

DIE AUSKUNFTSPFLICHTIGE ERFASSUNG VON LEBENS- GEMEINSCHAFTEN IM MIKROZENSUS AB 2017

Tim Hochgürtel, Sabine Rammelt

↳ **Schlüsselwörter:** Auskunftspflicht – Mikrozensus – Lebensformen –
Lebensgemeinschaften – Zeitreihe

ZUSAMMENFASSUNG

Seit dem Erhebungsjahr 2017 wird im Mikrozensus die Frage, ob ein Lebenspartner oder eine Lebenspartnerin im gleichen Haushalt lebt, mit Auskunftspflicht gestellt. In den vorangegangenen Jahren erfolgte die Beantwortung dieser Frage auf freiwilliger Basis. Der Aufsatz untersucht, welche Effekte mit dieser Umstellung verbunden sind. Hierzu werden Zeitreihen verschiedener Formen des Zusammenlebens betrachtet. Geprüft wird, ob sich mit Einführung der Auskunftspflicht signifikante Abweichungen von den langjährigen Trends abzeichnen. Es zeigt sich, dass infolge der Einführung der Auskunftspflicht zur Frage nach einem Lebenspartner oder einer Lebenspartnerin im Haushalt mehr Lebensgemeinschaften erfasst werden. Die Zahl der Alleinstehenden geht hingegen zurück.

↳ **Keywords:** *obligation to provide information – microcensus –
living arrangements – cohabiting couples – time series*

ABSTRACT

With effect from reference year 2017, there is an obligation to answer the microcensus question whether a partner is living in the same household. In the preceding years, the question was voluntary. This contribution examines the effects of the new methodology. To this end, time series of data on different living arrangements are evaluated. The paper investigates whether the newly introduced compulsory response results in significant differences from the long-term trends. The analysis shows that more cohabiting couples are recorded now that the question relating to a partner in the household is compulsory, whereas the number of unattached individuals is decreasing.



Tim Hochgürtel

studierte Soziologie in Mainz und ist seit 2008 im Statistischen Bundesamt tätig, seit 2016 als Referent im Referat „Bevölkerungsstatistische Auswertungen und Analysen aus dem Mikrozensus“. Schwerpunkte seiner Arbeit sind Analysen sowie Publikationen zu privaten Haushalten und Familien.

Sabine Rammelt

ist M. A. der Soziologie und war von 2011 bis 2018 im Statistischen Bundesamt tätig, zuletzt im Referat „Bevölkerungsstatistische Auswertungen und Analysen aus dem Mikrozensus“. Dort befasste sie sich hauptsächlich mit der Berichterstattung zu Familien und privaten Haushalten.

1

Die Erfassung von Lebensgemeinschaften im Mikrozensus

Der Mikrozensus ist die zentrale Datenquelle der amtlichen Berichterstattung zu Lebensformen. Unter anderem wird auf Basis des Mikrozensus jährlich über die Anzahl der Lebensgemeinschaften berichtet. Bei einer Lebensgemeinschaft handelt es sich um ein unverheiratetes Paar, bei dem die Partner in einem gemeinsamen Haushalt leben. Dabei ist es unerheblich, ob das Paar Kinder hat und ob die Partner gleich- oder gemischtgeschlechtlich sind.

Der Mikrozensus weist die Anzahl der Lebensgemeinschaften seit dem Jahr 1972 aus. Vor 1996 wurde keine Frage nach einer Lebenspartnerschaft gestellt. Die Anzahl der Lebensgemeinschaften musste daher aus anderen Angaben abgeleitet werden (Niemeyer, 1994, hier: Seite 505). Seit 1996 wird im Mikrozensus nach Lebenspartnerschaften im Haushalt gefragt. Die Beantwortung dieser Frage war bis 2016 freiwillig.¹ Im Zeitraum von 1996 bis 2004 wurde die Frage ausschließlich auf eine Lebenspartnerschaft der ersten befragten Person des Haushaltes (der Bezugsperson) gerichtet (Heidenreich/Nöthen, 2002, hier: Seite 30). Ab 2005 werden auch solche Lebensgemeinschaften in den befragten Haushalten erfasst, bei denen die erste befragte Person nicht einer der Partner ist (Nöthen, 2005, hier: Seite 30). Seit dem Erhebungsjahr 2017 besteht für die Frage nach der Lebensgemeinschaft Auskunftspflicht.

Die Fragen des Mikrozensus sind im Allgemeinen verpflichtend zu beantworten, allerdings erfolgt die Auskunft bei einigen Fragen auf freiwilliger Basis. In der Regel beantworten die Befragten auch die freiwilligen Fragen. Die bis 2016 freiwillige Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt wird ausschließlich an Personen ab 16 Jahren in Mehrpersonen-Haushalten gestellt. Sie richtet sich an Personen, welche entweder nicht verheiratet sind oder aber verheiratet sind, jedoch nicht mit ihrem Ehepartner zusammenleben.

¹ Ehepaare können auf Basis von Merkmalen mit Auskunftspflicht für den Mikrozensus seit 1957 ermittelt werden (Schubnell, 1959, hier: Seite 224).

Meist benennen sich zwei Haushaltsmitglieder gegenseitig als Lebenspartner oder Lebenspartnerin, oder die Haushaltsmitglieder geben an, nicht mit einer weiteren Person des Haushaltes in einer Lebensgemeinschaft zu leben. Jedoch bleiben bei einer Teilmenge der Befragten die freiwilligen Fragen ohne Antwort. Die Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt wurde jährlich von etwa 4 % der Befragten nicht beantwortet. Hierbei zeigt die Item-Nonresponse-Quote für den ab Kapitel 3 näher betrachteten Zeitraum von 2006 bis 2016 eine beträchtliche Schwankung von weniger als 2 % im Jahr 2008 bis fast 10 % im Jahr 2016.

Entsprechend gab es zwischen 1996 und 2016 auch die Situation, dass zwei nicht verwandte Personen aus einem Haushalt die Antwort nach einem Lebenspartner oder einer Lebenspartnerin im Haushalt verweigerten. Bei diesen Personen war es aufgrund der fehlenden Angaben nicht zweifelsfrei möglich zu entscheiden, ob es sich dabei um ein Paar handelte oder nicht.

In einem solchen Fall wurde für diese Befragten angenommen, dass sie ohne Partner oder Partnerin in einem Haushalt leben. Diese Befragten gingen dann als Alleinstehende in die Auswertungen des Mikrozensus mit ein, sofern sie nicht mit Kindern in einer Lebensform lebten. Personen, denen kein Partner zugeordnet werden konnte, die aber Elternteil eines Kindes sind, wurden als Alleinerziehende klassiert.

Dieses Vorgehen entspricht einer Imputation, bei dem Befragten, die keine Angaben zur Partnerschaft gemacht haben, der Wert „keine Partnerschaft“ zugewiesen wird. Da unter den Befragten ohne Angabe zur Partnerschaft auch Menschen sind, welche tatsächlich in einer Partnerschaft mit einem anderen Haushaltsmitglied leben, kann dieses Vorgehen dazu führen, die Zahl der Lebensgemeinschaften zu unterschätzen.

Mit Inkrafttreten des neuen Mikrozensusgesetzes von 2016 wird seit Beginn des Jahres 2017 mit Auskunftspflicht nach dem Vorhandensein eines Lebenspartners beziehungsweise einer Lebenspartnerin im Haushalt gefragt. Damit liegt für das Jahr 2017 erstmals eine Erhebung vor, bei der näherungsweise alle Befragten Auskunft über das Führen einer Lebenspartnerschaft gemacht haben. Damit ändern sich die methodischen Grundlagen, auf deren Basis die Anzahl der Lebensgemeinschaften ermittelt wird. Im Folgenden wird untersucht, welche Effekte mit dieser Umstellung verbunden sind.

2

Die Entwicklung von Formen des Zusammenlebens im Zeitverlauf

▢ Tabelle 1 stellt die Entwicklung von Formen des Zusammenlebens ab dem Jahr 2006 dar und weist sowohl Häufigkeiten als auch Anteilswerte aus. Im betrachteten Zeitraum hat die Lebensform Ehe an Bedeutung verloren. Sowohl die Anzahl der Ehepaare als auch der Anteil

der Lebensform Ehe an allen hier betrachteten Formen des Zusammenlebens war rückläufig. Hingegen stiegen die absoluten und relativen Häufigkeiten von Lebensgemeinschaften und Alleinstehenden. Bei der Lebensform der Alleinerziehenden zeigen sich im hier betrachteten Zeitraum kaum Bewegungen.

Methodische Änderungen im Erhebungsablauf können systematischen Einfluss auf die Ergebnisse einer Erhebung nehmen. Mit systematischen Einflüssen leidet die Vergleichbarkeit der Messung von verschiedenen Jahren. Es ist dann nicht mehr ohne Weiteres ersichtlich, in

Tabelle 1

Entwicklung der Lebensformen im Zeitverlauf

	Ehepaare	Lebensgemeinschaften		Alleinerziehende	Alleinstehende
		zusammen	darunter: gleichgeschlechtlich		
	1 000				
2006	18 670	2 430	62	2 655	16 512
2007	18 691	2 479	68	2 628	16 470
2008	18 462	2 577	70	2 669	16 920
2009	18 312	2 681	63	2 635	17 059
2010	18 170	2 648	63	2 654	17 442
2011	17 636	2 732	64	2 686	17 074
2012	17 631	2 697	70	2 698	17 465
2013	17 576	2 823	78	2 679	17 648
2014	17 487	2 920	87	2 712	17 971
2015	17 511	2 929	94	2 740	18 500
2016	17 609	3 003	95	2 701	18 672
2017	17 597	3 246	112	2 619	18 483
	%				
2006	46,4	6,0	0,2	6,6	41,0
2007	46,4	6,2	0,2	6,5	40,9
2008	45,4	6,3	0,2	6,6	41,6
2009	45,0	6,6	0,2	6,5	41,9
2010	44,4	6,5	0,2	6,5	42,6
2011	43,9	6,8	0,2	6,7	42,5
2012	43,5	6,7	0,2	6,7	43,1
2013	43,2	6,9	0,2	6,6	43,3
2014	42,6	7,1	0,2	6,6	43,7
2015	42,0	7,0	0,2	6,6	44,4
2016	41,9	7,2	0,2	6,4	44,5
2017	42,0	7,7	0,3	6,2	44,1

Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz.

Die Vergleichbarkeit der Zeitreihe ist eingeschränkt aufgrund folgender methodischer Veränderungen:

2005: Umstellung von einer Erhebung mit fester Berichtswoche auf eine kontinuierliche Erhebung mit gleitender Berichtswoche.

2011: Umstellung der Hochrechnung von einer Fortschreibung der Ergebnisse der Volkszählung 1987 im früheren Bundesgebiet sowie Daten des zentralen Einwohnerregisters der ehemaligen DDR vom 3. Oktober 1990 auf eine Hochrechnung anhand der Bevölkerungsfortschreibung auf Basis des Zensus 2011.

2016: Umstellung der Nutzung von Vorratsstichproben, welche auf Basis der Volkszählung 1987 im früheren Bundesgebiet beziehungsweise des Bevölkerungsregisters Statistik der DDR gebildet wurden, auf Vorratsstichproben auf Basis des Zensus 2011.

2017: Umstellung der Erfassung von unverheirateten Paaren von freiwilliger Auskunft auf Auskunftspflicht.

Weitere Hinweise finden sich im Dokument „Hinweise zu methodischen Effekten in den Zeitreihen zur Haushalte- und Familienstatistik auf Basis des Mikrozensus“ unter www.destatis.de.

welchem Umfang die Ergebnisunterschiede durch tatsächliche Veränderungen verursacht sind und welcher Anteil auf methodische Änderungen zurückzuführen ist.

Die Einführung der Messung von Lebenspartnerschaften mit Auskunftspflicht ab dem Erhebungsjahr 2017 ist genau eine solche methodische Änderung. Es kann vermutet werden, dass durch das Einführen einer Auskunftspflicht die gemessene Anzahl der Lebenspartnerschaften erhöht wird. Bis einschließlich 2016 wurden für die Ergebnisse des Mikrozensus nur auf freiwilliger Basis erhobene Lebenspartnerschaften gezählt. Nicht benannte Lebenspartnerschaften konnten nicht gezählt werden. Wenn die Frage nach einer vorhandenen Lebenspartnerschaft mit Auskunftspflicht erhoben wird, so macht dies auch jene Lebenspartnerschaften sichtbar, die zuvor nicht angegeben wurden.

Eine nähere Untersuchung der Zeitreihen kann Rückschlüsse darüber geben, ob sich mit der Einführung der Auskunftspflicht systematische Effekte nachweisen lassen. Dabei muss jedoch beachtet werden, dass in den vergangenen Jahren bereits weitere methodische Änderungen etabliert wurden, die Einfluss auf die Zeitreihe nehmen. Die wichtigsten Änderungen sind die Folgenden:

- › Bis zum Jahr 2004 wurde der Mikrozensus mit Bezug auf eine einzige Berichtswoche im Frühjahr erhoben. Seit dem Jahr 2005 wird der Mikrozensus als unterjährige Befragung durchgeführt. Dabei werden die Befragungen gleichmäßig über das gesamte Jahr verteilt (Lotze/Breiholz, 2002).
- › Für die in Tabelle 1 dargestellte Zeitreihe wurden die Ergebnisse bis zum Jahr 2010 an Bevölkerungswerte angepasst, die auf fortgeschriebenen Ergebnissen der Volkszählung 1987 im früheren Bundesgebiet und auf den Fortschreibungsergebnissen auf Grundlage der Daten des zentralen Einwohnerregisters der ehemaligen DDR vom 3. Oktober 1990 basieren (Afen-takis/Bihler, 2005). Durch den Zensus 2011 wurde die Bevölkerungszahl korrigiert und die Hochrechnung für die Jahre ab 2011 auf eine neue Basis gestellt.

Die Umstellung auf den neuen Hochrechnungsrahmen ist auch in der Zeitreihe erkennbar. Da durch die Hochrechnung die Ergebnisse des Mikrozensus an die niedrigere Bevölkerungszahl angepasst wurden, bedeutet eine Reduzierung der Bevölkerungszahl auch eine Reduzierung der hochgerechneten Zahl der Lebensformen. Dies lässt sich etwa an den Alleinstehenden

ablesen. Die Zahl der Alleinstehenden stieg kontinuierlich, ging aber im Jahr 2011 zurück. Danach setzte sich der Anstieg fort.

Der Hochrechnungseffekt durch die Anpassung an die Ergebnisse des Zensus 2011 fällt für Anteilswerte deutlich geringer aus, weil der Zensus die Bevölkerungswerte zwar korrigierte, zum Großteil jedoch lediglich eine Niveauverschiebung und keinen strukturellen Umbruch aufdeckte. Die Entwicklung der Anteilswerte der Alleinstehenden weist daher eine höhere Kontinuität auf.

- › Mit dem Erhebungsjahr 2016 wurde die Auswahlgrundlage für die Stichprobenziehung im Mikrozensus aktualisiert (Bihler/Zimmermann, 2016). Es lassen sich Hinweise darauf finden, dass es mit dieser aktualisierten Stichprobenbasis besser gelingt, die Bevölkerung repräsentativ abzubilden. Besonders Gebäude mit einem Baujahr ab 1987 werden besser in der Auswahlgrundlage erfasst. Damit wird die bisherige Untererfassung der Bewohnerinnen und Bewohner dieser Gebäude reduziert (Statistisches Bundesamt, 2017).

3

Methodik zur Bewertung des Einflusses der Auskunftspflicht

Im Folgenden wird untersucht, welchen Einfluss die Einführung der Auskunftspflicht für die Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt ab dem Jahr 2017 auf die Mikrozensusergebnisse hat. Hierbei werden die Zeitreihen für verschiedene Formen des Zusammenlebens getrennt voneinander betrachtet.

Durch die Ausweitung der Auskunftspflicht ist die Darstellung der Lebensgemeinschaften unmittelbar betroffen. Haben bei freiwilliger Auskunftserteilung mehrere nicht verwandte Personen in einem Haushalt keine Angabe zu einem Lebenspartner oder einer Lebenspartnerin im Haushalt gemacht, wird in der Berichterstattung davon ausgegangen, dass keine Partnerschaft vorliegt. Wenn durch die Einführung der Auskunftspflicht das Benennen einer Lebenspartnerschaft im Haushalt verpflichtend wird, ist ein Anstieg der Zahl der Lebensgemeinschaften zu erwarten. Daher werden im Folgenden die Lebensgemeinschaften auf einen solchen Anstieg hin untersucht.

Besondere Aufmerksamkeit wird hierbei den gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften geschenkt. In der Vergangenheit wurde vermutet, dass die Freiwilligkeit der Auskunftserteilung zu einer Lebenspartnerschaft im Haushalt bei den gleichgeschlechtlichen Paaren im besonderen Maße zu einer Unterschätzung der Zahl dieser Lebensgemeinschaften führt (Krack-Roberg und andere, 2016, hier: Seite 46). Nach der Umstellung auf Auskunftspflicht ist folglich ein entsprechend starker Anstieg dieser Lebensform zu erwarten.

Wenn sich die Zahl der Lebensgemeinschaften durch die neue Auskunftspflicht erhöht, dann muss sich entsprechend die Zahl der Alleinerziehenden und/oder der Alleinstehenden reduzieren. Sollte sich zeigen, dass durch die freiwillige Auskunft zum Führen einer Lebensgemeinschaft deren Zahl unterschätzt wurde, so mussten die Partner solcher nicht erfasster Lebensgemeinschaften in der Vergangenheit als Alleinerziehende oder Alleinstehende klassiert worden sein.

Zuletzt erfolgt eine Betrachtung der Ehepaare. Da das Führen einer Ehe bereits vor 2017 mit Auskunftspflicht erfasst wurde, kommen hier keine methodischen Effekte zum Tragen. Für Ehepaare ist für das Berichtsjahr 2017 nicht mit besonderen Veränderungen zu rechnen.

Bei der Betrachtung von Zeitreihen, die auf dem Mikrozensus basieren, ist zu beachten, dass der Mikrozensus eine Stichprobenerhebung ist. Wie alle Zufallsstichproben sind damit die Ergebnisse des Mikrozensus zufälligen Schwankungen unterworfen. Diese lassen sich quantifizieren und somit auch ein Bereich bestimmen, in dem ein gesuchter Wert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit liegt.

Die Quantifizierung der stichprobenbedingten Unsicherheit erfolgt mittels Varianzschätzungen. Da es sich beim Mikrozensus um eine geschichtete Klumpenstichprobe handelt, muss dieses komplexe Stichprobendesign bei der Varianzschätzung berücksichtigt werden. Eine Methodik zur Varianzschätzung für den Mikrozensus haben Schimpel-Neimanns und Rendtel erarbeitet (Rendtel/Schimpl-Neimanns, 2000; Rendtel/Schimpl-Neimanns, 2001; Schimpl-Neimanns, 2010). Dabei werden auch Programme bereitgestellt (Schimpl-Neimanns/Rendtel, 2001), die für die hier durchgeführten Varianzschätzungen adaptiert werden konnten.

Anhand der Varianzschätzung können für die betrachteten Formen des Zusammenlebens für jeden Messzeitpunkt der Zeitreihe Konfidenzintervalle bestimmt werden. Das Konfidenzintervall ist dabei jener Wertebereich, der mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit den unbekanntem Wert der Grundgesamtheit umschließt. Damit kann eine zufallsbedingte Schwankung bestimmt werden, die unabhängig von den systematischen Effekten zu bewerten ist.

An dieser Stelle wird ein 99,9%-Konfidenzintervall bestimmt. Dies bedeutet, dass ein Bereich bestimmt wird, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9% den Wert der Grundgesamtheit überdeckt. Das Konfidenzintervall wird damit vergleichsweise groß gewählt. So soll gewährleistet werden, dass relativ kleine Schwankungen nicht als Trendbruch gedeutet werden.

Aus den Beobachtungen der Zeitreihe wird für jede hier betrachtete Form des Zusammenlebens ein langjähriger Trend ermittelt. Da die Veränderungen von Formen des Zusammenlebens relativ kontinuierliche Verläufe aufweisen, können diese Verläufe gut durch ein Modell beschrieben werden. Für jeden Messzeitpunkt einer Lebensform lässt sich nun bestimmen, ob eine signifikante Abweichung zwischen dem empirisch gemessenen Wert und dem auf Basis des Modells erwarteten Wert vorliegt. Dies ist dann der Fall, wenn der Modellwert nicht in das Konfidenzintervall des empirischen Wertes fällt.

Im Folgenden werden für die Ermittlung des langjährigen Trends erst die Messungen ab dem Jahr 2006 berücksichtigt. Damit werden ausschließlich solche Messungen benutzt, die auf einem Mikrozensus mit unterjährigem Erhebungsdesign beruhen. Um mögliche Umstellungseffekte auszuschließen, wird mit dem Jahr 2005 das erste Jahr der unterjährigen Erhebung aus der Betrachtung ausgeschlossen.

Daneben wird nicht die Entwicklung der Absolutwerte, sondern die Entwicklung der Anteilswerte betrachtet. Anteilswerte sind weitaus weniger durch Effekte beeinflusst, welche durch den neuen Hochrechnungsrahmen des Zensus 2011 gegeben sind. Während die Bevölkerungszahlen und somit auch die Anzahl der Formen des Zusammenlebens insgesamt nach unten korrigiert worden sind, hat sich durch den neuen Hochrechnungsrahmen die strukturelle Zusammensetzung der Bevölkerung kaum geändert.

Berücksichtigt werden für die Ermittlung des Trends hierbei die Beobachtungen bis einschließlich des Jahres 2015. Anschließende Messungen basieren bereits auf den neuen Vorratsstichproben. Der kontinuierliche Einfluss neuer Vorratsstichproben müsste ab dem Jahr 2016 modelliert werden. Hierfür liegen gegenwärtig noch nicht genug Beobachtungszeitpunkte vor.

Im Folgenden wird daher der Trend in der Entwicklung des Anteils von Formen des Zusammenlebens für die Jahre 2006 bis 2015 ermittelt. Für die Jahre 2016 und 2017 erfolgt auf Basis der Ergebnisse von 2006 bis 2015 eine Fortschreibung des Trends. Der auf Basis der langjährigen Beobachtungen erwartete Anteilswert einer Form des Zusammenlebens kann dann mit dem empirisch gemessenen Anteilswert verglichen werden. Abweichungen vom Trend weisen auf einen methodischen Effekt hin, der aus der Einführung der Auskunftspflicht resultiert.

4

Die Modellierung des Trends

Um unerwartete Abweichungen von langjährigen Verläufen zu bestimmen, wird ein Trendverlauf für die einzelnen Formen des Zusammenlebens geschätzt. Zu beachten ist hierbei, dass eine Modellannahme zur Ermittlung der Trendkomponente formuliert werden muss. Der Trend ist damit nicht ausschließlich mathematisch bestimmt, sondern auch durch Vorannahmen beeinflusst, welche in die Ermittlung mit eingehen (Rinne/Specht, 2002, hier: Seite 62).

Der Trend wird für alle beobachteten Formen des Zusammenlebens als lineare Entwicklung modelliert. Für eine Lebensform wird der Anteil \hat{y}_t zum Zeitpunkt t wie folgt geschätzt, wobei $t = 2006, \dots, 2017$:

$$\hat{y}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot (t - 2006)$$

Die Regressionskoeffizienten β_0 und β_1 werden aus den Beobachtungen der Anteilswerte der jeweiligen Form des Zusammenlebens aus den Jahren 2006 bis 2015 als OLS-Regression² geschätzt.

2 OLS: Ordinary Least Squares (Kleinste-Quadrate-Schätzung).

➤ **Tabelle 2** zeigt für die jeweiligen Formen des Zusammenlebens die Regressionskoeffizienten sowie deren Modellgüte, welche mittels eines R^2 gemessen wird. Die Modellgüte misst den Anteil der durch das Modell erklärten Varianz. Damit kann die Modellgüte verstanden werden als Gradmesser dafür, ob es dem Modell gelingt, den empirischen Verlauf der Messungen zu erklären. Die Modellgüte ist 0, wenn das Modell keine Erklärungsleistung für die gemessenen Werte enthält. Eine Modellgüte von 1 wird erreicht, wenn das Modell die gemessenen Werte vollständig reproduzieren kann.

Tabelle 2
Ergebnisse der Regressionsanalysen für die verschiedenen Lebensformen

	Regressionskoeffizienten		Modellgüte
	β_0	β_1	R^2
Lebensgemeinschaften	6,093	0,116	0,924
Gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften	0,147	0,007	0,630
Alleinerziehende	6,545	0,007	0,092
Alleinstehende	40,828	0,377	0,975
Ehepaare	46,535	-0,500	0,989

Ergebnisse des Mikrozensus 2006 bis 2015. – Bevölkerung in Lebensformen am Hauptwohnsitz der Familie/Lebensform.

Im vorliegenden Fall werden für Lebensgemeinschaften, Alleinstehende und Ehen mit Modellgüten von jeweils $> 0,9$ sehr gute Erklärungsleistungen erbracht. Für die gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften beträgt die Modellgüte 0,63, was noch einer guten Erklärungsleistung entspricht. Lediglich die Modellgüte für die Alleinerziehenden weist mit 0,09 einen vergleichsweise niedrigen Wert auf. Hierbei ist aber zu beachten, dass der Anteil der Alleinerziehenden sich im betrachteten Zeitraum kaum verändert. Damit gibt es auch keine Entwicklung, die durch ein Modell erklärt werden könnte.

5

Ergebnisse

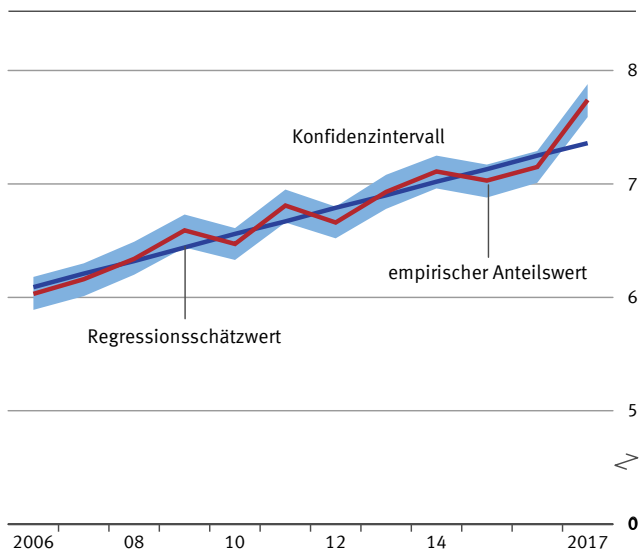
Um die Effekte der Auskunftspflicht darzustellen, wird untersucht, ob die Konfidenzintervalle der Messzeitpunkte 2006 bis 2017 den Modellwert überlappen. Falls der Modellwert außerhalb des Konfidenzintervalls liegt, weichen empirischer Messwert und geschätzter Modellwert signifikant voneinander ab. In diesem Fall ist die

Abweichung eines empirischen Wertes vom geschätzten Modellwert und damit von der langjährigen Entwicklung nicht mehr durch zufällige Schwankungen erklärbar.

5.1 Lebensgemeinschaften

↳ Grafik 1 zeigt die Entwicklung der Anteilswerte der Lebensgemeinschaften an den Formen des Zusammenlebens für die Jahre 2006 bis 2017. Die rote Kurve zeigt hierbei die Anteilswerte, welche auf Basis des Mikrozensus gemessen wurden. Der blaue Bereich um die rote Kurve visualisiert das Konfidenzintervall. Die blaue Linie entspricht dem langjährigen Trend unter der Modellannahme einer linearen Entwicklung (siehe Kapitel 4).

Grafik 1
Anteil der Lebensgemeinschaften an den Formen des Zusammenlebens
in %



Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz.
2018 - 01 - 0554

Bereits das Maß zur Modellgüte hat den hohen Erklärungsgehalt der Modellannahme der linearen Entwicklung zum Ausdruck gebracht. In Grafik 1 ist dies deutlich zu erkennen. Für die Jahre 2006 bis 2016 liegen die empirischen Anteilswerte und die Regressionsgeschätzwerte stets sehr nahe beieinander. Das Konfidenzintervall überlappt für alle Jahre von 2006 bis 2016 den Wert, der sich als Trend mit der Regressionsgleichung schätzt

lassen lässt. Damit gibt es keine signifikanten Abweichungen zwischen gemessenen Werten und den auf Basis der langjährigen Beobachtungen erwarteten Werten.

Ein Bruch der Zeitreihe ist für die Anteilswerte infolge der Anpassung des Hochrechnungsrahmens auf den Zensus 2011 nicht erkennbar. Auch das Umstellen auf eine neue Stichprobenbasis ab dem Erhebungsjahr 2016 verursacht keine Ausschläge in der Zeitreihe.

Ein deutlicher Ausschlag ist allerdings für das Jahr 2017 zu erkennen. Für dieses Jahr liegt der Anteil der Lebensgemeinschaften deutlich über dem Wert, der auf Basis der langjährigen Beobachtung zu erwarten ist. Das Konfidenzintervall dieses Messwertes für 2017 überlappt sich nicht mit dem Modellwert. Diese Abweichung ist durch zufällige Schwankungen nicht mehr erklärbar.

Es liegt die Vermutung nahe, dass dieser Bruch mit der langjährigen Beobachtungsreihe ein Ergebnis der Auskunftspflicht ist. Darauf deuten sowohl der Zeitpunkt des Ausschlages als auch seine Richtung hin. Der Ausschlag fällt mit der Einführung der Auskunftspflicht zusammen und zeigt darüber hinaus auch in die zu erwartende Richtung.

Für das Jahr 2017 weisen Lebensgemeinschaften einen Anteil von 7,7 % an allen Formen des Zusammenlebens auf. Gemäß dem langjährigen Trend wäre ein Anteilswert von 7,4 % zu erwarten gewesen. Damit liegt der gemessene Wert um 5,1 % höher als der erwartete Wert.

Zu beachten ist hierbei, dass der empirische Wert von 7,7 % für das Jahr 2017 mit der zufälligen Stichprobenschwankung überlagert ist. Damit ist auch die Abweichung zwischen empirischem Wert und Trend zufallsüberlagert. Die Steigerungsrate von 5,1 % ist somit selbst mit einer Stichprobenunsicherheit belegt. Wiederum kann für die Steigerungsrate ein Konfidenzintervall bestimmt werden. Mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9 % liegt die Steigerungsrate des gemessenen Anteils der Lebensgemeinschaften im Jahr 2017 gegenüber dem langjährigen Trend zwischen 3,1 und 7,0 %.

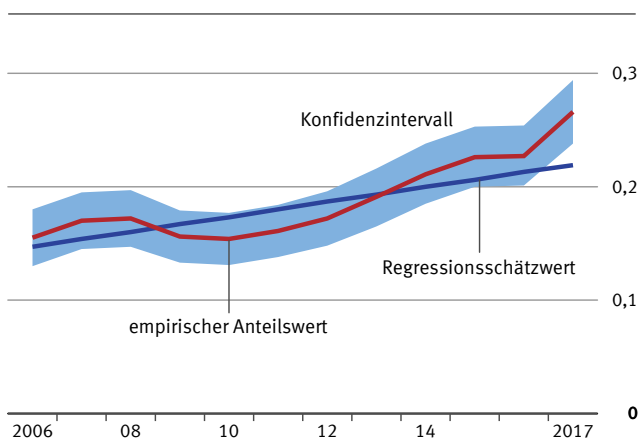
5.2 Gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften

In der Vergangenheit wurde besonders bei den gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften eine Unterschätzung angenommen, verursacht durch die Freiwilligkeit der Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt. Die Erfassung von gleichgeschlechtlichen Partnerschaften gilt als besonders sensibel, daher wurde eine Untererfassung von gleichgeschlechtlichen Paaren vermutet (Heidenreich/Nöthen, 2002, hier: Seite 33).

Unabhängig davon zeigt sich im Zeitraum von 2006 bis 2016 ein Anstieg des Anteilswertes der gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften an den Formen des Zusammenlebens. Dieser Anstieg kann durch eine lineare Steigerung erklärt werden. Die Modellgüte fällt mit 0,63 dabei weniger gut aus als für alle Lebensgemeinschaften. Dennoch zeigen sich bis einschließlich 2016 keine signifikanten Abweichungen zwischen empirischen Anteilswerten und den erwarteten Anteilswerten aus der langjährigen Trendbeobachtung. [↘ Grafik 2](#)

Grafik 2

Anteil der gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften an den Formen des Zusammenlebens in %



Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz.
2018 - 01 - 0555

Methodische Effekte der Anpassung des Hochrechnungsrahmens an den Zensus 2011 sind ebenso wenig zu sehen wie deutliche Sprünge infolge der Aktualisierung der Stichprobengrundlage im Jahr 2016.

Mit der Einführung der Auskunftspflicht ist seit 2017 nicht mehr vorgesehen, dass die Angaben zu einer Lebenspartnerschaft im Haushalt verweigert werden. Sofern die Trendgerade auf Basis der empirischen Entwicklung der Jahre 2006 bis 2015 gebildet wird, zeigt das Jahr 2017 mit 0,3% einen erhöhten Anteilswert, der nicht mehr durch zufällige Schwankungen erklärbar ist. Das Konfidenzintervall des Jahres 2017 überlappt nicht den erwarteten Wert der langjährigen Beobachtung. Dies legt nahe, dass die Auskunftspflicht zur Frage nach einer Partnerschaft im Haushalt zu einer besseren Erfassung von gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften führt. Wiederum weisen Zeitpunkt und Richtung des Ausschlages darauf hin, dass sich die Veränderung durch die Einführung der Auskunftspflicht zur Frage nach der Lebenspartnerschaft erklären lässt. Der gemessene Anteilswert der Stichprobe des Jahres 2017 liegt um 21,4% über dem Wert, der auf Basis der langjährigen Beobachtung zu erwarten wäre. Mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9% liegt die Steigerungsrate des gemessenen Anteils der gleichgeschlechtlichen Lebensgemeinschaften im Jahr 2017 gegenüber dem langjährigen Trend zwischen 8,6 und 34,1%.

5.3 Alleinerziehende

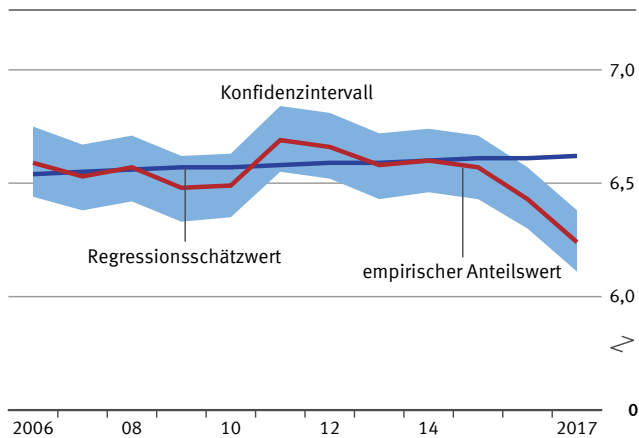
[↘ Grafik 3](#) zeigt die Zeitreihe des Anteilswertes der Lebensform der Alleinerziehenden an den Formen des Zusammenlebens. Hinsichtlich der Modellgüte (siehe Kapitel 3) weist die Annahme einer linearen Entwicklung für die Alleinerziehenden deutlich die schlechteste Erklärungskraft auf. Es fehlt jedoch schlicht an einer Entwicklung, welche durch das Modell erklärt werden könnte. In einem Zeitraum von 2006 bis 2015 verharrte der Anteil der Alleinerziehenden bei rund 6,5%.

Trotz dieser schwachen Erklärungskraft des Modells zeigen sich für die Jahre 2006 bis 2015 keine signifikanten Abweichungen zwischen dem empirischen Anteilswert der Alleinerziehenden und dem erwarteten Anteilswert, der sich aus dem langjährigen Trend ergibt. Die Anpassung des Hochrechnungsrahmens an den Zensus 2011 ist hierbei ebenfalls nicht zu erkennen.

Bereits für das Jahr 2016 zeigt sich ein signifikanter Rückgang des Anteils Alleinerziehender. Während auf Basis der langjährigen Beobachtung ein Anteilswert von 6,6% zu erwarten war, ergibt sich empirisch ein

Grafik 3

Anteil der Alleinerziehenden an den Formen des Zusammenlebens in %



Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz. 2018 - 01 - 0556

Anteilswert von 6,4%. Damit hat bereits die Umstellung der Stichprobenauswahl im Jahr 2016 eine signifikante Reduzierung des Anteils der Alleinerziehenden verursacht. Der Anteilswert für 2016 liegt damit 2,7% unter dem Wert, der aus den langjährigen Beobachtungen heraus zu erwarten gewesen wäre. Auch diese Steigerungsrate ist wiederum mit einer stichprobenbedingten Unsicherheit belegt. Mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9% liegt die Steigerungsrate der Grundgesamtheit der Alleinerziehenden im Jahr 2016 zwischen – 4,8 und – 0,7%.

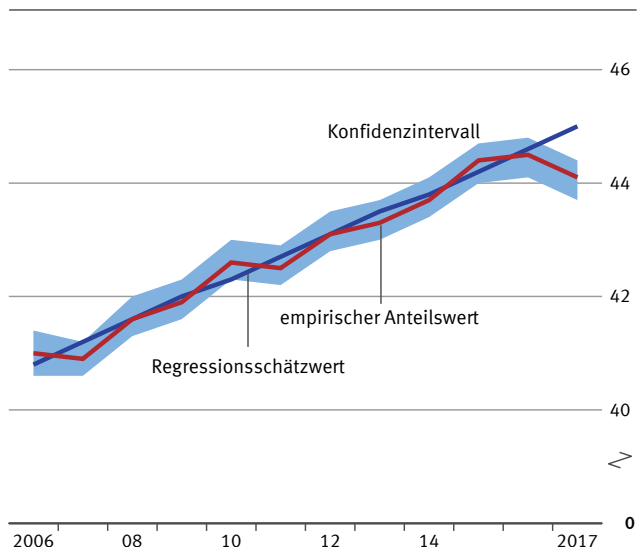
Auch für das Jahr 2017 zeigt sich, dass der Anteil der Alleinerziehenden unter dem langjährigen Trend liegt. Der empirische Wert für 2017 ist 5,7% geringer als der Wert, der auf Basis des langjährigen Trends zu erwarten gewesen wäre. Vor dem Hintergrund des Rückgangs, der auch schon im Jahr 2016 zu beobachten war, kann aber auf Grundlage der vorliegenden Untersuchung nicht entschieden werden, in welchem Maße der Rückgang des Jahres 2017 durch die Auskunftspflicht zur Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt verursacht wurde. Erst wenn weitere Messzeitpunkte der Zeitreihe der Alleinerziehenden vorliegen, können die Effekte der Aktualisierung der Stichprobengrundlage und die Einführung der Auskunftspflicht zur Lebenspartnerschaft im Haushalt weiter separiert werden.

5.4 Alleinstehende

➤ Grafik 4 stellt die Zeitreihe der Alleinstehenden dar. Über die Annahme einer linearen Entwicklung lässt sich die Zeitreihe des Anteils der Alleinstehenden an den Formen des Zusammenlebens sehr gut beschreiben. Dies drückt sich auch in einer Modellgüte eines R^2 von 0,98 aus. Für die Jahre 2006 bis 2016 zeigen sich keine signifikanten Abweichungen zwischen empirischen Anteilswerten und erwarteten Modellwerten. Weder die Anpassung des Hochrechnungsrahmens an den Zensus 2011 noch die Aktualisierung der Stichprobengrundlage führen zu Ausschlägen in der Zeitreihe.

Grafik 4

Anteil der Alleinstehenden an den Formen des Zusammenlebens in %



Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz. 2018 - 01 - 0557

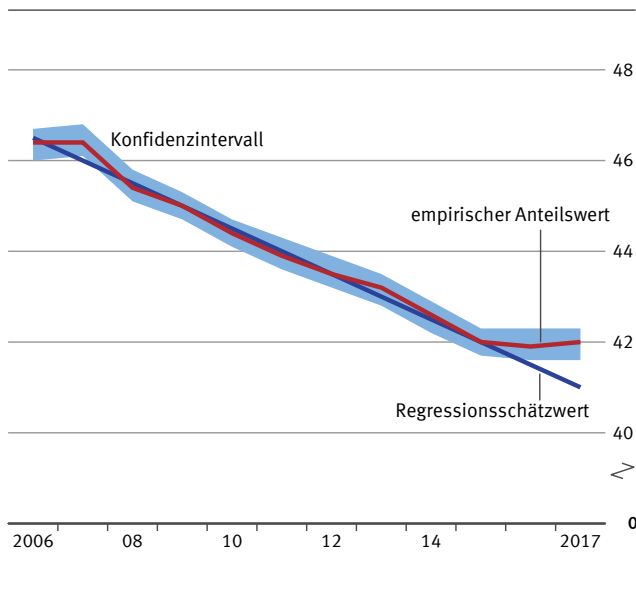
Hingegen zeigt das Jahr 2017 deutliche Abweichungen vom langjährigen Trend. Anstelle eines weiteren Anstieges ist ein Rückgang des Anteils der Alleinstehenden festzustellen. Die Stichprobe ermittelt einen empirischen Anteil der Alleinstehenden von 44,1%. Dieser Wert liegt 2,0% unter dem Wert, welcher im langjährigen Trend zu erwarten wäre. Mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9% liegt die Steigerungsrate des gemessenen Anteils der Alleinstehenden im Jahr 2017 gegenüber dem langjährigen Trend zwischen – 2,7 und – 1,3%.

Diese Abnahme beim Anteil der Alleinstehenden stützt die Annahme, dass sich durch die Auskunftspflicht bei der Frage nach einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt das Antwortverhalten ändert. Der Anteil der Alleinstehenden nimmt aufgrund der Auskunftspflicht signifikant ab. Dies erscheint insofern plausibel, als dass Befragte, die ihre Lebenspartnerschaft bisher nicht angaben, als Personen ohne Partnerin oder Partner in die Statistik eingingen. Sofern diese Personen nicht mit ihren ledigen Kindern zusammenlebten, wurden sie als Alleinstehende gezählt. Mit Einführung der Auskunftspflicht werden jetzt auch solche Partnerschaften benannt, die zuvor unbeobachtet blieben. Da durch die Auskunftspflicht die Lebensgemeinschaften besser erfasst werden, geht der Anteil der Alleinstehenden in der Folge zurück.

5.5 Ehen

↳ Grafik 5 zeigt die Zeitreihe des Anteils der Ehepaare an den Formen des Zusammenlebens von 2006 bis 2017. Mit besonderen methodischen Effekten ist für den Anteil der Ehepaare im Jahr 2017 nicht zu rech-

Grafik 5
Anteil der Ehepaare an den Formen
des Zusammenlebens
in %



Ergebnisse des Mikrozensus. – Bevölkerung in Familien/Lebensformen am Hauptwohnsitz.
2018 - 01 - 0558

nen. Eine Auskunftspflicht zum Ehepartner beziehungsweise zur Ehepartnerin im Haushalt besteht für den vollständigen hier betrachteten Zeitraum.

Wie bereits das Maß zur Modellgüte gezeigt hat, lässt sich der Verlauf des Anteils der Ehepaare sehr gut über die Annahme einer linearen Entwicklung modellieren. Bis einschließlich 2015 zeigen sich keine signifikanten Abweichungen zwischen den gemessenen empirischen Werten und den erwarteten Werten auf Basis des langjährigen Trends. Auch ein Einfluss der Anpassung des Hochrechnungsrahmens durch den Zensus 2011 lässt sich nicht erkennen.

Dagegen ist bereits für den Zeitpunkt der Stichprobenaktualisierung im Jahr 2016 ein Zeitreihenbruch zu erkennen. Der Anteil der Ehepaare fällt um 1,0% höher aus, als dies auf Basis des langjährigen Trends hätte erwartet werden können. Auch das Jahr 2017 zeigt einen um rund 2,2% erhöhten Anteilswert der Ehepaare gegenüber dem langjährigen Trend. Ähnlich wie bei Alleinerziehenden liegen gegenwärtig aber noch zu wenige Messwerte vor, um die Effekte der Stichprobenumstellung zu bewerten.

6


Fazit

Ab dem Erhebungsjahr 2017 erfasst der Mikrozensus die Frage nach einem Lebenspartner oder einer Lebenspartnerin im Haushalt mit Auskunftspflicht. Eine Analyse der Zeitreihen unterschiedlicher Formen des Zusammenlebens liefert deutliche Hinweise darauf, dass mit der Einführung der Auskunftspflicht eine spürbare Änderung des Antwortverhaltens einhergeht.

Die Untersuchung macht sich hierbei zunutze, dass die Entwicklung der Zeitreihen stabile Muster zeigen, welche sich als lineare Entwicklungen modellieren lassen. Im Allgemeinen kann die Entwicklung von Formen des Zusammenlebens durch diese Annahme der linearen Entwicklung erklärt werden. Es zeigen sich für den Zeitraum von 2006 bis 2015 keine signifikanten Abweichungen. Im Jahr 2016 lassen sich Effekte der Stichprobenumstellung für Ehepaare und Alleinerziehende erkennen, nicht aber bei Lebensgemeinschaften und Alleinstehenden.

Für das Jahr 2017 können signifikante Abweichungen für diejenigen Formen des Zusammenlebens identifiziert werden, die von der Auskunftspflicht zur Frage nach einer Lebenspartnerschaft im Haushalt unmittelbar beeinflusst sind. Der Anteil der Lebensgemeinschaften steigt mit Einführung der Auskunftspflicht deutlich an. Der Anteil der Alleinstehenden geht hingegen signifikant zurück.

Diese Entwicklungen stützen die Erklärung, dass es mit der Auskunftspflicht im höheren Maße gelingt, Lebensgemeinschaften vollständig zu erfassen. Durch die bisherige Freiwilligkeit der Frage wurden einige Lebenspartnerschaften nicht erfasst und die Partner der Lebensgemeinschaft als Alleinstehende gezählt.

Bisher kann nicht beantwortet werden, ob durch die Freiwilligkeit der Fragen nach der Lebenspartnerschaft im Haushalt auch die Anteilswerte der Alleinerziehenden mit einem kleinen Bias, also einer Verzerrung, belegt waren. Für Alleinerziehende zeigt sich ein Rückgang des Anteils dieser Lebensform infolge der Aktualisierung der Stichprobengrundlage im Jahr 2016. In welchem Maße die Einführung der Auskunftspflicht zur Frage nach einem Lebenspartner oder einer Lebenspartnerin im Haushalt einen Einfluss auf den Anteil der Alleinerziehenden aufweist, kann noch nicht beantwortet werden. Gegenwärtig liegen noch nicht genug Messungen vor, um diese beiden Effekte zu separieren. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Afentakis, Anja/Bihler, Wolf. *Das Hochrechnungsverfahren beim unterjährigen Mikrozensus ab 2005*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 10/2005, Seite 1039 ff.
- Bihler, Wolf/Zimmermann, Daniel. *Die neue Mikrozensusstichprobe ab 2016*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2016, Seite 20 ff.
- Heidenreich, Hans-Joachim/Nöthen, Manuela. *Der Wandel der Lebensformen im Spiegel des Mikrozensus*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2002, Seite 26 ff.
- Lotze, Sabine/Breiholz, Holger. *Zum neuen Erhebungsdesign des Mikrozensus. Teil 1*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2002, Seite 359 ff.
- Krack-Roberg, Elle/Rübenach, Stefan/Sommer, Bettina/Weinmann, Julia. *Lebensformen in der Bevölkerung, Kinder und Kindertagesbetreuung*. In: Statistisches Bundesamt/Wissenschaftszentrum Berlin (WZB) (Herausgeber). Datenreport 2016. Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland. Bonn 2016, Seite 43 ff.
- Niemeyer, Frank. *Nichteheliche Lebensgemeinschaften und Ehepaare – Formen der Partnerschaft gestern und heute*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 7/1994, Seite 504 ff.
- Nöthen, Manuela. *Von der „traditionellen Familie“ zu „neuen Lebensformen“*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2005, Seite 25 ff.
- Rendtel, Ulrich/Schimpl-Neimanns, Bernhard. *Varianzschätzungen für den faktisch anonymisierten Mikrozensus*. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. Band 220. Heft 6. Stuttgart 2000, Seite 759 ff.
- Rendtel, Ulrich/Schimpl-Neimanns, Bernhard. *Die Berechnung der Varianz von Populationsschätzern im Scientific Use File des Mikrozensus ab 1996*. In: ZUMA-Nachrichten 48. Jahrgang 25. 2001, Seite 85 ff.
- Rinne, Horst/Specht, Katja. *Zeitreihen. Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose*. München 2002.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard. *Varianzschätzung für den Mikrozensus Scientific Use File ab 2005*. GESIS-Technical Reports 2010|03.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard/Rendtel, Ulrich. *SAS-, SPSS- und STATA-Programme zur Berechnung der Varianz von Populationsschätzern im Mikrozensus ab 1996*. In: ZUMA-Methodenbericht 2001/04.
- Schubnell, Herrmann. *Haushalt und Familie II. Das neue Konzept der amtlichen Statistik zur Ermittlung und Analyse der Struktur von Haushalt und Familie*. In: Allgemeines Statistisches Archiv. Band 43. 1959, Seite 221 ff.
- Statistisches Bundesamt. *Hinweise zu methodischen Effekten in den Zeitreihen zur Haushalte- und Familienstatistik auf Basis des Mikrozensus*. 2017. Verfügbar unter: www.destatis.de

Herausgeber

Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung

Dr. Sabine Bechtold

Redaktionsleitung: Juliane Gude

Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge

zweimonatlich, erschienen im August 2018

Das Archiv aller Ausgaben ab Januar 2001 finden Sie unter www.destatis.de/publikationen

Print

Einzelpreis: EUR 18,- (zzgl. Versand)

Jahresbezugspreis: EUR 108,- (zzgl. Versand)

Bestellnummer: 1010200-18004-1

ISSN 0043-6143

ISBN 978-3-8246-1071-6

Download (PDF)

Artikelnummer: 1010200-18004-4, ISSN 1619-2907

Vertriebspartner

IBRo Versandservice GmbH

Bereich Statistisches Bundesamt

Kastanienweg 1

D-18184 Roggentin

Telefon: +49 (0) 382 04 / 6 65 43

Telefax: +49 (0) 382 04 / 6 69 19

destatis@ibro.de

Papier: Metapaper Smooth, FSC-zertifiziert, klimaneutral, zu 61% aus regenerativen Energien

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2018

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.