Gesellschaft immer weiter altert, sondern die Erstgeburten verschieben sich nach hinten (vgl. Bundeszentrale für Politische Bildung et al., 2021, S. 15-18). Diese Entwicklung geht Hand in Hand mit einem Wertewandel, der durch die zunehmende Individualisierung und Herauslösung der Individuen aus tradierten Strukturen wie Kirche (vgl. Beck, 2016), der Emanzipierung der Frau und ihren gesellschaftsstrukturellen Konsequenzen resultiert (vgl. Lesthaeghe, 2010, S. 246). Selbstverwirklichung, Anerkennung oder Autonomie zum Beispiel sind Teil der neu entstandenen Bedürfnisse (vgl. Lesthaeghe, 2010, S. 246).

Mit diesem Wertewandel im Hintergrund stellt sich die Frage, wie sich die Normen zur Lebensgestaltung, bzw. biografische Normen zu diesem gesellschaftlichen und sozialen Wandel verhalten. Die Verschiebung von Geburten in ein höheres Alter kann als Reaktion auf den sozialen Wandel gelesen werden. Dies trifft jedoch keine Aussage über die Entwicklung zugrunde liegender Normen und deren Anpassung an den sozialen Wandel. Dieser Frage soll im Rahmen dieser Arbeit nachgegangen werden.

Anhand des European Social Survey (ESS) werden Daten des Moduls „Timing of Life“ ausgewertet, welches versucht die Vorstellungen der europäischen Bevölkerung über altersangemessene Zeitpunkte für bestimmte Lebensereignisse zu erheben.

Zu Beginn werden die Konzepte des Lebenslaufs, der Lebensereignisse und die Altersnormen als Bindeglied zwischen diesen Konzepten erläutert. Anschließend werden drei spezifische Lebensereignisse in ihrem Wandel expliziert: mit einem*einer Partner*in zusammenziehen, heiraten und Elternwerden. Ausgehend von diesem Fundament werden die daraus begründeten Hypothesen, die leitend für die Auswertung fungieren, und die Fragestellung der Untersuchung dargestellt. Im darauffolgenden Kapitel wird der verwendete Datensatz ESS, die angewendeten Methoden und die Aufbereitung der Daten beschrieben. Es folgt die Darstellung der Ergebnisse. Diese Arbeit schließt mit der Diskussion der Auswertungsergebnisse, in der ebenfalls auf Limitierungen und weitere Forschungsempfehlungen eingegangen wird.

2 Familienzyklische Lebensereignisse und biographische Altersnormen

Der Lebenslauf ist eine zentrale Institution in einer modernen Gesellschaft wie Deutschland, sodass er eine hohe normative Wirkung innehat (vgl. Kohli, 2017, S. 495f.). Der Lebenslauf besteht aus Statusübergängen. Damit sind Transitionen von verschiedenen Rollen im Laufe des Lebens eines Individuums gemeint (vgl. Kalicki, 1996, S. 17). Infolge der Entwicklungen in der Moderne wandelte sich eine unsichere Lebensführung (z.B. geprägt durch hohe Sterblichkeitsraten in frühen Lebensaltern) zu einer nahezu vollständig berechenbaren Lebensspanne, die, wie noch gezeigt wird, eine Standardisierung von Lebensereignissen zur Folge hatte (vgl. Kohli, 2017).

Durch Einrichtung staatlicher Sozialleistungen, die an das chronologische Alter als Leistungskriterium geknüpft waren und sind, entstand laut Kohli (2017, S. 497) eine „Chronologisierung“ des Lebenslaufs. Alter ist somit zum Hauptstrukturierungsmerkmal des modernen Lebenslaufs geworden, so spricht Kohli von einer Dreiteilung des Lebens: Vorbereitung/Aktivität/Ruhe in Äquivalenz zu Kindheit/Erwachsenenalter/Alter (vgl. Kohli, 2017, S. 497). Durch diese Institutionalisierung des Lebenslaufs, die stark verknüpft ist mit dem Erwerbssystem, kam es gleichzeitig zu einer „Homogenisierung der Lebensläufe“ (Kohli, 2017, S. 504). Als Beispiel sei hier das Schuleintrittsalter und damit die erwartbare Teilnahme an Bildung und ihre Dauer in einer (Normal-)Biographie genannt. Durch diese Standardisierung des Lebensverlaufs und einer dadurch hervorgerufenen Ballung von Ereignissen um Durchschnittswerte kam es durch diese Institutionalisierung zur Transformation der Durchschnittswerte als geltende Altersnormen (vgl. Kohli, 2017, S. 503). Infolgedessen stellt der Lebenslauf ein „Handlungsregulativ“ dar (Burkart, 2008, S. 538).

Die bereits erwähnten Rollen-, bzw. Statusübergänge sind ebenfalls abhängig vom Alter und dem damit erwarteten Rollenverhalten (vgl. Levy, 1977, S. 27), aber auch den institutionalisierten Übergängen. Kohli (2017) nennt das Alter als Unterscheidungsmaß für die unterschiedlichen Lebensphasen, in denen sich eine Person befindet (oder befinden sollte) (vgl. Kohli, 2017, S. 504f.).

Alter als soziales Konstrukt und soziale Kategorie bildet das Fundament für Normen hinsichtlich altersangemessenem Verhalten, altersangemessenen Rollen und dazu kongruenten Zeitplänen (vgl. Elder, 1975, S. 168). Mit der Askription von chronologischem Alter geht ebenfalls eine Einschätzung biologischer sowie psychologischer Reife einher (vgl.

Settersten & Mayer, 1997, S. 234). So entstanden „social timetables of the life course defined by age criteria in norms and social roles“ (Elder, 1975, S. 165). Auch Neugarten et al. (1965, S. 711) sprechen von sogenannten „social clocks“. Sie verkörpern die kulturell verankerten, internalisierten Normen, die somit Teil des kollektiven Wissensschatzes einer jeden Kultur sind (vgl. Kalicki, 1996, S. 16, 24). Diese Normen, die den Zeitpunkt von Lebensereignissen betreffen, erlauben infolgedessen eine Bewertung hinsichtlich des Ereigniszeitpunktes im Sinne von zu früh, zu spät oder als richtig (Neugarten et al., 1965, S. 711). Dies gilt für eigene Zeitpunkte sowie für die Beurteilung der Zeitpunkte von Dritten. Des Weiteren stellen sie eine Verwandtschaft zwischen den normativen Mustern und den tatsächlichen Ereignissen fest (vgl. Neugarten et al., 1965, S. 711). Eine Deckung mit statistischen Nachweisen über eingipflige Verteilungen unterstützt die Annahme von der Wirksamkeit zugrunde liegender Normen (vgl. Settersten & Mayer, 1997, S. 243; Kalicki, 1996). Diese „life scripts“ (Hagestad, 1986, S. 680) der normativen Lebenslaufgestaltung sind jedoch insofern notwendig, als dass sie zu einer Reduzierung von Planungsunsicherheiten beitragen und somit zu mehr Kalkulierbarkeit führen können. Diese Skripte einer „Normalbiographie“ mit ihren verbundenen Normen differieren nach Geschlecht (vgl. Levy, 1977, S. 43). Im 20. Jh. fokussierten sich männliche Lebensläufe um das Erwerbssystem und die weiblichen um das Familiensystem (vgl. Levy, 1977, S. 43f.). Mit der Entwicklung der Partizipation von Frauen an Bildung und Erwerbsleben haben Frauen nun eine „familial-institutionell geprägte Doppelsexistenz“ (Beck, 2016, S. 212) anstatt einer Abwendung vom familialen Biographieschwerpunkt.¹ Neugarten et al. (vgl. 1965, S. 717) konstatieren zudem geschlechtsspezifische Effekte bezüglich Altersnormen im Sinne von altersangemessenem Verhalten. So nehmen Frauen sie als limitierender wahr als Männer (vgl. Neugarten et al., 1965, S. 717). Die Ursache dafür könnte sein, dass Frauen klassisch eine Familienorientierung in der Biographie zugeschrieben wird und Familienereignisse dadurch für sie eine vermehrt symbolische Aufladung erfahren (vgl. Kalicki, 1996, S. 108). Dementsprechend sind weibliche Biographien „highly standardized due to the almost inevitable transition from public to familial activities“ (vgl. Held, 1986, S. 159). Durch den sozialen Wandel in Richtung der Freisetzung des Individuums aus traditionellen Strukturen (vgl. Beck, 2016, S. 206) und einer Pluralisierung der Lebensformen (vgl. Beck,

¹ Die Aufteilung von unbezahlter Care-Arbeit in Familien ist heutzutage weiterhin mehrheitlich gegendert, mit Frauen als Tragende der Hauptlast (vgl. Nitsche & Grunow, 2016, S. 1), auch wenn diese Aufteilung abhängig von Geschlechterideologien der Partner*innen ist (s. u.a. Grunow et al., 2018).

2016, S. 195) v.a. im letzten Jahrhundert kommt es zu Konflikten für das moderne Individuum: Selbstverwirklichungsansprüche treffen auf eine antizipierte, standardisierte und darüber hinaus bürokratisierte Normalbiographie (vgl. Buchmann, 1989, S. 18), die den Handlungsspielraum der Individuen einschränkt (vgl. Kohli, 2017, S. 521). Dennoch kann man eher von einer „lifetime of choices“ (Buchmann, 1989, S. 186) sprechen, insbesondere in der privaten Sphäre der Beziehungen verliert das Merkmal der Dauer an Gewicht.

Die in den kulturellen Skripts inskribierten Altersnormen betreffen viele Dimensionen des Lebens. Von Interesse sind in dieser Arbeit insbesondere die Normen, die familienzyklische Lebensereignisse betreffen.² Im Folgenden werden drei dieser Ereignisse, die in dieser Arbeit untersucht werden sollen, in ihren strukturellen Entwicklungen und Bedeutungen für den Lebensverlauf dargestellt und erläutert. Darüber hinaus werden die empirischen Zeitpunkte dieser Ereignisse thematisiert.

2.1 Zusammenziehen

Zusammenziehen mit einem Partner oder einer Partnerin gilt als der erste Schritt in Richtung Familiengründung (vgl. Hellstrand et al., 2021, S. 14). Es erhält Einzug in den modernen Lebensverlauf als eine neue Lebensphase (vgl. Konietzka & Kreyenfeld, 2021, S. 82). Im Rahmen des sozialen Wandels stellt diese neue Lebensphase zwei Wegoptionen bereit. Zum einen fungiert Zusammenziehen als Durchgangsstadium für ein Paar, bevor es sich entschließt zu heiraten. Zum anderen wird es als Alternative zur Heirat betrachtet. Z.T. wird es sogar normativ erwartet (Sobotka & Berghammer, 2021, S. 165f.; Peuckert, 2019, S. 96; vgl. Blossfeld, 2022, S. 197).

Durch die Verlängerung der Bildungswege und der automatisch spätere Berufseinstieg bewirken die Etablierung dieser neuen Lebensphase: Das Zusammenleben ohne Eheschließung (vgl. Peuckert, 2019, S. 37). Die Abnahme der Wirkmächtigkeit der Institution Ehe

² Beim Familienzyklus handelt es sich um ein überholtes Konzept. In diesem wird davon ausgegangen, dass jedes Individuum vier Phasen der Familienbildung (einmalig) durchläuft: „Aufwachsen in einer Kernfamilie etwa bis zum 20. Lebensjahr, danach nichtfamiliale Lebensformen, zwischen dem 30. und 50. Lebensjahr kernfamiliales Zusammenleben mit Ehepartner und Kind(ern), daran anschließend Zusammenleben mit Ehepartner oder Lebensgefährten oder Alleinleben“ (Grünheid, 2017, S. 11). Durch die Individualisierung und Pluralisierung der modernen Lebensführung sowie weitere gesellschaftliche Entwicklungen im 20. Jh. (z.B. zugängliche Verhütungsmittel, Ausbau der Bildungs- und Erwerbsbeteiligung von Frauen) verändert sich dieses Familienmodell. Phasen verlängern sich und werden in ein höheres Alter verschoben (vgl. ebd., 2017, S. 11). Diese Entwicklung spiegelt sich im Diskurs über eine partielle Destandardisierung des Lebenslaufs wider. Demnach verschiebt sich das Timing von Familiengründung zunehmend und alternative Familienformen gewinnen an Zulauf (Kohli, 2017, S. 519). Für Deutschland konnten bisher nur moderate Effekte in Richtung Destandardisierung festgestellt werden (vgl. Huinink & Hollstein, 2021, S. 202).

löst zunehmend die frühere Entscheidung zur Eheschließung durch die des Zusammenlebens ab (vgl. Peuckert, 2019, S. 38).³ Diese Lebensform als Alternative zur Ehe findet zudem breite Zustimmung in der Bevölkerung: 86% der Befragten der deutschen Population Policy Acceptance Study sehen ein Zusammenleben ohne Heiratsabsichten als in Ordnung an (vgl. Dorbritz et al., 2005, S. 32). Die Form der Nichteelichen Lebensgemeinschaft ist besonders prävalent unter Personen mit einer höheren Bildung einhergehend mit dem Anspruch an einen individuellen Lebensstil (vgl. Peuckert, 2019, S. 131). Trotz der Pluralisierungsthese muss doch eher von einer „Pluralität in Grenzen“ (Grünheid, 2017, S. 8) gesprochen werden: Es handelt sich vielmehr um eine Verlagerung hin zum nichtehelichen Zusammenleben als um neuartige Lebensformen (vgl. Grünheid, 2017, S. 7). Die Phase des nichtehelichen Zusammenlebens erfährt ebenso eine Verlängerung. Bei den 25-35-Jährigen lebten 2015 20% in dieser Form (vgl. Grünheid, 2017, S. 29).

Je höher der Bildungsgrad ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit für Frauen erst zusammenzuziehen und dann zu heiraten. Außerdem ist die Wahrscheinlichkeit höher, dass das Zusammenleben in eine Ehe mündet (vgl. Blossfeld, 2022, S. 197).

2.2 Heiraten

Trotz einem (europaweiten) Rückgang der Eheschließungen war die Ehe lange die in Deutschland am weitesten verbreitete Lebensform. So lebten 2015 52% der erwachsenen Bevölkerung mit einem Ehepartner oder einer Ehepartnerin zusammen (vgl. Grünheid, 2017, S. 10). 2021 waren es hingegen rund 42% der Gesamtbevölkerung (vgl. Statistisches Bundesamt, 2022a). Am stärksten ist der Rückgang in der Altersgruppe 30-34 Jahren zu verzeichnen: Im Vergleich zu 1996 wo noch 61% verheiratet waren, waren es 2015 nur noch 42% (vgl. Grünheid, 2017, S. 11f.). Im Zuge des sozialen Wandels änderte sich jedoch das Timing der Ehe und die Reihenfolge der Lebensereignisse. Einerseits kommt es in einem immer höheren Alter erst zur Eheschließung. So lag 1970 das durchschnittliche europäische Erstheiratsalter bei 22-23 Jahren, wohingegen es heutzutage bei 30-33 Jahren liegt (vgl. Sobotka & Berghammer, 2021, S. 166). Andererseits galt sie früher als erster Schritt der Familiengründung. Heutzutage findet ein Großteil der neuen Eheschließungen erst nach Geburt eines Kindes statt. Das Erstheiratsalter ist somit durchschnittlich höher als das Erstgeburtsalter (vgl. Peuckert, 2019, S. 37).

³ Auf den Wandel der Institution Ehe wird im folgenden Kap. 2.2 näher eingegangen.

Darüber hinaus beeinflusst der Bildungsstatus das Heiratsalter. Je niedriger der Bildungsgrad, desto früher kommt es zur Eheschließung (vgl. Kalicki, 1996, S. 96f.; Blossfeld, 2022, S. 25). Ebenso steigt bei Frauen mit höherem Bildungsgrad die Heiratswahrscheinlichkeit (vgl. Hellstrand et al., 2021, S. 12). Die Familienleitbildstudie von 2012 zeigte, dass nur noch 10% der ost- und 18% der westdeutschen Bevölkerung eine Eheschließung als Kondition für Kinderbekommen ansehen (vgl. Gründler et al., 2013, S. 15). Es kam also zu einer Entkoppelung der Familiengründung und des Eheschließens (vgl. Peuckert, 2019, S. 39; Konietzka & Kreyenfeld, 2021, S. 81).

Dieser Befund ist ein Indikator für die Erosion der Institution Ehe wie sie im 20. Jh., im „Golden Age of Marriage“⁴, bestand (vgl. Grünheid, 2017, S. 8). Durch die historisch gewachsene „Standardisierung der Heiratsalter“ (Imhof, 1984, S. 184) pendelte sich das übliche Heiratsalter im 20. Jh. bei 20-25 Jahren ein (vgl. Burkart, 2008, S. 537).

Ehe wandelte sich von einem fundamentalen Element der Institution Familie zu einer Wahlmöglichkeit. Zunehmend wird sie als überholte Institution gewertet, besonders unter den 20-39-Jährigen (vgl. Peuckert, 2019, S. 37f.). Diese Entwicklung lässt sich dem Phänomen der Individualisierung und dem daraus entstandenen Anspruch an Selbstverwirklichung zuordnen (vgl. van de Kaa, 1987; Han & Brinton, 2022, S. 306). So sprechen Smock & Schwartz (2020, S. 12) sogar von der Ehe als „luxury good“, also als Luxus, den man sich erst bei einem stabilen Lebensstil und einem sicheren ökonomischen Status leisten kann.

Im akademischen und städtischen Milieu dominiert eine zunehmende Gleichgültigkeit gegenüber der Ehe, insbesondere unter jungen Frauen, die in der Stadt leben. Auf dem Land und in Arbeiter*innenmilieus hingegen ist Ehe öfters noch als Norm zu finden (vgl. Peuckert, 2019, S. 38).

Mögliche Gründe für das vermehrte Aufschieben von Eheschließung können die höhere gesellschaftliche Akzeptanz von nichtehelichen Lebensformen, eine größere ökonomische Unsicherheit und die sinkende Wertschätzung gegenüber der Ehe als Institution sein (vgl. Peuckert, 2019, S. 71).

⁴ In den 1950/60er Jahren kam es zu einem Höhepunkt für Eheschließungen und Geburten (sog. „Babyboom“). Nach diesem „Golden Age“ fielen die Geburts- und Heiratsraten, wobei sich dieser Trend seit den 1970ern intensiviert. Es sei noch angemerkt, dass diese Zeiträume historische Ausreißer für einen langfristigen Trend des Geburtenrückgangs seit der Reichsgründung unter Bismarck darstellen (vgl. Peuckert, 2019, S. 2). Hinzu kamen steigende Scheidungsraten und die Verbreitung von vorehelichem Zusammenleben. Diese sogenannte „Second Demographic Transition (SDT)“ wurde begleitet von einer Geburtsrate unterhalb des Ersatzniveaus, von diversen Lebensformen außerhalb der Eheschließung und zuletzt der Entkopplung von Ehe und Reproduktion (vgl. Lesthaeghe, 2010, S. 211f.).

2.3 Elternschaft

Der Zweite Demografische Übergang und der begleitende Wertewandel haben nicht nur zur Folge, dass Ehen aufgeschoben werden, sondern sie haben auch denselben Effekt auf Erstgeburten. Tatsächlich zeigt sich eine Entkoppelung zwischen Ehe und Geburten. Das durchschnittliche Erstgeburtsalter ist niedriger als das der Erstheirat (vgl. Peuckert, 2019, S. 37). 2015 geschahen 35% der Erstgeburten (ausschließlich Lebendgeborene) außerhalb einer Ehe (vgl. Peuckert, 2019, S. 39). 2021 wurden demgegenüber rund 33% der Lebendgeborenen außerhalb einer Ehe geboren (vgl. Statistisches Bundesamt, 2022e). Somit lässt sich, trotz der Schwankungen, denen das Niveau unterliegt, konstatieren, dass Erstgeburten Ehe als „transition marker“ in Beziehungen abgelöst haben (vgl. Gläßer et al., 2018, S. 179).

Die höchsten Geburtenraten konzentrierten sich bei Frauen 1991 noch um die Altersklassen zwischen 25-29 Jahren, währenddessen diese Konzentration in der Gegenwart bei den 30-34-Jährigen liegt. Auch bei Männern kommt es erst in höheren Altersklassen zu einer Vaterschaft und die Streuung im mittleren Alter hat zugenommen (vgl. Peuckert, 2019, S. 175). Es lässt sich also ein Rückgang der jüngeren Geburten und eine Zunahme der älteren ablesen. Dies liegt u.a. am allgemein längeren Bildungsweg und der ausgeprägten Erwerbsbeteiligung bei Frauen (vgl. Beaujouan & Sobotka, 2019, S. 4). Zudem kann Kinderkriegen zunehmend als einschränkender Faktor für weitere Lebensziele und Freizeitoptionen wahrgenommen werden, dies gilt insbesondere in Großstädten (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 398). Wenn Kinderkriegen als ein Angriff auf Autonomie gewertet wird, dann wird ein Geburtsaufschub wahrscheinlicher. So verschieben ein längerer Bildungsweg und das Anstreben von höherer Bildung Geburten nicht nur in ein höheres Alter, sondern erhöhen auch die Wahrscheinlichkeit für eine außereheliche Geburt und für eine längere Phase des Zusammenlebens vor der Geburt (vgl. Hellstrand et al., 2021, S. 12, 14). Dies zeigen die Geburtenraten bei Akademikerinnen: Im Zeitraum von 2012-2013 waren 45,8% bereits mit 35 Jahren Mutter, 26,2% wurden es erst ab dem 35. Lebensjahr (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 400). Im Vergleich dazu waren es im selben Zeitraum nur 9,4% der Nichtakademikerinnen, die nach 35 Jahren zum ersten Mal Mutter wurden (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 400). Darüber hinaus verschiebt zunehmende Bildung nicht nur Mutterschaft, sondern verringert die Wahrscheinlichkeit überhaupt Mutter zu werden (vgl. Koebe & Marcus, 2022, S. 3). Neben hoher Bildung kann auch eine Karriereorientierung

und Wohnen in einer Großstadt zu einer Erstgeburt im hohen Alter beitragen (vgl. Peuckert, 2019, S. 176). Auf der anderen Seite kann Kinderkriegen statt autonomiegefährdend auch als zur Selbstverwirklichung beitragender Faktor wahrgenommen werden (vgl. van de Kaa, 1987).

Das Institut für Demoskopie Allensbach (2004) erforschte Vorstellungen zum idealen Timing hinsichtlich Erstgeburten von 18-44-Jährigen Frauen. 2004 lagen für 31% das Idealalter zwischen 20-23 Jahren, für 46% bei 24-26 Jahren, für 10% bei 27-29 Jahren und nur 6% gaben das Alter zwischen 30-33 Jahren als ideal an (durchschnittliches Idealalter: 24,11 Jahre) (vgl. Institut für Demoskopie Allensbach, 2004, S. 19). Mit diesem Ergebnis weicht das durchschnittliche Idealalter stark nach unten vom tatsächlichen durchschnittlichen Erstgeburtsalter von 28,8 Jahren ab (vgl. Zerle et al., 2012, S. 48). Außerdem scheint eine Norm zu existieren, nach der zuerst die Ausbildung sowie einige Berufsjahre vollendet sein sollten, bevor es zu Erstgeburten kommt. So gaben 85% der befragten Frauen dies als „besser“ an (vgl. Institut für Demoskopie Allensbach, 2004, S. 25). Diese Norm ist auch bei Männern verankert (vgl. Zerle et al., 2012, S. 55). Des Weiteren erhöht eine Eheschließung vor dem 25. Lebensjahr die Wahrscheinlichkeit für eine frühe Geburt (vgl. Zerle et al., 2012, S. 51)

Die Familienleitbilderstudie (2015) untersuchte ebenfalls das Idealalter für Erstgeburten. Die Ergebnisse besagten, dass das Idealalter unterhalb des tatsächlichen Gebäralters liegt und frühe (<20 Jahren) und späte Geburten (>35 Jahren) eine sehr niedrige gesellschaftliche Akzeptanz erfahren (vgl. Dorbritz & Ruckdeschel, 2015, S. 133). Es stellte sich sowohl ein Einfluss von Bildung auf das Idealalter heraus als auch davon, ob die Befragten selbst schon Eltern waren. Waren die Befragten schon Eltern, ergaben sich folgende (durchschnittliche) Idealalter: für Frauen 26,16 Jahre (kinderlose: 27,49 Jahre) und für Männer 28,36 Jahre (kinderlose: 29,26 Jahre). Betrachtet man Bildung ergeben sich die folgenden Durchschnittswerte: bei hoher Bildung lag er für Frauen bei 27,72 Jahre und für Männer bei 29,49 Jahren. Bei niedriger Bildung lag er für Frauen bei 26,29 Jahren und für Männer bei 28,09 Jahren (vgl. Dorbritz & Ruckdeschel, 2015, S. 145).

Durchschnittlich sind Männer bei Erstgeburt rund 2-4 Jahre älter als ihre Partnerinnen. Ein Erklärungsansatz (unter vielen) beschreibt den Fokus von Frauen, ob der Mann eine Familie ernähren kann, bedingt durch die Korrelation von höherem Alter und gesichertem sozioökonomischen Status (vgl. Dudel & Klüsener, 2021, S. 421). Weiterhin zeigt sich die weibliche Wahl eines älteren Partners als ein robustes empirisches Ergebnis. Je älter der

männliche Part in einer Beziehung zum Zeitpunkt der Eheschließung ist, desto jünger ist der weibliche (vgl. Engelhardt-Woefler & Skopek, 2015, S. 11f.).

2.4 Fragestellung und Hypothesen

Wie in den vorangegangenen Kapiteln gezeigt wurde, unterliegen familienzyklische Lebensereignisse dem sozialen Wandel. Dazugehörige Altersnormen sind vom jeweiligen sozio-kulturellem Kontext abhängig. Demnach soll in dieser Forschungsarbeit herausgefunden werden, wie sich die Altersnormen zu den drei präsentierten Lebensereignissen (mit Partner*in zusammenziehen, heiraten, Elternschaft) in Deutschland gestalten. Zudem wird ihr Wandel im Zeitraum von 2006-2018 betrachtet, um zu untersuchen, ob die Altersnormen dem sozialen Wandel folgen. Weiterhin wird der Einfluss von unterschiedlichen soziodemografischen Merkmalen auf die Angabe des Idealalters analysiert.

Durch den Zweiten Demografischen Übergang und der Werteverlagerung bedingt durch den sozialen Wandel (van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2010) ist davon auszugehen, dass die Idealvorstellungen bzw. Altersnormen sich dem Wertewandel sukzessive anpassen. Dies lässt folgende Hypothese zu:

H1: Das durchschnittliche Idealalter für alle drei Lebensereignisse ist im Vergleich von 2006 zu 2018 angestiegen.

Da die Normalbiografien geschlechtsspezifische Erwartungen mit sich bringen (vgl. Levy, 1977, S. 43), ist anzunehmen, dass die Idealalter für Männer und Frauen abweichen. Da Frauen eine frühere Reife zugeschrieben wird (Todosijević & Ignjatović, 2021, S. 291), erlaubt dies folgende Hypothese:

H2: Das durchschnittliche Idealalter für alle drei Lebensereignisse fällt für Frauen niedriger aus als für Männer.

Wie bereits erläutert hängen Altersnormen vom sozio-kulturellen Kontext ab (vgl. Elder, 1975, S. 167; Kalicki, 1996, S. 24). Dies führt zu folgender Hypothese:

H3: Soziodemografische Merkmale beeinflussen das durchschnittliche Idealalter für alle drei Lebensereignisse.

Alter

Da die historische und kulturelle Umgebung, in die man hineingeboren wird, die Sozialisation, die Werte, Einstellungen und (historische) Erfahrungen prägt (vgl. Ryder, 1965, S. 846f., 853; Mannheim, 2017, S. 93-95), ist anzunehmen, dass die dominanten Altersnormen sich nach Generation (oder noch spezifischer: nach Kohorte) unterscheiden.

H3.1: Je höher das Alter der Befragten, desto niedriger wird das Durchschnittsidealalter für die Lebensereignisse ausfallen.

Bildung

Der in der Literatur existierende Konsens, dass höhere Bildung zu einem Aufschub der Lebensereignisse führt und niedrige Bildung sie verfrüht (vgl. Kalicki, 1996, S. 96f.; Zerle et al., 2012, S. 51; Blossfeld, 2022, S. 25, 198), führt zu folgender Hypothese:

H3.2: Je höher der Bildungsgrad der befragten Person, desto höher fallen die durchschnittlichen Idealalter der Lebensereignisse aus.

Wohnort

Aufgrund der Ergebnisse ihrer Studie vermuten Stache et al. (vgl. 2022, S. 22), dass in ländlichen Regionen traditionell-konservative Einstellungen verbreiteter sind als in Großstädten. Großstädte ziehen mit ihrer Vielzahl an Freizeit- und Berufsoptionen vor allem Menschen mit einem Lebensstil an, der sich an Selbstverwirklichung orientiert. Diese Orientierung fällt mit hoher Wahrscheinlichkeit mit einem höheren Bildungsgrad zusammen (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 398; Peuckert, 2019, S. 176). Zusammen ergibt dies folgende Hypothese:

H3.3: Befragte, die in einer Großstadt leben, geben ein höheres durchschnittliches Idealalter für Lebensereignisse an als Befragte, die in einer ländlichen Gegend wohnen.

Religiosität

Religiosität ist verbunden mit traditionelleren Einstellungen gegenüber dem Familienleben (vgl. Berghammer & Schuster, 2010, S. 11), da Religionen pronatalistische Werte verbreiten und Familie und speziell Kinder ein heiliger Wert zugeschrieben werden (vgl. Arránz Becker & Lois, 2017, S. 437, 440). Außerdem kann es durch die religiöse Gemeinschaft vermehrt zu sozialer Kontrolle kommen (vgl. Berghammer & Schuster, 2010, S. 20).

H3.4: Je religiöser die befragte Person ist, desto niedriger (konservativer) sind die durchschnittlichen Idealalter für Lebensereignisse.

Alter der Befragten bei Kindsgeburt

Morosow und Trappe (2018) wiesen einen Zusammenhang zwischen Alter der Mutter bei Kindesgeburt und Alter der Tochter bei Kindesgeburt nach. Weiterhin wurde dieser Effekt der intergenerationalen Übertragung auch für die Lebensereignisse Zusammenziehen und Heirat nachgewiesen, da hier ebenfalls sozialisatorische Effekte für die Normentwicklung wirken (vgl. Morosow & Trappe, 2018, S. 1409). Damit wird folgende Hypothese aufgestellt:

H3.5: Je höher das Alter der Befragten bei Kindesgeburt ist, desto höher fällt das durchschnittliche Idealalter der drei Lebensereignisse aus.

Erwerbstätigkeit

Studien belegen eine Tendenz für Frauen sowie Männer zu progressiveren Einstellungen bei Berufstätigkeit (Kurz, 1998, S. 179). Gerade für Frauen kann Erwerbstätigkeit als Medium zur Selbstverwirklichung dienen (vgl. Stache et al., 2022, S. 5f.). Die traditionelle „Hausfrau“ wird allgemein mit einem konservativen-patriarchalen Bild (männlicher Ernährer, klassische Care-Tätigkeit der Frau) assoziiert (vgl. Eggers et al., 2022, S. 38f.). So wird als Umkehrschluss an das empirische Ergebnis für die folgende Hypothese angenommen, dass Hausarbeit als Haupttätigkeit mit konservativeren Einstellungen einhergeht, da mit der Akzeptanz der Rolle der „Hausfrau“ eine Zustimmung für diese Rolle aus einer geschlechtsideologischen Perspektive angenommen werden kann (vgl. Scarborough et al., 2019).

H3.6: Erwerbstätige Befragte geben ein durchschnittlich höheres Idealalter für die Lebensereignisse an als nicht-Erwerbstätige und als Befragte, die ausschließlich Hausarbeit nachgehen.

Verheiratet

Da die Institution der Ehe zunehmend an Gewicht verliert, wie bereits erläutert, kann davon ausgegangen werden, dass diejenigen die noch verheiratet sind entweder aus einer älteren Generation stammen, in der dieser Institutionalisierungsschritt einer Beziehung noch normative Wirkung besaß oder heirateten, weil es für sie noch symbolische Wirkung

besitzt. Dies wird mit konservativeren Einstellungen assoziiert (vgl. Florean, 2023, S. 172).

Dies lässt folgende Hypothese zu:

H3.7: Verheiratete Befragte geben für die Lebensereignisse ein durchschnittlich höheres Idealalter an als Befragte, die nicht verheiratet sind.

Konfessionszugehörigkeit

Da mit unterschiedlichen Glaubensrichtungen unterschiedliche Werte und Betonungen verschiedener Aspekte einhergeht, ist davon auszugehen, dass sich hier die Idealalter unterscheiden werden. In vergangenen Studien konnte bisher kein Unterschied zwischen Katholik*innen und Protestant*innen hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit einem „bürgerlich-konventionelle[m] Leitbild“ (Naderi, 2015, S. 110) zu folgen, festgestellt werden. Dies konnte nur gegenüber anderen Religionen wie z.B. dem Islam nachgewiesen werden (vgl. Naderi, 2015, S. 110f.). Somit wird folgende Hypothese formuliert:

H3.8: Befragte, die der katholischen oder der protestantischen Konfession angehören, werden ein höheres Idealalter angeben als Befragte, die einer anderen Konfession als diesen beiden angehören.

3 Daten und Methoden

3.1 Daten

In dieser Forschungsarbeit werden Daten des European Social Survey (ESS) verwendet. Es handelt sich hierbei um eine repräsentative Umfrage der europäischen Bevölkerung, die seit 2002 zweijährig erhoben wird. Es werden Personen ab 15 Jahren befragt (nach oben hin gibt es keine Altersgrenze), die in einem Privathaushalt in einem europäischen Land leben. Der Fragebogen besteht aus einem Kernmodul, in dem jede Welle dieselben Fragen verwendet werden und aus einem rotierenden Modul, das thematisch variiert (vgl. ESS, 2023).

Es werden die Daten für Deutschland aus den Wellen 3 aus dem Jahr 2006 (European Social Survey ERIC (ESS ERIC), 2006) und Welle 9 aus dem Jahr 2018 (ebd., 2018) verwendet, in denen jeweils das rotierende Modul „Timing of Life“ Teil des Fragebogens ist.

3.2 Methoden

Die Auswertung der Daten wurde mit dem Open Source Programm R durchgeführt. Die Darstellung der deskriptiven Ergebnisse erfolgt zunächst mittels Angabe von Mittelwert, Standardabweichung, Minimal- und Maximalwert der metrischen und ordinalen Variablen. Nominale Variablen werden in absoluten Häufigkeiten und Prozent angegeben.

Die bivariate Auswertung der Daten erfolgte mittels T-Tests für unabhängige Stichproben, anhand derer die Hypothesentestung vorgenommen wurde. Voraussetzung für einen unabhängigen T-Test ist eine Varianzhomogenität, welche mit dem Levene-Test überprüft wurde. Bei Varianzheterogenität wurde ein Welch-Test durchgeführt, welcher robust gegenüber ungleichen Varianzen in unabhängigen Stichproben ist. Für diese beiden Testarten muss jeweils eine Normalverteilung vorliegen. Diese wird für alle Variablen angenommen. Wurden bei einer Variable die Mittelwerte von mehr als zwei unabhängigen Gruppen miteinander verglichen, wurde eine einfaktorische ANOVA inklusive Post-hoc Test mit einer p-Wert-Korrektur nach Bonferroni berechnet. Das Signifikanzniveau liegt bei $p < 0,05$. Darüber hinaus wurde der Cohen's d-Wert als Maß der Effektstärke für die T-/Welch-Tests und die ANOVAs berechnet⁵.

3.3 Variablen

Das Idealalter zu den Lebensereignissen wird anhand folgender Frage erhoben: „In your opinion, what is the ideal age for a girl/boy or woman/man to start living with a partner she/he is not married to/ to get married/ to become a mother/father?“⁶ (European Social Survey, 2018, S. 34f., 41). Idealalter ist hier als Alter zu verstehen, das für die Befragten am meisten als angemessen für das gefragte Lebensereignis wahrgenommen wird (vgl. European Social Survey, 2018, S. 34, 41). Diese Frage wird im Split Ballot-Verfahren erhoben, demnach Befragte zufällig die Items zu entweder Frauen oder Männern vorgelegt wurden. Daher werden die Ergebnisse nach Geschlecht getrennt präsentiert. Die Befragten konnten entweder ein Alter eintragen oder die Antwortmöglichkeiten „Es gibt kein ideales Alter“, „Mädchen/Jungen oder Frauen/Männer sollten NIE in einer Partnerschaft leben und

⁵ Die Grenzen der Effektstärken nach Cohen gestalten sich wie folgt: $>0,2$ = kleiner Effekt, $>0,5$ = mittlerer Effekt, $>0,8$ großer Effekt (vgl. Cohen, 1992, S. 157).

⁶ In Welle 3 lautete der Wortlaut wie folgt: „In your opinion, what is the ideal age for a girl/boy or woman/man to start living with a partner she/he is not married to/ to get married and live with her husband/his wife/ to become a mother/father?“ (European Social Survey, 2006, S. 33, 41). Die Antwortmöglichkeiten sind äquivalent zu denen aus Welle 9.

zusammenzuziehen, ohne verheiratet zu sein/ heiraten/ Mutter/Vater werden“ oder „weiß nicht“. Zudem wurde „Antwort verweigert“ ebenfalls als Antwort für die Interviewer*innen gegeben.

Um eine Verzerrung der Ergebnisse bzw. Mittelwerte zu vermeiden, wurden die Antwortoptionen „Es gibt kein ideales Alter“ und das Lebensereignis „soll NIE“ stattfinden in eine zweite Variable umkodiert, sodass sie eigenständig ausgezählt werden konnten. Die anderen Antwortoptionen kamen nicht vor. Darüber hinaus wurden Antworten, die unrealistische Angaben beinhalten (wie z.B. 12 als ideales Alter, um Mutter zu werden), in NA (= Not Available) umkodiert.

Die Umkodierung der Variablen zu den soziodemografischen Merkmalen wird im Folgenden listenweise für eine bessere Übersicht dargestellt. Die Reduktion der Ausprägungen durch die Umkodierung der Variablen wurde für eine stärkere Aussagekraft und höhere Eindeutigkeit der Verteilungen vorgenommen. Soweit nicht deutlich gekennzeichnet, gelten die erläuterten Kodierungen für beide Wellen:

Geschlecht:

Diese Variable wurde für beide Wellen in ihrer Ursprungsform beibehalten.

Alter:

Das Alter der Befragten wurde klassifiziert. Die Einteilung der Altersgruppen wurde nach Generationenzugehörigkeit vorgenommen, sodass sich vier Ausprägungen mit folgenden zugewiesenen Werten ergaben (15-26 Jahre = 1, 27-42 Jahre = 2, 43-62 Jahren = 3 und 63-96 Jahre = 4). Es wurde sich dafür entschieden, das gesamte Altersspektrum in die Auswertungen einzubeziehen, um somit bevölkerungsrepräsentative Aussagen für Deutschland treffen zu können.

Bildung

In Welle 3 sind die Antwortmöglichkeiten für den Bildungsgrad nach den ISCED Stufen 1 bis 5(-6) eingeteilt. In Welle 9 wurden die Werte umkodiert und den ISCED Stufen in Welle 3 angeglichen, um eine Vergleichbarkeit der Wellen zu gewährleisten. Nach diesem Schritt wurden die Werte in drei Ausprägungen umkodiert: ISCED 0-2 = 1 (niedrige Bildung), ISCED 3-4 = 2 (hochschul-/berufsqualifizierender Abschluss) und ISCED 5-6 = 3 (akademischer Abschluss).

Wohnort

Die Variable „Wohngegend“ wurde in drei Kategorien umkodiert. „Großstadt“ und „Vorstadt/Randbezirk“ wurden als (Groß-)Stadt = 1, „Kleinstadt“ = 2 wurde als Kategorie beibehalten und „Dorf“ und „Bauernhof oder Haus auf dem Land“ als Land/Dorf = 3 rekodiert.

Religiosität

Für diese Variable wurde das Item der „Kirchgangshäufigkeit“ verwendet. Dieses wurde gewählt, da es als Indikator für eine aktiv gelebte Religiosität genommen werden kann und zusätzlich von einer sozialen Einbettung in einer religiösen Gemeinschaft zeugen kann (vgl. Berghammer & Schuster, 2010, S. 20). Zur Angabe wurde eine siebenstufige Skala verwendet mit den Polen 1 (jeden Tag) und 7 (nie). Diese Variable wurde in drei Kategorien rekodiert: 1 = regelmäßiger Kirchbesuch (jeden Tag, mehr als einmal die Woche, einmal die Woche, mind. einmal im Monat), 2 = selten (nur an Feiertagen, seltener), 3 = nie.

Konfessionszugehörigkeit

Nach Überprüfung anhand einer Kreuztabelle, ob es sich bei der Gruppe der „not applicable“ um dieselben Befragten handelt, die angaben keinem Glauben angehörig zu sein, wurde die Gruppe „not applicable“ als Kategorie 4 = keine Konfession kodiert. Die weiteren Kategorien wurden wie folgt umkodiert: 1 = katholisch, 2 = protestantisch, 3 = andere Konfessionen (alle anderen Religionen, die im Fragebogen gelistet wurden).

Alter der Befragten bei Kindesgeburt

Diese Variable wurde aus den Variablen „Geburtsjahr der Befragten“ und „Geburtsjahr des ersten Kindes“ berechnet. Anschließend wurde sie in vier Klassen umkodiert: 12-19 Jahre = 1, 20-29 Jahre = 2, 30-39 Jahre = 3, 40-60 Jahre = 4. Die niedrigste Ausprägung (12 in Welle 3) wurde beibehalten, da es sich statistisch zwar um einen Ausreißer handelt, die Größe der Stichprobe aus Welle 3 (n=2.358) jedoch groß genug ist, um durch Ausreißer nicht verzerrt zu werden.

In Welle 9 wurde ein Wert (2) in NA umkodiert, da es sich um einen falschen Wert handelt.

Erwerbstätigkeit

Für dieses Merkmal wurde die Variable der „Hauptaktivität in den letzten sieben Tagen“ der Befragten verwendet. Die Antwortmöglichkeiten wurden in drei Kategorien umkodiert, wobei die Originalkategorie „sonstige“ in NA umkodiert wurde. Die Kodierung und die neuen Werte gestalten sich folgendermaßen: erwerbstätig, Zivildienst = 1 (erwerbstätig), in Bildung, erwerbslos (aufgeteilt in aktiv suchend und nicht), chronisch krank oder behindert, in Rente = 2 (erwerbslos) und Hausarbeit, sich um Kinder oder andere kümmern = 3 (Care Work).

Verheiratet

Die Variable „Familienstand“ wurde dichotomisiert. Die Kategorien „verheiratet“, „eingetragene Lebenspartnerschaft“ gelten als verheiratet⁷ (umkodiert = 1) und „getrennt“, „geschieden“, „verwitwet“ und „niemals verheiratet oder in eingetragener Lebenspartnerschaft gewesen“ als unverheiratet (umkodiert = 2). In Welle 3 gibt es zusätzlich noch die Kategorien „ehemals Lebenspartnerschaft, nun aufgelöst“ und „ehemals Lebenspartnerschaft, Partner*in verstorben“, die ebenfalls zu Kategorie unverheiratet gezählt werden.

4 Ergebnisse

4.1 Beschreibung der Stichprobe

Im Folgenden werden die Stichproben in ihren Verteilungen für die in den Auswertungen verwendeten sozio-demographischen Merkmalen dargestellt (s. Tabelle 1). Die Werte wurden gerundet.

Die Stichprobengröße für Welle 3 beträgt 2916 befragte Personen. Davon sind 49,28% männlich und 50,72% weiblich. Das Durchschnittsalter dieser Stichprobe liegt bei 48 Jahren. Die Mehrheit verfügt über das Abitur oder einen berufsqualifizierenden Abschluss (63,18%). Rund 14% verfügen über einen Abschluss der niedriger als das Abitur ist und knapp 22,5% über einen akademischen Abschluss. Mehr als die Hälfte der Befragten gab an verheiratet zu sein (54,29%). Darüber hinaus wohnen die meisten Befragten in einer

⁷ In dieser Studie wurde die eingetragene Lebenspartnerschaft auch in Welle 3 als gleichwertig mit der Ehe gezählt, da diese ab 2017 diesen Status zuerkannt bekam und somit eine Vergleichbarkeit zwischen den Wellen gewährleistet ist.

Kleinstadt (ca. 40%), knapp gefolgt vom Leben in einer Großstadt (ca. 33%) und in einem Dorf oder auf dem Land (ca. 27%). Bezüglich der Konfession gaben rund 29% an protestantisch und ca. 23,5% katholisch zu sein. Die Mehrheit gab mit rund 43% an keiner Konfession angehörig zu sein und nur ein Bruchteil (ca. 3,5%) gaben andere Konfessionen an. Die Kirchengangshäufigkeit betreffend gaben die meisten an nie in die Kirche zu gehen (ca. 42%). Nur knapp 18% gaben an, regelmäßig die Kirche zu besuchen und rund 40% gehen selten. Ca. 47% der Befragten gehen einer Erwerbstätigkeit nach. Rund 42% sind erwerbslos oder sind primär im Haushalt tätig (ca. 11%). Das Durchschnittsalter der Befragten bei Geburt des ersten Kindes liegt bei knapp 26 Jahren.

Bei Welle 9 handelt es sich um einen kleineren Stichprobenumfang mit 2358 Befragten. Davon ist der Großteil männlich (ca. 51,5%). Das Durchschnittsalter dieser Stichprobe liegt bei ca. 49,5 Jahren. Knapp die Hälfte verfügt über ein Abitur oder einen berufsqualifizierenden Abschluss (ca. 51%), danach folgen mit ca. 37% ein akademischer Abschluss und mit ca. 12% ein niedrigerer Abschluss als Abitur. Mehr als die Hälfte befindet sich in einer Ehe (ca. 55%). Nahezu gleichmäßig verteilt leben jeweils knapp ein Drittel in einer Großstadt, Kleinstadt oder auf dem Dorf/Land. Hinsichtlich der Konfession gehören ca. 39% dem katholischen Glauben an, knapp 44,5% dem protestantischen Glauben und ca. 16% gehören einer anderen Religion an⁸. Rund 43,5% der Befragten gaben an nie die Kirche zu besuchen. Knapp 39% gaben an selten in die Kirche zu gehen und nur knapp 17% gehen regelmäßig. Rund die Hälfte der Befragten gehen einer Erwerbstätigkeit nach, wohingegen ca. 39% erwerbslos sind und ca. 9% primär im Haushalt beschäftigt sind. Das Durchschnittsalter der Befragten bei der Geburt ihres ersten Kindes liegt bei rund 27,5 Jahren.

Tabelle 1: Beschreibung der Stichprobe

	Welle 3 (n=2916)			Welle 9 (n=2358)		
	N(%)/ M(SD)	mi n	m ax	N(%)/ M(SD)	mi n	m ax
Geschlecht			2916			2358
männlich	1437 (49,28%)			1212 (51,40%)		
weiblich	1479 (50,72%)			1146 (48,6%)		

⁸ In Welle 9 wurde anders als bei Welle 3 dieser Frage eine Filterfrage vorgeschaltet, bei der 1018 Personen (43,25%) angaben, sich keiner Konfession zugehörig zu fühlen. Die oben beschriebenen Verteilungen beziehen sich also auf eine kleinere Stichprobe, nämlich die 1336 Personen (56,75%), die angaben, dass sie sich einer Konfession zugehörig fühlen.

Alter	48 (18,08)	15	96	2870	49,65 (19,06)	15	90	2354
Bildungsabschluss				2895				2349
Abschluss unter Abitur	416 (14,37%)				281 (11,96%)			
Abitur/berufsqual. Abschluss	1829 (63,18%)				1203 (51,21%)			
akademischer Ab- schluss	650 (22,45%)				865 (36,82%)			
Verheiratet				2888				2346
ja	1568 (54,29%)				1290 (54,99%)			
nein	1320 (45,71%)				1056 (45,01%)			
Wohnort				2908				2358
(Groß-)Stadt	970 (33,36%)				741 (31,42%)			
Kleinstadt	1164 (40,03%)				843 (35,75%)			
Dorf/Haus auf dem Land	774 (26,62%)				774 (32,82%)			
Konfession				2884				1332
katholisch	679 (23,54%)				521 (39,11%)			
protestantisch	849 (29,44%)				593 (44,52%)			
andere	102 (3,54%)				218 (16,37%)			
keine	1254 (43,48%)				-			
Kirchgang				2903				2352
regelmäßig	522 (17,98%)				407 (17,3%)			
selten	1155 (39,79%)				918 (39,03%)			
nie	1226 (42,23%)				1027 (43,66%)			
Erwerbstätigkeit				2852				2307
erwerbstätig	1348 (47,27%)				1203 (52,15%)			
erwerbslos	1188 (41,65%)				901 (39,06%)			
Hausarbeit (Care Work)	316 (11,08%)				203 (8,8%)			
Alter der Befragten	25,9	12	55	1882	27,52 (5,68)	15	57	1528
Kindsgeburten	(5,04)							

Anmerkungen: Die Stichprobengröße für die jeweiligen Merkmale wurde einzeln angegeben.

Zwischen den beiden Stichproben ist ein leichter Anstieg im Durchschnittsalter zu verzeichnen. Zudem ist eine Abnahme der hochschul-/berufsqualifizierenden Abschlüsse zugunsten der akademischen Abschlüsse wahrzunehmen. Außerdem steigt der Anteil der auf dem Land lebenden Personen leicht an. Der Anteil der Konfessionslosen ist gleichgeblieben, sowie die Verteilung der Kirchgangshäufigkeiten. Ebenfalls ist eine leichte Zunahme der Erwerbstätigen bei einer gleichzeitigen Abnahme der im Haushalt Tätigen zu verzeichnen. Darüber hinaus ist das Durchschnittsalter bei Erstgeburt um ca. 1,5 Jahren angestiegen. Der Rest der Verteilungen ist ungefähr gleichgeblieben.

4.2 Deskriptive Ergebnisse

Im Folgenden werden die deskriptiven Ergebnisse der Auswertung zunächst für die Gesamtstichprobe sowie für den Split Ballot (Fragen zum Idealalter für Frauen oder Männer) jeweils für die Wellen 3 und 9 erläutert (s. Tabelle 2). Dies erfolgt gegliedert nach den befragten Lebensereignissen. Die Ergebnisse der neunten Welle werden für eine direkte Vergleichbarkeit in Klammern nach den Ergebnissen der Welle 3 angefügt. Die Ergebnisse werden gerundet dargestellt. Für das Split Ballot wurden die Befragten in Welle 3 und 9 gleichermaßen zugelost. Demnach wurden rund 50,4% der Befragten den Fragen für Frauen zugelost und rund 49,6% den Fragen für Männern.

Die im folgenden beschriebenen Verteilungen der durchschnittlichen Idealalter für jeweils Frauen und Männer befinden sich in Abbildung 1.

Für das Lebensereignis „Zusammenziehen“ ergab sich für die Gesamtstichprobe der Welle 3 ein durchschnittliches Idealalter von 22,5 Jahren (W9: 23 Jahre). Zudem waren 17% (W9: 8%) der Meinung es gebe kein entsprechendes Idealalter und eine Minderheit von 1% (W9: 0,8%) gaben an, dies solle allgemein nicht geschehen.

Auf Frauen bezogen liegt das Durchschnittsalter bei 22 Jahren (W9: 22 Jahre), wobei ca. 17% (W9: 9%) sagen, es gebe kein Idealalter und 1,5% (W9: 1%) das Ereignis an sich ablehnen.

Für Männer gefragt ergibt sich ein Durchschnitt von 23 Jahren (W9: 24 Jahre), mit einem Anteil von 17,5% (W9: 8%) für den kein Idealalter existiert und 1% (W9: 0,5%), der das Ereignis ablehnt.

Für das Lebensereignis „Heiraten“ ergab sich für die Gesamtstichprobe der Welle 3 ein Durchschnittsidealalter von 25,5 Jahren (W9: 27 Jahre). 19% (W9: 9,5%) gaben an, es gebe kein Idealalter und 0,5% (W9: 0,2%) gaben an, das Ereignis solle niemals stattfinden. Für Frauen ergab sich ein durchschnittliches Idealalter von 24,5 Jahren (W9: 26 Jahre). 18,4% (W9: 10%) gaben an, es existiere kein Idealalter und 0,4% (W9: 0,4%) lehnen Heirat an sich ab.

Für Männer liegt das angegebene durchschnittliche Idealalter für eine Heirat bei 26,5 Jahren (W9: 28 Jahre). 19% (W9: 9%) der Befragten gaben an, es gebe kein Idealalter zum Heiraten und 0,4% (W9: 0) lehnen eine Heirat für Männer ab.

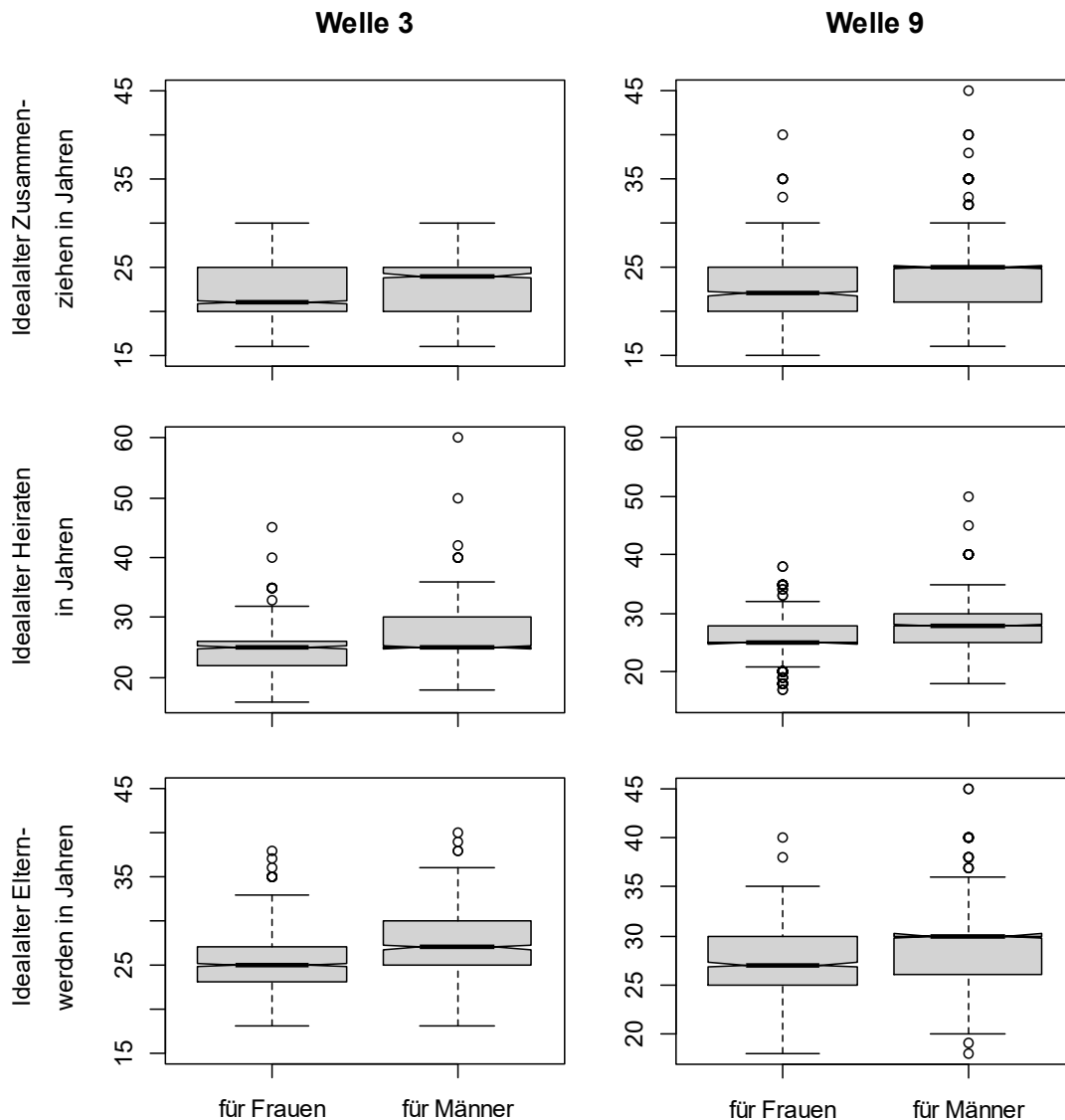


Abbildung 1: Verteilung verschiedener Idealalter für familienzyklische Lebensereignisse nach Geschlecht

Das letzte Lebensereignis „Vater-/Mutterwerden“ erzielt in der Gesamtstichprobe der Welle 3 ein durchschnittliches Idealalter von 26 Jahren (W9: 28 Jahre). 11,8% (W9: 7%) sehen kein Idealalter für Elternschaft. Weder in Welle 3 noch Welle 9 lehnten Befragte das Lebensereignis „Vater-/Mutterwerden“ ab.

Das durchschnittliche Idealalter zum Mutterwerden liegt für Welle 3 bei 25 Jahren (W9: 27 Jahren). 10% (W9: 6%) gaben an, es gebe kein ideales Alter zum Mutterwerden.

Das durchschnittliche Idealalter zum Vaterwerden liegt bei 27 Jahren (W9: 29 Jahren). 13,8% (W9: 7,8%) der Befragten sind überzeugt, es gebe kein Idealalter zum Vaterwerden.

Tabelle 2: deskriptive Ergebnisse

	Welle 3 (n=2916)				Welle 9 (n=2358)			
	N(%)/ M(SD)	Min	Max	n	N(%)/ M(SD)	Min	Max	n
Mit Partner*in zusammenziehen				2731				2328
Idealalter	22,53 (3,08)	16	30		22,98(3,53)	15	45	
Es gibt kein Idealalter	474 (17,36%)				194 (8,33%)			
Sollte niemals passieren	36 (1,32%)				19 (0,82%)			
Partner*in heiraten				2793				2333
Idealalter	25,47 (3,54)	16	60		26,99 (3,67)	17	50	
Es gibt kein Idealalter	523 (18,73%)				224 (9,6%)			
Sollte niemals passieren	11 (0,39%)				5 (0,21%)			
Vater-/Mutterwerden				2778				2335
Idealalter	26,18 (3,42)	18	40		28 (3,57)	18	45	
Es gibt kein Idealalter	328 (11,81%)				162 (6,94%)			
Sollte niemals passieren	-				-			
Split Ballot				2916				2358
Idealalter für Frauen	1469 (50,38%)				1187 (50,34%)			
Idealalter für Männer	1447 (49,62%)				1171 (49,66%)			
Für Frauen								
Mit Partner*in zusammenziehen				1383				1175
Idealalter	21,79 (2,79)	16	30		22,08 (3,08)	15	40	
Es gibt kein Idealalter	238 (17,21%)				105 (8,94%)			
Sollte niemals passieren	23 (1,66%)				13 (1,11%)			
Partner*in heiraten				1398				1175
Idealalter	24,52 (3,24)	16	45		26,05 (3,37)	17	38	
Es gibt kein Idealalter	257 (18,38%)				118 (10,04%)			
Sollte niemals passieren	6 (0,43%)				5 (0,43%)			
Mutterwerden				1398				1175
Idealalter	25,23 (3,2)	18	38		27,07 (3,37)	18	40	
Es gibt kein Idealalter	138 (9,87%)				72 (6,13%)			
Sollte niemals passieren	-				-			
Für Männer								
Mit Partner*in zusammenziehen				1348				1153

Idealalter	23,29 (3,18)	16	30	23,89 (3,71)	16	45
Es gibt kein Idealalter	236 (17,51%)			89 (7,72%)		
Sollte niemals passieren	13 (0,96%)			6 (0,52%)		
Partner*in heiraten				1395		1158
Idealalter	26,42 (3,57)	18	60	27,92 (3,71)	18	50
Es gibt kein Idealalter	266 (19,07%)			106 (9,15%)		
Sollte niemals passieren	5 (0,36%)			-		
Vaterwerden				1387		1160
Idealalter	27,18 (3,36)	18	40	28,95 (3,53)	18	45
Es gibt kein Idealalter	190 (13,77%)			90 (7,76%)		
Sollte niemals passieren	-			-		

Anmerkungen: Die Stichprobengröße für die jeweiligen Variablen wurde einzeln angegeben. Ergebnisse wurden gerundet.

Zusammenfassend zeigt sich ein Muster für die drei Lebensereignisse. Von 2006 bis 2018 stiegen die durchschnittlichen Idealalter an und die Meinung, dass es kein Idealalter gebe und die grundsätzliche Ablehnung der Lebensereignisse ging zurück. Einzig das durchschnittliche Idealalter zum Zusammenziehen für Frauen blieb bei 22 Jahren. Insgesamt stiegen die Idealalter zum Heiraten durchschnittlich um 1,5 Jahre und zum Vater-/Mutterwerden sogar um durchschnittlich 2 Jahre. Dies zeigte sich für die Gesamtstichprobe als auch im Split Ballot für Frauen und Männer. Auffällig ist, dass Vater-/Mutterwerden das einzige Lebensereignis ist, bei dem niemand angegeben hat, dass er/sie dieses Lebensereignis grundsätzlich ablehnt (im Gegensatz zu den anderen beiden).

4.3 Ergebnisse der Mittelwertsvergleiche

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Mittelwertsvergleiche für die Lebensereignisse Zusammenziehen, Heiraten und Vater-/Mutterwerden dargestellt. Zum einen wurden T-Tests bei Vergleichen mit zwei Gruppen angewendet, zum anderen wurden ANOVAs gerechnet, wenn mehr als zwei Gruppen miteinander verglichen wurden. Die Normalverteilung wird für alle Variablen angenommen. Es werden nur die signifikanten Ergebnisse berichtet, die weiteren Ergebnisse sind jeweils in den entsprechenden Tabellen zu finden. Alle im Fließtext dargestellten Ergebnisse wurden gerundet.

4.3.1 Zusammenziehen

Auf das Geschlecht der Befragten getestet zeigt sich in Welle 3 ein statistisch signifikanter Unterschied für das Idealalter zum Zusammenziehen für Männer, wobei das angegebene Durchschnittsalter von Frauen ca. ein halbes Jahr höher liegt als das von Männern angegebene, $t(1097) = 2,18, p = 0,023, d = 0,13$. Dasselbe zeigte sich für Welle 9, hier mit einem höheren angegebenen Durchschnittsalter von Frauen von knapp einem Jahr, $t(1049,5) = 5,09, p < 0,001, d = 0,31$. Zusätzlich unterschieden sich die angegebenen Idealalter auch für Frauen in Welle 9 signifikant. Hier lag das angegebene Alter von Frauen ca. ein halbes Jahr höher als das der Männer, $t(1055) = 2,42, p = 0,16, d = 0,15$ (s. Tabelle 3).

Tabelle 3: Ergebnisse T-Tests Zusammenziehen

	G1		G2		$t(df)$	p	Cohen's d
	M	SD	M	SD			
zusammenziehen	Weiblich	Männlich					
Welle 3							
Für Frauen	21,93	2,8	21,65	2,77	1,67(1120)	0,09	
Für Männer	23,5	3,19	23,09	3,16	2,18(1097)	0,023*	0,131
Welle 9							
Für Frauen	22,31	3,08	21,86	3,06	2,42(1055)	0,016*	0,149
Für Männer ^w	24,47	3,44	23,32	3,87	5,09(1049,5)	<0,001***	0,312
	verheiratet	unverheiratet					
Welle 3							
Für Frauen	21,7	2,76	21,89	2,8	1,11(1111)	0,266	-
Für Männer ^w	23,25	3,02	23,33	3,39	0,41(964,3)	0,683	-
Welle 9							
Für Frauen	22,06	2,97	22,13	3,19	0,37(1051)	0,708	-
Für Männer	23,99	3,7	23,73	3,7	1,13(1052)	0,258	-

Anmerkungen: ^w Welch-Test

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

Cohen's d : $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt
Ergebnisse wurden gerundet.

Für die folgenden Variablen wurden ANOVAs gerechnet (s. Tabelle 4).

Um Unterschiede im angegebenen Alter bei unterschiedlichen Befragtenalter festzustellen, wurde eine einfaktorielle ANOVA berechnet. Hierbei zeigte sich in Welle 3 für das Idealalter zum Zusammenziehen für Männer ein signifikanter Unterschied, $F(3,1082) = 4,66, p < 0,01$. Dabei zeigten sich signifikante Unterschiede zwischen den 15-26-Jährigen und den

43-62-Jährigen, wobei letztere ein höheres Idealalter von knapp einem Jahr angaben, $p = 0,01$, $d = 0,29$. Dies gilt ebenfalls für den Vergleich der 15-26-Jährigen und den 63-96-Jährigen, wobei das Idealalter der letzteren etwas mehr als ein Jahr über dem der Jüngeren liegt, $p < 0,01$, $d = 0,37$.

Dies zeigte sich wiederholt für Welle 9 für das Idealalter für Männer, $F(1,1054) = 41,92$, $p < 0,001$. Dabei unterschieden sich die angegebenen Alter der 15-26-Jährigen signifikant von den 27-42-Jährigen (letztere lagen etwa ein dreiviertel Jahr höher, $p = 0,01$, $d = 0,37$), die 15-26-Jährigen von den 43-62-Jährigen (letztere knapp 1,5 Jahre höher, $p < 0,001$, $d = 0,5$), die 15-26-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 2 Jahre höher, $p < 0,001$, $d = 0,62$) und die 27-42-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere ebenfalls knapp 2 Jahre höher, $p < 0,01$, $d = 0,29$).

Auf Bildung getestet zeigten sich signifikante Unterschiede im angegebenen Idealalter für Frauen je nach Bildungsgrad in Welle 3, $F(1,1113) = 4,28$, $p = 0,04$. Hier zeigten sich allerdings keine signifikanten Gruppenunterschiede. Auch in Welle 9 wurden die Unterschiede signifikant getestet, $F(1,1052) = 4,2$, $p = 0,04$, ebenfalls ohne signifikanten Gruppenunterschiede.

Das Idealalter für Männer zeigte in Welle 9 ebenfalls signifikante Unterschiede nach Bildungsgrad, $F(1,1051) = 4,63$, $p = 0,03$. Hierbei unterschieden sich die Gruppen der Befragten mit einem niedrigen Abschluss zunächst mit der Gruppe der Befragten mit hochschul-/berufsqualifizierendem Abschluss (letztere gaben ein 1,5 Jahre höheres Idealalter an, $p < 0,001$, $d = 0,37$) sowie mit der Gruppe der Befragten mit einem akademischen Abschluss (letztere ebenfalls 1,5 Jahre höher, $p < 0,01$, $d = 0,35$).

Auf Konfessionszugehörigkeit getestet zeigten sich nur in Welle 3 statistisch signifikante Unterschiede für das Idealalter für Frauen, $F(1,1110) = 6,5$, $p = 0,01$, und Männer, $F(1,1082) = 5,06$, $p = 0,03$. Der Post-hoc-Test ergab für beide jeweils keine signifikanten Gruppenunterschiede.

Tabelle 4: Ergebnisse ANOVAs Zusammenziehen

	G1	G2	G3	G4	$F(df_1, df_2)$	Post-hoc (d)
	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$		
Alter	15-26 J.	27-42 J.	43-62 J.	63-96 J.		
Welle 3						
Frauen	21,45(2,65)	21,97(2,91)	21,78(2,82)	21,79(2,63)	1,24(3,1108)	-
Männer	22,52(2,88)	23,23(3,16)	23,42(3,28)	23,63(3,13)	4,66(3,1082)**	1-3*(0,291) 1-4**(0,368)
Welle 9						

Frauen	21,76(2,61)	22,23(3,27)	22,16(3,05)	22,04(3,21)	0,34(1,1053)	-
Männer	22,42(2,93)	23,58(3,37)	24,03(3,53)	24,68(4,23)	41,92(1,1054)***	1-2*(0,367) 1-3***(0,495) 1-4***(0,619) 2-4**(0,285)
Bildung	<Abitur	Abitur	akadem.	-		
Welle 3						
Frauen	21,4(2,54)	21,81(2,84)	22(2,74)	-	4,28(1,1113)*	-
Männer	22,98(3,47)	23,27(3,14)	23,56(3,09)	-	3,32(1,1094)	-
Welle 9						
Frauen	21,71(2,78)	22,02(3,2)	22,27(2,99)	-	4,2(1,1052)*	-
Männer	22,7(3,68)	24,06(3,67)	23,98(3,72)	-	4,63(1,1051)*	1-2***(0,37) 1-3**(0,346)
Wohnort	(Groß)Stadt	Kleinstadt	Land/Dorf	-		
Welle 3						
Frauen	21,69(2,77)	21,98(2,8)	21,62(2,79)	-	0,04(1,1119)	-
Männer	23,19(3,27)	23,46(3,04)	23,17(3,28)	-	0,01(1,1096)	-
Welle 9						
Frauen	22,32(3,27)	21,99(2,9)	21,94(3,08)	-	1,22(1,1055)	-
Männer	23,88(3,67)	24,04(3,62)	23,72(3,85)	-	0,47(1,1056)	-
Konfession	Katholisch	Protestant.	Andere	keine		
Welle 3						
Frauen	22,07(2,75)	21,9(2,72)	21,69(3)	21,56(2,84)	6,5(1,1110)*	-
Männer	23,6(3,04)	23,49(3,1)	22,81(2,9)	23,1(3,32)	5,06(1,1082)*	-
Welle 9						
Frauen	22,59(3,12)	22,02(2,94)	22,12(3,22)	-	3,24(1,629)	-
Männer	23,88(3,62)	24,09(3,67)	23,74(3,36)	-	0(1,567)	-
Kirchgang	Regelmäßig	Selten	Nie	-		
Welle 3						
Frauen	22,2(2,8)	21,81(2,72)	21,61(2,84)	-	5,71(1,1116)*	1-3*(0,207)
Männer	23,32(3)	23,55(3,11)	23,04(3,3)	-	2,62(1,1094)	-
Welle 9						
Frauen	22,21(3,34)	22,28(3,05)	21,83(2,98)	-	3,4(1,1054)	-
Männer	23,85(3,29)	23,86(3,71)	23,92(3,86)	-	0,06(1,1055)	-
Erwerbstätigkeit	erwerbstätig	erwerbslos	Hausarbeit	-		
Welle 3						
Frauen	21,88(2,84)	21,71(2,67)	21,52(2,82)	-	0,97(2,1104)	-
Männer	23,38(3,12)	23,2(3,29)	23,27(2,82)	-	0,41(2,1067)	-
Welle 9						
Frauen	22,15(3,15)	21,87(2,97)	22,65(2,98)	-	2,56(2,1036)	-
Männer	23,76(3,58)	23,97(4,04)	24,12(2,85)	-	0,58(2,1034)	-
Alter Geburt	12-19 J.	20-29 J.	30-39 J.	40-55 J.		
Welle 3						
Frauen	21,96(2,73)	21,54(2,67)	22,16(2,75)	23,33(3,28)	3,17(3,727)*	-
Männer	23,42(4,02)	23,05(3,06)	23,99(3,19)	24,11(3,62)	3,74(3,711)*	2-3**(0,299)
Welle 9						
Frauen	22,23(3,06)	22,1(3,08)	22,13(2,94)	21,19(2,71)	0,48(1,675)	-
Männer	24,27(4,69)	24,22(3,89)	24,43(3,46)	25,15(4,66)	0,93(1,699)	-

Anmerkungen: G steht für die Gruppen innerhalb einer Variable

Angaben bei Post-hoc-Tests beziehen sich auf Gruppen der Variablen

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

Cohen's d : $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt
Ergebnisse wurden gerundet.

Auf die Kirchengangshäufigkeit der Befragten getestet zeigt sich nur in Welle 3 für das Idealalter zum Zusammenziehen für Frauen ein signifikanter Unterschied je nach Häufigkeit des Kirchbesuchs, $F(1,1116) = 5,71$, $p = 0,02$. Hierbei unterschied sich das angegebene Idealalter der Befragten, die regelmäßig in die Kirche gehen, von denen, die nie in die Kirche gehen (erstere gaben ein höheres Idealalter von einem halben Jahr an, $p = 0,04$, $d = 0,21$).

Auf das Alter der Befragten bei Geburt des ersten Kindes getestet, zeigten sich in Welle 3 signifikante Unterschiede im Idealalter für Frauen, $F(3,727) = 3,17$, $p = 0,02$. Jedoch ergab der Post-hoc-Test keine signifikanten Gruppenunterschiede.

Das Idealalter für Männer wurde je nach eigenem Alter bei Kindesgeburt signifikant getestet, $F(3,711) = 3,74$, $p = 0,01$. Hierbei testeten die Gruppen der 20-29-Jährigen signifikant mit der Gruppe der 30-39-Jährigen, wobei das angegebene Idealalter der letzten Gruppe durchschnittlich um ein Jahr höher lag als das der ersten, $p < 0,01$, $d = 0,3$.

4.3.2 Heiraten

Auf das Geschlecht der Befragten getestet zeigte sich in Welle 9 ein statistisch signifikanter Unterschied für das Idealalter zum Heiraten für Männer und Frauen. Das angegebene Durchschnittsalter für Frauen liegt bei den weiblichen Befragten ca. ein dreiviertel Jahr höher als das von Männern angegebene, $t(1050) = 3,11$, $p < 0,01$, $d = 0,19$. Das Idealalter zum Heiraten für Männer liegt bei den weiblichen Befragten durchschnittlich etwas mehr als ein Jahr höher, $t(1045,2) = 5,86$, $p < 0,001$, $d = 0,36$.

Im Gegensatz zum Lebensereignis Zusammenziehen zeigen sich hier auch signifikante Gruppenunterschiede für verheiratete und unverheiratete Befragte. In Welle 3 liegt das durchschnittliche Idealalter für Frauen bei den verheirateten Befragten ein Jahr niedriger als das der unverheirateten, $t(1121) = 5,09$, $p < 0,001$, $d = 0,31$. Das für Männer liegt bei den unverheirateten ein dreiviertel Jahr höher als das der verheirateten, $t(1028,9) = 3,45$, $p < 0,001$, $d = 0,21$. In Welle 9 konnte nur für das Idealalter für Frauen ein signifikanter Unterschied zwischen Verheirateten und Unverheirateten festgestellt werden. Hier liegt

das Idealalter von Unverheirateten etwas weniger als ein Jahr unterhalb dem angegebenen Alter der Verheirateten, $t(966,53) = 2,99$, $p < 0,01$, $d = 0,19$ (s. Tabelle 5).

Tabelle 5: Ergebnisse T-Tests Heiraten

	weibl.		männl.		$t(df)$	p	Cohen's d
	M	SD	M	SD			
heiraten							
Welle 3							
Für Frauen	24,65	3,15	24,39	3,33	1,36(1133)	0,174	-
Für Männer	26,58	3,62	26,27	3,52	1,47(1122)	0,142	-
Welle 9							
Für Frauen	26,39	3,26	25,74	3,45	3,11(1050)	0,002**	0,192
Für Männer ^w	28,59	3,52	27,27	3,78	5,86(1045,2)	<0,001***	0,362
	ver-	un-					
	hei-	ver-					
	ratet	hei-					
		ratet					
Welle 3							
Für Frauen	24,05	3	25,02	3,43	5,09(1121)	<0,001***	0,305
Für Männer ^w	26,11	3,53	26,84	3,56	3,45(1028,9)	<0,001***	0,208
Welle 9							
Für Frauen ^w	25,78	3,21	26,41	3,52	2,99(966,53)	0,003**	0,187
Für Männer ^w	27,82	3,72	28,06	3,71	1(1046)	0,319	-

Anmerkungen: ^w Welch-Test

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

Cohen's d : $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt
Ergebnisse wurden gerundet.

Um Unterschiede im angegebenen Alter bei unterschiedlichen Befragtenalter festzustellen, wurde eine einfaktorielle ANOVA berechnet (s. Tabelle 6). Hierbei zeigte sich in Welle 3 für das Idealalter zum Heiraten für Frauen ein signifikanter Unterschied, $F(3,1121) = 23,24$, $p < 0,001$. Dabei unterschieden sich die Alter der 15-26-Jährigen signifikant von den 63-96-Jährigen (letztere 2 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,65$), die 27-42-Jährigen von den 43-62-Jährigen (letztere knapp ein halbes Jahr niedriger, $p = 0,04$, $d = 0,21$), die 27-42-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere zwei Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,67$) und die 43-62-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere etwas mehr als ein Jahr niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,43$).

Dasselbe zeigte sich für das Idealalter für Männer, $F(3,1105) = 10,76$, $p < 0,001$. Hier unterschieden sich die Alter der 15-26-Jährigen signifikant von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,37$), die 27-42-Jährigen von den 43-62-

Jährigen (letztere knapp ein dreiviertel Jahr niedriger, $p = 0,02$, $d = 0,23$), die 27-42-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,47$) und die 43-62-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere ein dreiviertel Jahr niedriger, $p = 0,04$, $d = 0,23$).

Dies zeigte sich wiederholt für Welle 9 aber nur für das Idealalter für Frauen, $F(1,1048) = 22,23$, $p < 0,001$. Dabei unterschieden sich die Alter der 15-26-Jährigen signifikant von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,4$), die 27-42-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 2 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,52$), die 43-62-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,45$).

Auf Bildung getestet zeigten sich signifikante Unterschiede im angegebenen Idealalter für Frauen je nach Bildungsgrad in Welle 3, $F(1,1124) = 5,38$, $p = 0,02$. Ebenso für das Idealalter für Männer, $F(1,1119) = 6,01$, $p = 0,01$. Hier zeigten sich allerdings weder signifikante Gruppenunterschiede für Männer noch für Frauen. Auch in Welle 9 wurden die Unterschiede in der Bildung für das Idealalter zum Heiraten für Frauen signifikant getestet, $F(1,1047) = 25,55$, $p < 0,001$. Befragte mit einem niedrigen Bildungsabschluss gaben im Vergleich zu Befragten mit einem akademischen Abschluss ein um ein Jahr niedrigeres Idealalter an, $p < 0,01$, $d = 0,32$. Befragte mit einem hochschul-/berufsqualifizierendem Abschluss gaben im Vergleich zu Befragten mit akademischem Abschluss ebenfalls ein um ein Jahr niedrigeres Idealalter an, $p < 0,001$, $d = 0,33$.

Das Idealalter für Männer zeigte in Welle 9 signifikante Unterschiede nach Bildungsgrad, $F(1,1043) = 15,89$, $p < 0,001$. Hierbei unterschieden sich die Gruppen der Befragten mit einem niedrigen Abschluss mit der Gruppe der Befragten mit akademischem Abschluss, wobei letztere ein um 1,5 Jahre höheres Idealalter angaben, $p < 0,01$, $d = 0,35$.

Auf Konfessionszugehörigkeit getestet zeigten sich nur in Welle 9 statistisch signifikante Unterschiede für das Idealalter für Frauen, $F(1,636) = 12,95$, $p < 0,001$. Katholische Befragte gaben ein um fast ein Jahr höheres Idealalter an als protestantische Befragte, $p = 0,02$, $d = 0,24$. Ebenso gaben katholische Befragte ein um etwas mehr als ein Jahr höheres Idealalter an als Befragte, die einer anderen Glaubensrichtung angehören, $p < 0,01$, $d = 0,38$.

Auf die Kirchgangshäufigkeit der Befragten getestet zeigt sich nur in Welle 3 für das Idealalter zum Heiraten für Frauen ein signifikanter Unterschied je nach Häufigkeit des

Kirchbesuchs, $F(1,1129) = 8,53, p < 0,01$. Hierbei unterschied sich das angegebene Idealalter der Befragten, die regelmäßig in die Kirche gehen, von denen, die nie in die Kirche gehen (erstere gaben ein niedrigeres Idealalter von knapp einem Jahr an, $p < 0,01, d = 0,27$) und denen, die angaben selten in die Kirche zu gehen (letztere gaben ein um ein dreiviertel Jahr höheres Idealalter an, $p < 0,01, d = 0,28$).

Tabelle 6: Ergebnisse ANOVAs Heiraten

	G1	G2	G3	G4	$F(df_1, df_2)$	Post-hoc (d)
	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$		
Alter	15-26 J.	27-42 J.	43-62 J.	63-96 J.		
Welle 3						
Frauen	25,28(3,43)	25,25(3,13)	24,58(3,31)	23,29(2,7)	23,24(3,1121)***	1-4***(0,645) 2-3*(0,208) 2-4***(0,673) 3-4***(0,429)
Männer	26,98(4,45)	27,14(3,55)	26,34(3,33)	25,58(3,11)	10,76(3,1105)***	1-4***(0,365) 2-3*(0,234) 2-4***(0,467) 3-4*(0,234)
Welle 9						
Frauen	26,27(3,3)	26,68(3,44)	26,43(3,32)	24,96(3,2)	22,23(1,1048)***	1-4***(0,403) 2-4***(0,519) 3-4***(0,453)
Männer	27,61(3,39)	28,25(3,63)	28,58(3,96)	27,15(3,49)	3,09(1,1048)	-
Bildung	<Abitur	Abitur	akadem.	-		
Welle 3						
Frauen	24,22(3,1)	24,44(3,13)	24,92(3,57)	-	5,38(1,1124)*	-
Männer	26,09(3,53)	26,33(3,63)	26,91(3,44)	-	6,01(1,1119)*	-
Welle 9						
Frauen	25,66(3,58)	25,65(3,4)	26,74(3,16)	-	25,55(1,1047)***	1-3**(0,319) 2-3***(0,332)
Männer	27,02(4,17)	27,84(3,7)	28,35(3,53)	-	15,89(1,1043)***	1-3**(0,346)
Wohnort	(Groß)Stadt	Kleinstadt	Land/Dorf	-		
Welle 3						
Frauen	24,66(3,36)	24,5(3,06)	24,34(3,36)	-	1,7(1,1132)	-
Männer	26,63(3,94)	26,42(3,3)	26,2(3,47)	-	2,37(1,1120)	-
Welle 9						
Frauen	26,21(3,51)	25,87(3,36)	26,1(3,27)	-	0,06(1,1050)	-
Männer	28,13(3,8)	27,89(3,71)	27,77(3,62)	-	1,94(1,1050)	-
Konfession	Katholisch	Protestant.	Andere	keine		
Welle 3						
Frauen	24,56(2,89)	24,35(2,93)	22,61(3,09)	24,72(3,57)	0,85(1,1125)	-
Männer	26,65(3,22)	26,42(3,23)	25,62(2,94)	26,4(4,03)	0,62(1,1108)	-
Welle 9						
Frauen	26,52(3,1)	25,76(3,25)	25,3(3,31)	-	12,95(1,636)***	1-2*(0,241) 1-3**(0,381)
Männer	27,94(3,35)	28,07(3,51)	27,09(3,64)	-	2,02(1,571)	-

Kirchgang	Regelmäßig	Selten	Nie	-		
Welle 3						
Frauen	23,82(2,88)	24,65(3,1)	24,7(3,49)	-	8,53(1,1129)**	1-2**(0,278) 1-3**(0,274)
Männer	26,17(3,24)	26,58(3,53)	26,39(3,75)	-	0,16(1,1119)	-
Welle 9						
Frauen	25,58(3,53)	26,31(3,19)	26,02(3,44)	-	0,94(1,1049)	-
Männer	27,37(3,16)	28,1(3,63)	28(3,96)	-	2,24(1,1048)	-
Erwerbstätigkeit	erwerbstätig	erwerbslos	Hausarbeit	-		
Welle 3						
Frauen	24,99(3,24)	24(3,21)	24,3(3,13)	-	12,05(2,1117)***	1-2***(0,306)
Männer	26,91(3,29)	25,91(3,63)	26,4(2,89)	-	10,5(2,1094)***	1-2***(0,289)
Welle 9						
Frauen	26,45(3,17)	25,35(3,39)	26,87(3,8)	-	15,77(2,1028)***	1-2***(0,337) 2-3***(0,424)
Männer	28,47(3,82)	27,16(3,57)	28,36(3,06)	-	15,5(2,1028)***	1-2***(0,354) 2-3*(0,361)
Alter Geburt	12-19 J.	20-29 J.	30-39 J.	40-55 J.		
Welle 3						
Frauen	23,93(3,13)	23,92(3,08)	25,13(3,6)	24,2(2,15)	5,45(3,746)**	2-3***(0,361)
Männer	25,86(3,06)	25,71(3,2)	27,23(3,38)	27,88(4,02)	10,1(3,739)***	2-3***(0,459)
Welle 9						
Frauen	25,59(3,85)	25,29(3,15)	26,74(3,24)	26,9(4,27)	23,29(1,664)***	2-3***(0,456)
Männer	26,82(4,62)	27,52(3,42)	28,76(3,46)	30,37(7,38)	27,61(1,696)***	1-3***(0,475) 1-4**(0,577) 2-3***(0,358) 2-4**(0,495)

Anmerkungen: G steht für die Gruppen innerhalb einer Variable

Angaben bei Post-hoc-Tests beziehen sich auf Gruppen der Variablen

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

Cohen's d: $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt

Ergebnisse wurden gerundet.

Auf den Erwerbstätigenstatus getestet zeigten sich in Welle 3 signifikante Unterschiede im Idealalter für Männer, $F(2,1094) = 10,5$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(2,1117) = 12,05$, $p < 0,001$ je nach Beschäftigungsstatus.

In Welle 3 gaben Erwerbstätige ein um ein Jahr höheres Idealalter zum Heiraten für Frauen an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,31$. Ebenso gaben Erwerbstätige ein um ein Jahr höheres Idealalter für Männer an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,29$.

Auch in Welle 9 zeigten sich signifikante Unterschiede im Idealalter für Männer, $F(2,1028) = 15,05$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(2,1028) = 15,77$, $p < 0,001$ je nach Beschäftigungsstatus. In Welle 9 gaben Erwerbstätige ein um knapp ein Jahr höheres Idealalter zum Heiraten für Frauen an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,34$. Ebenso gaben Erwerbslose

ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter für Frauen an als ausschließlich im Haushalt tätige Personen, $p < 0,001$, $d = 0,42$.

Für Männer gaben Erwerbstätige ein um knapp 1,5 Jahr höheres Idealalter zum Heiraten an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,35$. Ebenso gaben Erwerbslose ein um etwas mehr als ein Jahr niedrigeres Idealalter an als ausschließlich im Haushalt tätige Personen, $p = 0,01$, $d = 0,36$.

Auf das Alter der Befragten bei Geburt des ersten Kindes getestet, zeigten sich für Welle 3 signifikante Unterschiede im Idealalter für Frauen, $F(3,746) = 5,45$, $p < 0,01$ und Männer, $F(3,739) = 10,01$, $p < 0,001$. Hier gaben die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um etwas mehr als ein Jahr niedrigeres Idealalter für Frauen an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,36$. Ebenso gaben die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter für Männer an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,46$.

In Welle 9 zeigten sich ebenfalls signifikante Unterschiede nach Geburtsalter für je Männer, $F(1,696) = 27,61$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(1,664) = 23,29$, $p < 0,001$. Auch hier gab die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter für Frauen an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,46$. Einzig für das Idealalter für Männer zeigen sich differenzierte signifikante Gruppenunterschiede nach Geburtsalter. Die 12-19-Jährigen gaben ein fast 2 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,01$, $d = 0,48$. Die 12-19-Jährigen gaben außerdem ein knapp 3,5 Jahre niedrigeres Idealalter für Männer an als die 40-55-Jährigen, $p < 0,01$, $d = 0,58$. Auch die 20-29-Jährigen gaben ein knapp um ein Jahr niedrigeres Idealalter für Männer an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,36$. Darüber hinaus gab die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um knapp 3 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 40-55-Jährigen, $p < 0,01$, $d = 0,5$.

4.3.3 Vater-/Mutterwerden

Auf das Geschlecht der Befragten getestet zeigt sich in Welle 3 und 9 ein statistisch signifikanter Unterschied für das Idealalter zum Vaterwerden, wobei das angegebene Durchschnittsalter von Frauen in Welle 3 ca. ein halbes Jahr höher liegt als das von Männern angegebene, $t(1188) = 2,39$, $p = 0,02$, $d = 0,02$. Dasselbe zeigte sich für Welle 9, hier mit einem höheren angegebenen Durchschnittsalter von Frauen von knapp 1,5 Jahren, $t(1064) = 5,09$, $p < 0,001$, $d = 0,38$.

Zudem zeigen sich signifikante Gruppenunterschiede für verheiratete und unverheiratete Befragte für das Idealalter zum Vater-/Mutterwerden. In Welle 3 liegt das durchschnittliche Idealalter für Frauen bei den verheirateten Befragten ein halbes Jahr niedriger als das der unverheirateten, $t(1246) = 3,33, p < 0,001, d = 0,19$. Das für Männer liegt bei den unverheirateten ein dreiviertel Jahr höher als das der verheirateten, $t(1184) = 3,52, p < 0,001, d = 0,21$. In Welle 9 liegt das Idealalter für Frauen von Unverheirateten ein dreiviertel Jahr höher als das der Verheirateten, $t(1097) = 3,19, p < 0,01, d = 0,19$. Für Männer liegt das angegebene Idealalter der Unverheirateten ein halbes Jahr höher als das der Verheirateten, $t(1038) = 2,71, p < 0,01, d = 0,17$ (s. Tabelle 7).

Tabelle 7: Ergebnisse T-Tests Vater-/Mutterwerden

	weibl.		männl.		$t(df)$	p	Cohen's d
	M	SD	M	SD			
Vater-/Mutterwerden							
Welle 3							
Für Frauen	25,32	3,11	25,14	3,28	1,01(1258)	0,314	-
Für Männer	27,41	3,41	26,95	3,29	2,39(1188)	0,017*	0,014
Welle 9							
Für Frauen	27,26	3,38	26,9	3,36	1,79(1101)	0,074	-
Für Männer ^w	29,62	3,32	28,3	3,61	6,23(1064)	<0,001***	0,38
	verheiratet		unverheiratet				
Welle 3							
Für Frauen	24,93	3,16	25,53	3,2	3,33(1246)	<0,001***	0,189
Für Männer	26,87	3,27	27,55	3,41	3,52(1184)	<0,001***	0,206
Welle 9							
Für Frauen	26,79	3,27	27,44	3,46	3,19(1097)	0,001**	0,193
Für Männer ^w	28,69	3,66	29,27	3,34	2,71(1038)	0,007**	0,165

Anmerkungen: ^w Welch-Test

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

Cohen's d : $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt
Ergebnisse wurden gerundet.

Für die folgenden Variablen wurden ANOVAs gerechnet (s. Tabelle 8).

Auf das Befragtenalter getestet zeigten sich in Welle 3 für das Idealalter zum Mutterwerden signifikante Unterschiede, $F(3,1242) = 20,21, p < 0,001$. Diese zeigten sich zwischen den 15-26-Jährigen und den 43-62-Jährigen, wobei letztere ein niedrigeres Idealalter von knapp einem dreiviertel Jahr angaben, $p = 0,01, d = 0,26$. Dies gilt ebenfalls für den Vergleich der 15-26-Jährigen mit den 63-96-Jährigen, wobei das Idealalter der letzteren knapp ein Jahr unter dem der Jüngeren liegt, $p < 0,001, d = 0,57$, für den Vergleich der 27-42-

Jährigen mit den 43-62-Jährigen (letztere knapp ein dreiviertel Jahr niedriger, $p < 0,01$, $d = 0,26$), der 27-42-Jährigen mit den 63-96-Jährigen (letztere fast zwei Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,59$) und der 43-62-Jährigen mit den 63-96-Jährigen (letztere rund ein Jahr niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,31$).

Ebenfalls zeigten sich signifikante Unterschiede in Welle 3 für das Idealalter zum Vaterwerden, $F(3,1170) = 12,07$, $p < 0,001$, zwischen folgenden Gruppen: Zwischen den 15-26-Jährigen und den 63-96-Jährigen, wobei das Idealalter der letzteren knapp ein dreiviertel Jahr unter dem der Jüngeren liegt, $p < 0,01$, $d = 0,36$, zwischen den 27-42-Jährigen und den 43-62-Jährigen (letztere knapp ein Jahr niedriger, $p < 0,01$, $d = 0,25$), den 27-42-Jährigen und den 63-96-Jährigen (letztere 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,46$) sowie den 43-62-Jährigen und den 63-96-Jährigen (letztere rund 2 Jahre niedriger, $p = 0,02$, $d = 0,23$). Dies zeigte sich wiederholt für Welle 9. Für das Idealalter zum Mutterwerden, $F(1,1099) = 28,12$, $p < 0,001$, unterschieden sich die Alter der 15-26-Jährigen signifikant von den 63-96-Jährigen (letztere knapp 1,5 Jahre niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,52$), die 27-42-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere knapp ein Jahr niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,34$) und die 43-62-Jährigen von den 63-96-Jährigen (letztere ebenfalls knapp ein Jahr niedriger, $p < 0,001$, $d = 0,33$).

Für dieselben Gruppen zeigten sich signifikante Unterschiede für das Idealalter zum Vaterwerden, $F(1,1066) = 10,21$, $p < 0,01$. Die Alter unterschieden sich signifikant zwischen den 15-26-Jährigen und den 63-96-Jährigen (letztere knapp ein Jahr niedriger, $p = 0,02$, $d = 0,3$), zwischen den 27-42-Jährigen und den 63-96-Jährigen (letztere ebenfalls knapp ein Jahr niedriger, $p < 0,01$, $d = 0,31$) und zwischen den 43-62-Jährigen und den 63-96-Jährigen (letztere ebenfalls knapp ein Jahr niedriger, $p < 0,01$, $d = 0,28$).

Auf Bildung getestet zeigten sich signifikante Unterschiede im angegebenen Idealalter für Frauen je nach Bildungsgrad in Welle 3, $F(1,1249) = 7,62$, $p < 0,01$. Hier zeigten sich Unterschiede zwischen den Befragten mit hochschul-/berufsqualifizierendem Abschluss und den Befragten mit akademischem Abschluss, wobei letztere ein um ein dreiviertel Jahr höheres Idealalter angaben, $p < 0,01$, $d = 0,22$.

Auch für Männer wurden die Unterschiede im Idealalter nach Bildungsgrad signifikant getestet, $F(1,1185) = 4,99$, $p = 0,03$, jedoch ohne signifikanten Gruppenunterschiede im Post-hoc-Test.

Auch in Welle 9 wurden die Unterschiede für Frauen signifikant getestet, $F(1,1099) = 13,64$, $p < 0,001$, zwischen den Befragten mit hochschul-/berufsqualifizierendem Abschluss und den Befragten mit akademischem Abschluss, wobei letztere ein um ein Jahr höheres Idealalter angaben, $p < 0,001$, $d = 0,31$.

Auf den Wohnort der Befragten getestet zeigen sich in Welle 3 signifikante Unterschiede für das Idealalter zum Vaterwerden abhängig vom Wohnort, $F(1,1188) = 6,91$, $p < 0,01$. Hier gaben Befragte aus der Stadt ein um ein halbes Jahr höheres Idealalter an als Befragte mit ländlichem Wohnsitz, $p = 0,03$, $d = 0,19$.

In Welle 9 zeigten sich für Männer, $F(1,1068) = 13,2$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(1,1101) = 6,21$, $p = 0,01$ signifikante Unterschiede je nach Wohnort. Für das Idealalter zum Mutterwerden gaben Befragte aus der Stadt ein um ein halbes Jahr höheres Idealalter an als Befragte vom Land, $p = 0,03$, $d = 0,19$. Auch die Antworten der Befragten aus einer Stadt im Vergleich zu denen aus einer Kleinstadt testete signifikant (letztere gaben ein fast um ein Jahr niedrigeres Idealalter an), $p < 0,01$, $d = 0,22$.

Für das Idealalter zum Vaterwerden gaben städtische Befragte ein um ein Jahr höheres Idealalter als ländliche Befragte an, $p < 0,001$, $d = 0,62$.

Auf Konfessionszugehörigkeit getestet zeigten sich nur in Welle 3 statistisch signifikante Unterschiede für das Idealalter zum Vaterwerden, $F(1,1173) = 5,72$, $p = 0,02$. Der Post-hoc-Test ergab jedoch keine signifikanten Gruppenunterschiede.

Auf den Erwerbstätigenstatus getestet zeigten sich in Welle 3 signifikante Unterschiede im Idealalter für Männer, $F(1,1161) = 16,41$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(1,1241) = 17,68$, $p < 0,001$ je nach Beschäftigungsstatus.

Tabelle 8: Ergebnisse ANOVAs Vater-/Mutterwerden

	G1	G2	G3	G4	$F(df_1, df_2)$	Post-hoc (d)
	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$		
Alter	15-26 J.	27-42 J.	43-62 J.	63-96 J.		
Welle 3						
Frauen	25,98(3,4)	25,97(3,2)	25,14(3,19)	24,2(2,76)	20,21(3,1242)***	1-3*(0,255) 1-4***(0,574) 2-3**(0,26) 2-4***(0,591) 3-4***(0,313)
Männer	27,51(3,07)	27,94(3,57)	27,1(3,15)	26,36(3,31)	12,07(3,1170)***	1-4**(0,359) 2-3**(0,248) 2-4***(0,458) 3-4*(0,229)
Welle 9						

Frauen	27,86(3,23)	27,3(3,34)	27,28(3,4)	26,18(3,28)	28,12(1,1099)***	1-4***(0,517) 2-4***(0,338) 3-4***(0,328)
Männer	29,2(2,89)	29,29(3,34)	29,26(3,87)	28,24(3,47)	10,21(1,1066)**	1-4*(0,299) 2-4**(0,307) 3-4**(0,276)
Bildung	<Abitur	Abitur	akadem.	-		
Welle 3						
Frauen	25,06(3,43)	25,08(3,12)	25,77(3,19)	-	7,62(1,1249)**	2-3**(0,219)
Männer	26,97(3,53)	27,08(3,3)	27,62(3,37)	-	4,99(1,1185)*	-
Welle 9						
Frauen	26,91(3,52)	26,66(3,51)	27,68(3,04)	-	13,64(1,1099)***	2-3***(0,312)
Männer	28,89(3,38)	28,74(3,52)	29,26(3,59)	-	2,95(1,1065)	-
Wohnort	(Groß)Stadt	Kleinstadt	Land/Dorf	-		
Welle 3						
Frauen	25,45(3,15)	25,18(3,18)	25,01(3,27)	-	1,67(1,1253)	-
Männer	27,55(3,38)	27,06(3,22)	26,9(3,5)	-	6,91(1,1188)**	1-3*(0,189)
Welle 9						
Frauen	27,56(3,56)	26,8(3,35)	26,92(3,17)	-	6,21(1,1101)*	1-2**(0,221) 1-3*(0,191)
Männer	29,48(3,43)	28,9(3,66)	28,5(3,41)	-	13,2(1,1068)***	1-3***(0,287)
Konfession	Katholisch	Protestant.	Andere	keine		
Welle 3						
Frauen	25,63(3,19)	24,97(3,07)	24,39(3,29)	25,24(3,26)	1,03(1,1248)	-
Männer	27,49(3,16)	27,33(3,29)	27,19(3,83)	26,93(3,49)	5,72(1,1173)*	-
Welle 9						
Frauen	27,37(3,27)	26,76(3,14)	26,87(3,46)	-	3,21(1,659)	-
Männer	29,23(3,35)	28,96(3,61)	29,19(3,58)	-	0,13(1,582)	-
Kirchgang	Regelmäßig	Selten	Nie	-		
Welle 3						
Frauen	24,76(3,09)	25,46(3,12)	25,22(3,29)	-	1,67(1,1253)	-
Männer	27,28(3,17)	27,3(3,17)	27,04(3,6)	-	1,17(1,1185)	-
Welle 9						
Frauen	26,65(3,42)	27,37(3,23)	26,99(3,46)	-	0,31(1,1100)	-
Männer	28,8(3,57)	29,12(3,36)	28,85(3,66)	-	0,05(1,1066)	-
Erwerbstätigkeit	erwerbstätig	erwerbslos	Hausarbeit	-		
Welle 3						
Frauen	25,72(3,25)	24,66(3,04)	25,11(3,12)	-	17,68(1,1241)***	1-2***(0,337)
Männer	27,73(3,34)	26,58(3,33)	27,08(3,27)	-	16,41(1,1161)***	1-2***(0,345)
Welle 9						
Frauen	27,39(3,28)	26,53(3,35)	27,35(3,53)	-	8,45(2,1080)***	1-2***(0,259)
Männer	29,28(3,55)	28,45(3,52)	29,21(3,24)	-	6,8(2,1046)**	1-2***(0,234)
Alter Geburt	12-19 J.	20-29 J.	30-39 J.	40-55 J.		
Welle 3						
Frauen	24,1(3,18)	24,45(2,91)	25,93(3,17)	26(2,5)	11,47(3,828)***	1-3***(0,579) 2-3***(0,489)
Männer	26(2,73)	26,5(3,24)	28,21(3,24)	29,11(3,95)	15,21(3,781)***	1-3***(0,74) 1-4*(0,917) 2-3***(0,53)
Welle 9						

Frauen	25,29(3,96)	26,12(3,18)	27,83(3,09)	28,28(4,08)	50,17(1,705)***	1-3***(0,715) 1-4**(0,743) 2-3***(0,547) 2-4**(0,591)
Männer	27,73(3,75)	28,28(3,51)	29,61(3,36)	30,17(6,03)	25,01(1,698)***	1-3*(0,529) 2-3***(0,388)

Anmerkungen: G steht für die Gruppen innerhalb einer Variable

Angaben bei Post-hoc-Tests beziehen sich auf Gruppen der Variablen

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

Cohen's d : $< 0,2$ kein Effekt, $0,2 < 0,5$ geringer Effekt, $0,5 < 0,8$ mittlerer Effekt, $> 0,8$ großer Effekt

Ergebnisse wurden gerundet.

In Welle 3 gaben Erwerbstätige ein um ein Jahr höheres Idealalter zum Mutterwerden an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,34$. Ebenso gaben Erwerbstätige ein um etwas mehr als ein Jahr höheres Idealalter zum Vaterwerden an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,35$.

Auch in Welle 9 zeigten sich signifikante Unterschiede im Idealalter für Männer, $F(2,1046) = 6,8$, $p < 0,01$ und Frauen, $F(2,1080) = 8,45$, $p < 0,001$ je nach Beschäftigungsstatus. In Welle 9 gaben Erwerbstätige ebenfalls ein um etwas mehr als ein Jahr höheres Idealalter zum Mutterwerden an als Erwerbslose, $p < 0,001$, $d = 0,26$. Ebenso gaben Erwerbstätige ein um etwas mehr als ein Jahr höheres Idealalter zum Vaterwerden an als erwerbslose Befragte, $p < 0,001$, $d = 0,23$.

Auf das Alter der Befragten bei Geburt des ersten Kindes getestet, zeigten sich für Welle 3 signifikante Unterschiede im Idealalter zum Mutter-, $F(3,828) = 11,47$, $p < 0,001$ und Vaterwerden, $F(3,781) = 15,21$, $p < 0,001$. Hier gaben die Gruppe der 12-19-Jährigen ein um 2 Jahre niedrigeres Idealalter für Frauen an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,58$. Ebenso gaben die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,49$.

Für das Idealalter zum Vaterwerden gaben die Gruppe der 12-19-Jährigen ein um 2 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,74$. Ebenso gab die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um ca. 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,53$. Auch die Gruppe der 12-19-Jährigen und die Gruppe der 40-55-Jährigen unterscheiden sich signifikant, wobei erstere ein um 3 Jahre niedrigeres Idealalter angeben, $p = 0,047$, $d = 0,92$.

In Welle 9 zeigten sich ebenfalls signifikante Unterschiede nach Geburtsalter für je Männer, $F(1,698) = 25,01$, $p < 0,001$ und Frauen, $F(1,705) = 50,17$, $p < 0,001$. Auch hier gab die Gruppe der 12-19-Jährigen ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter für Frauen an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,72$. Zudem gab die Gruppe der 12-19-Jährigen

im Vergleich zu der Gruppe der 40-55-Jährigen ein um 3 Jahre niedrigeres Idealalter an, $p < 0,01$, $d = 0,74$. Auch zwischen den 20-29-Jährigen und den 30-39-Jährigen fällt der Unterschied signifikant aus, wobei erstere ein um ca. 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter angaben, $p < 0,001$, $d = 0,55$. Ebenso gab die Gruppe der 20-29-Jährigen ein um 2 Jahre niedrigeres Idealalter als die Gruppe der 40-55-Jährigen an, $p < 0,01$, $d = 0,59$.

Für das Idealalter zum Vaterwerden unterschied sich die Gruppe der 12-19-Jährigen signifikant von der Gruppe der 30-39-Jährigen mit einem um 2 Jahre niedrigeren Idealalter, $p = 0,01$, $d = 0,53$. Auch die 20-29-Jährigen gaben ein um 1,5 Jahre niedrigeres Idealalter an als die Gruppe der 30-39-Jährigen, $p < 0,001$, $d = 0,39$.

4.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass hauptsächlich das Geschlecht, das Alter der Befragten, die Konfessionszugehörigkeit und das Alter der Befragten bei Geburt ihres ersten Kindes zu signifikanten Unterschieden in den angegebenen Idealaltern für alle drei Lebensereignisse führt. Zudem variierten vier Variablen nach Lebensereignis: Für das Idealalter zum Zusammenziehen führt ein variierender Ehestatus zu keinen signifikanten Unterschieden. Dies tut der Wohnort für das Idealalter zum Elternwerden, die Kirchengangshäufigkeit führt wiederum zu keinen signifikanten Unterschieden im Angabealter zum Elternwerden und zuletzt führen unterschiedliche Erwerbsstatus nicht zu signifikanten Unterschieden für das Idealalter zum Zusammenziehen.

Darüber hinaus gibt es auch Unterschiede zwischen den im Jahr 2006 und 2018 erhobenen Wellen. Hierbei zeigen sich unterschiedliche Muster. Ein Merkmal führte 2018 zu mehr signifikanten Unterschieden als 2006 (Zusammenziehen: verheiratet/unverheiratet). Häufiger gilt das Muster, dass ein Merkmal 2006 zu mehr signifikanten Unterschieden führte als 2018. Zum einen zeigte sich 2006 nur signifikante Unterschiede für das Idealalter für Männer und 2018 für Männer und Frauen (Zusammenziehen: Geschlecht). Zum anderen riefen weitere Merkmale für beide Geschlechter signifikante Unterschiede im Jahr 2006 hervor und 2018 nur noch für Frauen (Zusammenziehen: Bildung, Heiraten: verheiratet/unverheiratet, Befragtenalter, Elternwerden: Bildung).

Außerdem zeigten sich für einige Variablen geschlechtsspezifische signifikante Unterschiede für das Idealalter: Zusammenziehen: Befragtenalter nur für Idealalter Mann, Kirchengang nur für Idealalter Frau, Heiraten: Konfessionszugehörigkeit und Kirchengang nur

für Idealalter Frau, Elternwerden: Geschlecht nur für Idealalter Mann, Konfessionszugehörigkeit nur für Idealalter Mann.

Des Weiteren variierte der Einfluss bestimmter Merkmale auf das Idealalter und auf signifikante Unterschiede über die beiden Zeitpunkte. So zeigten sich für einige Merkmale signifikante Unterschiede in Welle 3, aber verloren diese hingegen in Welle 9 (Zusammenziehen: Konfessionszugehörigkeit, Kirchengang, Alter bei Geburt, Heiraten: Kirchengang, Elternwerden: Konfessionszugehörigkeit). Andersherum zeigte sich derselbe Effekt: Einige Merkmale zeigten in Welle 3 keinen Einfluss, der einen signifikanten Unterschied im Idealalter hervorgebracht hätte, zeigten diese jedoch in Welle 9 (Heiraten: Geschlecht, Konfessionszugehörigkeit).

Zusätzlich differenzierten sich die Gruppenunterschiede bei vielen Merkmalen in Welle 9 aus (Zusammenziehen: Befragtenalter und Bildung für Idealalter Mann, Heiraten: Bildung Idealalter Frau, Konfessionszugehörigkeit Idealalter Frau, Erwerbstätigkeit Idealalter Frau und Mann, Alter bei Geburt Idealalter Mann, Elternwerden: Wohnort Idealalter Frau, Alter bei Geburt Idealalter Frau). Bei weniger Merkmalen zeigte sich eine Reduktion von ausdifferenzierten Gruppenunterschieden von Welle 3 zu Welle 9 (Heiraten: Befragtenalter Idealalter Frau und Mann, Kirchengang Idealalter Frau, Elternwerden: Befragtenalter Idealalter Frau und Mann, Alter bei Geburt Idealalter Mann).

Die größten Effektstärken ($> 0,5$, also ab mittlerem Effekt nach Cohen (vgl. 1992, S. 157)), die die Unterschiede zwischen Merkmalsgruppen erklären, zeigten sich beim Befragtenalter für die Lebensereignisse Zusammenziehen, Heiraten und Mutterwerden für Frauen. Außerdem zeigte sich dies beim Befragtenalter bei Geburt des ersten Kindes für die Lebensereignisse Heiraten für Männer sowie Mutter- und Vaterwerden (hier zeigt sich sogar eine Effektstärke von $0,9$, also ein großer Effekt nach Cohen (vgl. 1992, S. 157), zwischen der jüngsten und ältesten Gruppe).

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass sich der Einfluss verschiedener Variablen auf das Idealalter nach Lebensereignis, Zeit und nach gefragtem Geschlecht (Ziel der Frage) dynamisch gestaltet.

5 Diskussion

Mittels der getätigten Auswertungen kann eine dynamische Gestaltung der Altersnormen nachgewiesen werden. Wie weiterhin gezeigt wurde, beeinflussen unterschiedliche soziodemografische Merkmale die angegebenen Idealalter, sodass angenommen werden kann,

dass dies ein Indikator für differierende unterliegende Altersnormen ist (H3 bestätigt). Außerdem ließ sich eine Entwicklung über den Zeitraum feststellen, denn die Idealalter sind durchschnittlich um 1-2 Jahre angestiegen (H1 bestätigt). Demnach ist davon auszugehen, dass sich je nach Merkmal die Anpassung an den sozialen Wandel (und dem damit einhergehenden Wertewandel) unterschiedlich schnell vollzieht und somit zu signifikanten Unterschieden führt (die Altersnormen weichen nun stärker voneinander ab je nach Merkmalsausprägung) oder in 2018 keine größere Relevanz mehr aufzeigen. Die Altersnormen gestalten sich einheitlich, sodass keine signifikanten Unterschiede bei der Befragung 2018 zu Stande kamen.

Weiterhin scheinen geschlechtsspezifische Altersnormen ihre Gültigkeit zu bewahren. Dies scheint insbesondere für Altersnormen zu gelten, die Frauen betreffen. So zeigten sich nur für die Idealalter für Männer zum Zusammenziehen signifikante Unterschiede je nach Befragtenalter und beim Idealalter zum Vaterwerden signifikante Unterschiede im Geschlecht der Befragten. Dies legt den Schluss nahe, dass für diese Lebensereignisse eine einheitliche Vorstellung bezüglich der Altersnormen und biografischen Erwartungen für Frauen existiert. Die Effekte, dass nur für ein Zielgeschlecht signifikante Unterschiede in Welle 3 und dann in Welle 9 für beide entdeckt wurden, lässt die Interpretation zu, dass vorher einheitliche Altersnormen sich über den Zeitverlauf hinweg ausdifferenzieren. Als Beispiel sei hier der Einfluss des Wohnorts auf das Idealalter zum Elternwerden genannt. 2006 fanden sich nur signifikante Unterschiede zwischen Stadt und Land für Männer. 2018 zeigten sich signifikante Unterschiede für Frauen nicht nur zwischen Stadt und Land, sondern auch zwischen Großstadt und Kleinstadt. Dies spricht für eine unterschiedliche Entwicklung der Altersnormen in diesen Regionen speziell für weibliche Altersnormen und ist ein Indikator für die Stadt als progressiveren Ort. Die Altersnormen weichen dort vom traditionell niedrigeren Alter nach oben ab, was an den modernen Wertevorstellung der Selbstverwirklichung liegen kann (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 398). Darüber hinaus sprechen auch die zunehmenden Gruppenunterschiede in Welle 9 dafür, dass sich die Altersnormen für Heiraten und Elternwerden bis 2018 in einem Prozess der Ausdifferenzierung befinden.

Solche Ausdifferenzierungen fanden auch bei weiteren Merkmalen und Lebensereignissen statt. In Welle 9 zeigten sich beim Idealalter zum Zusammenziehen für Männer ein zunehmender Unterschied zwischen den mittleren Altersgruppen als nur zwischen den jüngsten und den ältesten. Dies kann sich darin begründen, dass Zusammenziehen zunehmend die

Ehe als Institutionalisierungsschritt einer Beziehung ablöst (vgl. Peuckert, 2019, S. 68f.). Daher könnte sich ebenso die Reife, die als Maßstab an das Idealalter herangetragen wird, sich hier im Laufe der Zeit zwischen den Generationen aufgrund des im Theorieteil beschriebenen Wertewandels unterscheiden.

In derselben Konstellation zeigten sich für Männer in der Bildung ausdifferenziertere Unterschiede zwischen Personen ohne Abitur und Personen mit Abitur sowie mit akademischem Abschluss. Die Vermutung liegt nahe, dass hier mehrere Gründe wirken könnten wie der Anspruch an Reife, an abgeschlossenem Bildungsweg oder der Anspruch an Selbstverwirklichung, der mit dem Bildungsgrad zunimmt (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 398; auch diskutiert unter dem Begriff soziales Milieu u.a. bei Vester et al., 2015).

Dieser Effekt setzte sich in Welle 9 für die Idealalter zum Heiraten fort.

Nach Bildungsgrad zeigten sich für Frauen mehr Unterschiede im Vergleich zu Welle 9, wo keine signifikanten Unterschiede hervortraten. Das Idealalter von Befragten mit akademischem Abschluss weichte stark von Befragten mit und ohne Abitur ab. Auch hier können die emanzipatorischen Effekte für Frauen durch Bildung und/oder der Selbstverwirklichungsanspruch von Akademiker*innen wirken.

Nach Konfessionszugehörigkeit zeigten sich 2018 ebenso mehr Unterschiede für Frauen als 2006. So unterschieden sich katholische und protestantische sowie katholische und andersgläubige Befragte voneinander. Dies kann ein Indiz dafür sein, dass sich die Altersnormen von Personen einer Glaubensrichtung unterschiedlich verändern.

Weiterhin differenzierten sich die Gruppenunterschiede im Erwerbsstatus für Männer sowie Frauen zunehmend aus. Im Vergleich zu 2006 kamen zu den Unterschieden zwischen Erwerbstätigen und Erwerbslosen auch Unterschiede zwischen den Erwerbslosen und den im Haushalt Tätigen hinzu. Auch hier kann man vermuten, dass sich aufgrund unterschiedlicher Werte und Entwicklung der Normen die Diskrepanz zwischen den Idealaltern zunahm.

Zudem zeigen sich nach Alter bei Geburt des ersten Kindes in Welle 9 vermehrt Unterschiede zwischen den mittleren Altersgruppen zusätzlich zu den Diskrepanzen zwischen den Jüngeren und den Älteren. Es scheint verstärkt zu uneinheitlicheren Normen gekommen zu sein. Ob dies an den individuellen Erfahrungen oder an der vermuteten Generationszugehörigkeit liegt, kann hier nicht beurteilt werden.

Auch für das Lebensereignis Elternwerden zeigte sich in Welle 9 nach Wohnort mehr Unterschiede für Frauen (zwischen Großstadt und Kleinstadt sowie Großstadt und Land).

Ebenso können hier die unterschiedlichen Werte, Lebenseinstellungen und Lebensstile, die mit der Stadt assoziiert werden, zu den verschiedenen Altersnormen führen.

Daneben zeigten sich nach Alter bei Kindesgeburt mehr Unterschiede für Frauen. Dies kann aus Bildungsgrad resultieren (Akademiker*innen bekommen später Kinder (vgl. Bujard & Diabaté, 2016, S. 393)), aus individuellen Erfahrungen oder aus Generationszugehörigkeit und den damit einhergehenden Altersnormunterschieden. Für Männer nahm die Differenzierung zu Welle 9 hin ab, was für eine Anpassung der Normen sprechen könnte und auf eine immer noch stärkere zugeschriebene Bedeutung des Mutterwerdens für Frauen hindeuten kann.

Der gegenteilige Effekt, eine Reduktion der Gruppenunterschiede von 2006 zu 2018, zeigte sich nur bei wenigen Merkmalen. Er zeigte sich beim Idealalter zum Heiraten beim Befragtenalter. Zeigten sich 2006 noch Unterschiede für Männer und Frauen, taten diese es 2018 nur noch für Frauen, und zwar nur noch zwischen den Ältesten und den einzelnen Altersgruppen und nicht mehr zwischen den mittleren Altersgruppen. Dies scheint auf eine zunehmende Polarisierung der Idealalter nach Alter hinzuweisen, was sich mit den beschriebenen Effekten auf Werte und Ehe als Institution und der Sozialisation in unterschiedlichen Zeiten deckt.

Existierten 2006 noch Unterschiede im Idealalter zum Heiraten für Frauen je nach Regelmäßigkeit des Kirchbesuchs, verschwanden diese 2018. Diese Entwicklung könnte als Konsequenz der zunehmenden Säkularisierung der Bevölkerung (vgl. Arránz Becker & Lois, 2017, S. 438) und somit als eine Angleichung der Altersnormen gelesen werden.

Des Weiteren traten im Idealalter zum Elternwerden 2018 weniger Altersgruppenunterschiede für Männer und Frauen im Vergleich zu 2006 auf. 2018 zeigten sich diese nur noch zwischen der ältesten Gruppe und den jüngeren Gruppen. Die Abnahme der Unterschiede zwischen den mittleren Altersgruppen kann ebenfalls für eine Polarisierung zwischen den älteren und den jüngeren Generationen und gleichzeitig für eine Angleichung der Altersnormen in den mittleren Altersgruppen sprechen (für Männer und für Frauen gleichermaßen).

Bei der Darstellung dieser Entwicklungen darf jedoch nicht vergessen werden, dass das Ausgangsniveau der Idealalter sich bereits nach Geschlecht unterscheidet. Das angegebene Idealalter für Frauen lag bei jedem Lebensereignis und jedem Merkmal niedriger als das der Männer, auch im Vergleich der beiden Zeitpunkte (H2 bestätigt). Die Stabilität dieses

Geschlechterunterschieds könnte für die bestehende Aktualität der These des älteren Mannes in der Beziehung sprechen und der bestehenden verankerten Erwartung, dass der Mann für die Familie aufkommt. Auch wenn das Bild des „male breadwinner“ einem Wandel unterliegt (vgl. Schmid & Wagner, 2023, S. 212), scheinen die Normen noch nicht gleichzuziehen. Auch die Beachtung von gleichgeschlechtlichen Paaren könnte hier mehr integriert werden. Zukünftige Forschung könnte hier anknüpfen, um diesen Unterschied genauer zu beleuchten.

Nach Auswertung und Zusammenfassen der Ergebnisse lassen sich die Hypothesen 3.1, 3.2, 3.3 und 3.5 bestätigen. Die Hypothese 3.5 trifft nicht zu. Hier gestaltet sich das Idealalter nach Lebensereignis unterschiedlich. So zeigte sich z.B. für das Idealalter zum Zusammenziehen für Frauen ein höheres Idealalter bei Religiösen und beim Idealalter zum Heiraten für Frauen lag es bei Religiösen ebenfalls höher. Die Hypothese traf für folgende Konstellationen zu: In Welle 3 Idealalter Heiraten für Frauen und in Welle 9 für Männer, in Welle 3 Idealalter Elternwerden für Frauen und in Welle 9 für Frauen. In den restlichen Konstellationen wurde ein ungefähr gleiches Idealalter angegeben.

Hypothese 3.6 kann nicht bestätigt werden. Da im Haushalt Tätige und Erwerbslose ein niedrigeres Idealalter angeben als Erwerbstätige, jedoch die Befragten, die im Haushalt tätig sind, ein durchschnittlich höheres Idealalter angeben als die Erwerbslosen. Eine Spekulation wäre, dass differierende Bildungsgrade hierfür ausschlaggebend sein könnten. Hypothese 3.7 trifft nur für Welle 3 zu. Hier gaben verheiratete Befragte durchschnittlich niedrigere Idealalter an als unverheiratete. Dieser Effekt drehte sich für Welle 9 um, sodass Verheiratete ein durchschnittlich höheres Idealalter angaben als Unverheiratete. Hypothese 3.8 kann z.T. bestätigt werden, da das Idealalter von Protestant*innen und Katholik*innen untereinander abweichen, jedoch der Teil der Hypothese zutrifft, der besagte, dass sie von anderen Konfessionsangehörigen abweichen würden.

Aufgrund der großen Effektstärke des Alters für die Unterschiede in den Idealaltern ist davon auszugehen, dass die Zugehörigkeit zu einer Kohorte, sprich die Sozialisation und das Aufwachsen zu einem bestimmten historischen Zeitpunkt, die Altersnormen am stärksten prägen. Dies könnte in weiterer Forschung spezifischer nach Kohorten-Effekten untersucht werden, ggfs. mit qualitativen Anteilen, die Raum für Angabe von Beweggründen ließen.

Trotz des Anstiegs der Idealalter für alle drei Lebensereignisse zwischen 2006 und 2018 scheinen sich die Altersnormen sukzessive an den sozialen Wandel anzupassen. Interessanterweise fallen sie dennoch mit dem real umgesetzten Timing auseinander. 2018 lag das durchschnittliche Heiratsalter für Männer bei 34,6 Jahren und für Frauen bei 32,1 Jahren (vgl. Statistisches Bundesamt, 2022b). 2018 lag das durchschnittliche Idealalter zum Heiraten für Frauen bei 26 Jahren (s. Tabelle 2) und für Männer bei rund 28 Jahren (s. Tabelle 2). Hier lässt sich also eine Abweichung von ca. 6 Jahren ablesen.

Das durchschnittliche Alter für Geburten bei Frauen lag 2018 bei 31,3 Jahren (2021: bei 31,8 Jahren) (vgl. ebd., 2022c) und für Männer lag es 2018 bei 34,5 Jahren (2021: bei 34,7 Jahren) (vgl. ebd., 2022d). 2018 lag das durchschnittliche Idealalter zum Mutterwerden bei rund 27 Jahren (s. Tabelle 2) und zum Vaterwerden bei knapp 29 Jahren (s. Tabelle 2). Hier zeigt sich eine Abweichung von 4-5 Jahren. Dies scheint entweder auf eine verlangsamte Normenanpassung im Vergleich zum sozialen Wandel hinzuweisen oder auf gesellschaftliche Umstände, die Personen daran zu hindern scheinen, ihre Idealvorstellung umsetzen zu können. Diesen Gründen gilt es in weiteren Forschungen nachzugehen.

Zuletzt wird an dieser Stelle auf Begrenzungen der Studie eingegangen. Im ESS werden ausschließlich die Idealalter erhoben, ohne Erläuterung der Begründung. Daher konnte in dieser Studie nicht untersucht werden, aus welchen Gründen die Wahl des Idealalters gestaltet wurde. Weitere Forschung könnte auf Gründe des idealen Timings eingehen. In dieser Studie handelt es sich um zwei unabhängige Stichproben, sodass keine Längsschnittdaten über die Entwicklung der Altersnormen vorliegen. Außerdem könnten auch die sozio-demografischen Merkmale nochmals in sich auf geschlechterspezifische Unterschiede untersucht werden. Des Weiteren wurde sich in dieser Arbeit auf die Mittelwerte konzentriert. Schon Kalicki merkte an, dass dies zu einer „Überschätzung der Homogenität biographischer Verläufe“ (1996, S. 30) führe und sie somit nicht der Diversität von Biografien gerecht werden können.

Literaturverzeichnis

- Arránz Becker, O. & Lois, D. (2017). Zum Zusammenwirken von Normen und Anreizen bei Fertilitätsentscheidungen. *Zeitschrift für Soziologie*, 46(6), 437–455. <https://doi.org/10.1515/zfsoz-2017-1024>
- Beaujouan, É. & Sobotka, T. (2019). Late Childbearing Continues to Increase in Developed Countries. *Population & Societies*, 526, S. 1-4.
- Beck, U. (2016). *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne* (23. Aufl.). Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Berghammer, C. & Schuster, J. (2010). Alles hat seine Stunde? Religiosität und die Zeitpunkte von Ereignissen im Familienverlauf. In W. Mazal (Hrsg.), *Familie und Religion. Aktuelle Beiträge aus der interdisziplinären Familienforschung* (Familienforschung, Bd. 22, S. 11-38). Opladen: Budrich Uni. Press.
- Blossfeld, G. (2022). *Education, work and family events in women's lives*. Opladen, Berlin, Toronto: Budrich Academic Press. <https://doi.org/10.3224/96665047>
- Buchmann, M. (1989). *The Script of Life in Modern Society. Entry into Adulthood in a Changing World*. Chicago, London: The University of Chicago Press.
- Bujard, M. & Diabaté, S. (2016). Wie stark nehmen Kinderlosigkeit und späte Geburten zu? *Der Gynäkologe*, 49(5), 393–404. <https://doi.org/10.1007/s00129-016-3875-4>
- Datenreport 2021. *Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*. (2021). Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung. Verfügbar unter: <http://www.gbv.de/dms/maecenata/1750939096.pdf>
- Burkart, G. (2008). Lebensalter. In H. Willems (Hrsg.), *Lehr(er)buch Soziologie. Für die pädagogischen und soziologischen Studiengänge. Band 2* (S. 533-549). Wiesbaden: VS Verlag.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), S. 155-159.
- Dorbritz, J., Lengerer, A. & Ruckdeschel, K. (2005). *Einstellungen zu demographischen Trends und zu bevölkerungsrelevanten Politiken. Ergebnisse der Population Policy Acceptance Study in Deutschland*. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- Dorbritz, J. & Ruckdeschel, K. (2015). Heirat, Haus, Kinder? Leitbilder der Familiengründung und der Familienerweiterung. In N. F. Schneider, S. Diabaté & K. Ruckdeschel (Hrsg.), *Familienleitbilder in Deutschland: Kulturelle Vorstellungen zu Partnerschaft, Elternschaft und Familienleben* (S. 133-154). Verlag Barbara Budrich.
- Dudel, C. & Klüsener, S. (2021). Male-Female Fertility Differentials Across 17 High-Income Countries: Insights From A New Data Resource. *European Journal of Population*, 37(2), 417–441. <https://doi.org/10.1007/s10680-020-09575-9>
- Eggers, T., Grages, C. & Birgit, P.-E. (2022). Care-Politiken, soziale Risiken und Geschlechterungleichheit im internationalen Vergleich. In Knobloch, Theobald, Dengler, Kleinert & Gnadt und Lehner (Hrsg.), *Caring Societies – Sorgende Gesellschaften. Neue Abhängigkeiten oder mehr Gerechtigkeit?* (S. 38-65). Weinheim Basel: Beltz Juventa.
- Elder, G. H. (1975). Age Differentiation and the Life Course. *Annual Review of Sociology*, 1, S. 165-190. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.01.080175.001121>
- Engelhardt-Woelfler, H. & Skopek, J. (2015). Eheschließungen und Scheidungstrends in der Bevölkerungssoziologie. In Y. Niephaus, M. Kreyenfeld & R. Sackmann (Hrsg.),

- Handbuch Bevölkerungssoziologie* (S. 1–22). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-04255-4_16-1
- ESS. (2023). *ESS Methodology. Source Questionnaire*. Zugriff am 03.04.2023. Verfügbar unter: https://www.europeansocialsurvey.org/methodology/ess_methodology/source_questionnaire/
- European Social Survey. (2006). *Final Source Questionnaire. (Round 3, 2006/7)*. London: ESS ERIC Headquarters c/o City, University of London.
- European Social Survey. (2018). *Source Questionnaire. Round 9 2018/2019*. London: ESS ERIC Headquarters c/o City, University of London.
- European Social Survey ERIC (ESS ERIC). (2006). *European Social Survey (ESS), Round 3 - 2006*: Sikt - Norwegian Agency for Shared Services in Education and Research.
- European Social Survey ERIC (ESS ERIC). (2018). *European Social Survey (ESS), Round 9 - 2018*: Sikt - Norwegian Agency for Shared Services in Education and Research.
- Floean, D. (2023). *Attitudes towards Gender Roles and the Transition to Marriage in Germany*. Berlin: Humboldt Universität Berlin.
- Gläßer, J., Lauterbach, W. & Berger, F. (2018). Predicting the Timing of Social Transitions from Personal, Social and Socio-Economic Resources of German Adolescents. *Comparative Population Studies*, 43. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2018-11>
- Gründler, S., Dorbritz, J., Lück, D., Naderi, R., Ruckdeschel, K., Schiefer, K. et al. (2013). *Familienleitbilder. Vorstellungen. Meinungen. Erwartungen*. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- Grünheid, E. (2017). *Wandel der Lebensformen in Deutschland. BiB Working Paper*. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- Grunow, D., Begall, K. & Buchler, S. (2018). Gender Ideologies in Europe: A Multidimensional Framework. *Journal of Marriage and the Family*, 80(1), 42–60. <https://doi.org/10.1111/jomf.12453>
- Hagestad, G. O. (1986). Dimensions of Time and the Family. *The American Behavioral Scientist*, 29(6), S. 679-694. <https://doi.org/10.1177/000276486029006004>
- Han, S. W. & Brinton, M. C. (2022). Theories of Postindustrial Fertility Decline: An Empirical Examination. *Population and Development Review*, 48(2), 303–330. <https://doi.org/10.1111/padr.12490>
- Held, T. (1986). Institutionalization and Deinstitutionalization of the Life Course. *Human Development*, 29(3), S. 157-162.
- Hellstrand, J., Nisén, J. & Myrskylä, M. (2021). *Less partnering, less children, or both? Analysis of the drivers of first-birth decline in Finland since 2010?* Rostock: Max-Planck-Institut für demografische Forschung. <https://doi.org/10.4054/MPIDR-WP-2021-008>
- Huinink, J. & Hollstein, B. (2021). Life Course. In B. Hollstein, R. Greshoff, U. Schimank & A. Weiß (Eds.), *Soziologie. Sociology in the German-Speaking World : Special Issue Soziologische Revue 2020* (S. 197-210). München: De Gruyter Oldenbourg.
- Imhof, A. E. (1984). Von der unsicheren zur sicheren Lebenszeit. Ein folgenschwerer Wandel im Verlaufe der Neuzeit. *Vierteljahrschrift für Sozial- und Wirtschaftsgeschichte*, 71(2), S. 175-198.

- Institut für Demoskopie Allensbach. (2004). *Einflußfaktoren auf die Geburtenrate. Ergebnisse einer Repräsentativbefragung der 18- bis 44jährige Bevölkerung*. Allensbach am Bodensee.
- Kalicki, B. (1996). *Lebensverläufe und Selbstbilder. Die Normalbiographie als psychologisches Regulativ* (Biographie und Gesellschaft, Bd. 25). Zugl.: Trier, Univ., Diss., 1996. Opladen: Leske + Budrich. <https://doi.org/10.1553/0x00282506>
- Koebe, J. & Marcus, J. (2022). The Length of Schooling and the Timing of Family Formation. *CESifo Economic Studies*, 68(1), 1–45. <https://doi.org/10.1093/cesifo/ifab014>
- Kohli, M. (2017). Die Institutionalisierung des Lebenslaufs. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 69(S1), 495–524. <https://doi.org/10.1007/s11577-017-0417-6>
- Konietzka, D. & Kreyenfeld, M. (2021). Life Course Sociology: Key Concepts and Applications in Family Sociology. In N. F. Schneider & M. Kreyenfeld (Eds.), *Research Handbook on the Sociology of the Family* (S. 73–87). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Kurz, K. (1998). Hausfrau oder Berufsfrau? Einstellungen zur Rolle der Frau in Ost- und Westdeutschland. In M. Braun & P. P. Mohler (Hrsg.), *Blickpunkt Gesellschaft* (S. 173–220). Opladen, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag. https://doi.org/10.1007/978-3-322-86614-1_6
- Lesthaeghe, R. (2010). The Unfolding Story of the Second Demographic Transition. *Population and Development Review*, 36(2), 211–251.
- Levy, R. (1977). *Der Lebenslauf als Statusbiographie. Die weibliche Normalbiographie in makrosoziologischer Perspektive*. Stuttgart: Enke.
- Mannheim, K. (2017). Das Problem der Generationen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 69(S1), 81–119. <https://doi.org/10.1007/s11577-017-0412-y>
- Morosow, K. & Trappe, H. (2018). Intergenerational transmission of fertility timing in Germany. *Demographic Research*, 38, 1389–1422. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2018.38.46>
- Naderi, R. (2015). Moderne oder traditionelle Partnerschaftsleitbilder: Welchen Einfluss haben Konfession und Religiosität. In N. F. Schneider, S. Diabaté & K. Ruckdeschel (Hrsg.), *Familienleitbilder in Deutschland: Kulturelle Vorstellungen zu Partnerschaft, Elternschaft und Familienleben* (S. 99–112). Verlag Barbara Budrich.
- Neugarten, B. L., Moore, J. W. & Lowe, J. C. (1965). Age Norms, Age Constraints, and Adult Socialization. *American Journal of Sociology*, 70(6), 710–717. <https://doi.org/10.1086/223965>
- Nitsche, N. & Grunow, D. (2016). Housework over the Course of Relationships: Gender Ideology, Resources, and the Division of Housework from a Growth Curve Perspective. *Advances in life course research*, 29, 80–94. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2016.02.001>
- Peuckert, R. (2019). *Familienformen im sozialen Wandel* (9. Aufl.). Wiesbaden: Springer VS.
- Ryder, N. B. (1965). The Cohort as a Concept in the Study of Social Change. *American Sociological Review*, 30(6), 843. <https://doi.org/10.2307/2090964>
- Scarborough, W. J., Sin, R. & Risman, B. (2019). Attitudes and the Stalled Gender Revolution: Egalitarianism, Traditionalism, and Ambivalence from 1977 through 2016. *Gender & Society*, 33(2), 173–200. <https://doi.org/10.1177/0891243218809604>
- Schmid, L. & Wagner, M. (2023). Spouses' Division of Labor and Marital Stability: Applying the Multiple-equilibrium Theory to Cohort Trends of Divorce in East and

- West Germany. *Journal of Family Research*, 35, 212–231.
<https://doi.org/10.20377/jfr-732>
- Schneider, N. F., Diabaté, S. & Ruckdeschel, K. (Hrsg.). (2015). *Familienleitbilder in Deutschland: Kulturelle Vorstellungen zu Partnerschaft, Elternschaft und Familienleben*: Verlag Barbara Budrich. <https://doi.org/10.3224/84740663>
- Settersten, R. A. & Mayer, K. U. (1997). The Measurement of Age, Age Structuring, and the Life Course. *Annual Review of Sociology*, 23(1), 233–261.
<https://doi.org/10.1146/annurev.soc.23.1.233>
- Smock, P. J. & Schwartz, C. R. (2020). The Demography of Families: A Review of Patterns and Change. *Journal of Marriage and the Family*, 82(1), 9–34.
<https://doi.org/10.1111/jomf.12612>
- Sobotka, T. & Berghammer, C. (2021). Demography of Family Change in Europe. In N. F. Schneider & M. Kreyenfeld (Eds.), *Research Handbook on the Sociology of the Family* (S. 162–186). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Stache, K., Ebner, C. & Rohrbach-Schmidt, D. (2022). Das Ansehen von Hausfrauen in Deutschland – Eine quantitativ-empirische Analyse differenzieller Wahrnehmungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* [The Prestige of Housewives in Germany-A Quantitative-Empirical Analysis of Differential Perceptions], 74(1), 1–32. <https://doi.org/10.1007/s11577-022-00819-6>
- Statistisches Bundesamt. (2022a). *Bevölkerung nach Familienstand. Bevölkerung nach Familienstand 2011 bis 2021*. Zugriff am 28.04.2023. Verfügbar unter:
<https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Tabellen/familienstand-jahre-5.html>
- Statistisches Bundesamt. (2022b). *Daten zu den Eheschließungen und dem durchschnittlichen Heiratsalter Lediger*. Zugriff am 27.04.2023. Verfügbar unter:
<https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Eheschliessungen-Ehescheidungen-Lebenspartnerschaften/Tabellen/eheschliessungen-heiratsalter.html>
- Statistisches Bundesamt. (2022c). *Durchschnittliches Alter der Mutter bei der Geburt ihrer lebend geborenen Kinder: Deutschland, Jahre, Familienstand*.
- Statistisches Bundesamt. (2022d). *Durchschnittliches Alter des Vaters bei Geburt des Kindes*.
- Statistisches Bundesamt. (2022e). *Lebendgeborene: Deutschland, Jahre, Familienstand der Eltern*.
- Todosijević, B. & Ignjatović, S. (2021). Gender Differences in Perception of the Appropriate Maturity Age for Men and Women: Age Norms of Reproduction-related Life Events between the Social Context and Evolutionary Foundations. *SOCIOLOGIJA*, 63(2), S. 289-313. <https://doi.org/10.2298/SOC2102289T>
- van de Kaa, D. J. (1987). Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, 42(1), S. 1-59.
- Vester, M., Oertzen, P. von, Geiling, H., Hermann, T. & Müller, D. (2015). *Soziale Milieus im gesellschaftlichen Strukturwandel. Zwischen Integration und Ausgrenzung* (Suhrkamp-Taschenbuch Wissenschaft, Band 1312, 4. Aufl.). Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Zerle, C., Cornelißen, W. & Bien, W. (2012). Das Timing der Familiengründung und dessen Folgen für Familien. *Journal of Family Research*, 24(1), 46–66.
<https://doi.org/10.20377/jfr-191>