

Übersichtsarbeit

Altersstandardisierung von epidemiologischen Häufigkeitsmaßen

Teil 37 der Serie zur Bewertung wissenschaftlicher Publikationen

Andreas Stang, Emilio Gianicolo

Institut für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie, Universitätsklinikum Essen: Prof. Dr. med. Andreas Stang, MPH

Landeskrebsregister NRW, Bochum: Prof. Dr. med. Andreas Stang, MPH

School of Public Health, Department of Epidemiology, Boston University, USA: Prof. Dr. med. Andreas Stang, MPH

Institut für medizinische Biometrie, Epidemiologie und Informatik (IMBEI), Mainz: Dr. rer. physiol. Emilio Gianicolo

Institute of Clinical Physiology, National Research Council, Lecce, Italy: Dr. rer. physiol. Emilio Gianicolo

Zusammenfassung

Hintergrund: Bei dem Vergleich roher Inzidenzraten stellt Alter einen wichtigen Störfaktor dar, wenn der Altersaufbau zwischen verschiedenen Bevölkerungen unterschiedlich ist. Das Ziel dieser Arbeit ist es, die Prinzipien der Altersstandardisierung von Raten zu illustrieren.

Methode: Am Beispiel der Magenkrebsinzidenz in Cali, Kolumbien und Nordrhein-Westfalen (NRW) (2013–2017, Männer) sowie einer selektiven Literaturrecherche werden rohe und altersstandardisierte Raten hergeleitet und methodische Aspekte erläutert.

Ergebnisse: Während die rohe Inzidenzrate in Cali 21,5 pro 100 000 Personenjahre und in NRW 22,9 pro 100 000 Personenjahre betrug, betrug die entsprechenden altersstandardisierten Inzidenzraten (alter Europastandard) 30,0 und 15,7 pro 100 000 Personenjahre. Der unterschiedliche Altersaufbau der Bevölkerungen in Cali und NRW bewirkte, dass rohe Inzidenzraten scheinbar ein nahezu gleiches Magenkrebsrisiko in Cali und NRW widerspiegeln.

Nach Altersstandardisierung war die Magenkrebsinzidenz in Cali deutlich höher als in NRW.

Schlussfolgerung: Der numerische Wert einer standardisierten Rate ist hypothetisch und kann nur in Kenntnis des verwendeten Standards interpretiert werden. Eine Standardisierung ist nur sinnvoll, wenn ein Vergleich von Raten stattfinden sollen, bei denen ein Faktor (zum Beispiel Alter) den Vergleich stören kann. Für die Beschreibung des epidemiologischen Geschehens in der eigenen Bevölkerung bedarf es keiner Standardisierung.

Zitierweise

Stang A, Gianicolo E: Age standardization of epidemiological frequency measures: Part 37 of a series on the evaluation of scientific publications. Dtsch Arztebl Int 2025; 122: 387–92. DOI: 10.3238/arztebl.m2025.0072

Im Jahre 2020 lebten laut Statistischem Bundesamt in Deutschland insgesamt 41 026 519 Männer und 42 128 512 Frauen. Bei epidemiologischen Fragestellungen setzt man diese Anzahl von Personen in Deutschland mit den auf gekommenen Personenjahren (PJ), die die Bevölkerung in 2020 beigesteuert hat, gleich. Im Jahr 2020 belief sich die geschätzte Anzahl von Krebsneuerkrankungsfällen (exklusive nichtmelanotischer Hautkrebs) bei Männern und Frauen auf 261 850 beziehungsweise 231 400 (1).

Somit ergibt sich für die Gesamtbevölkerung eine Krebsinzidenzrate bei der männlichen Bevölkerung von 638 pro 100 000 Personenjahre ($100\,000 \times 261\,850 / 41\,026\,519$ PJ) und bei der weiblichen Bevölkerung von 549 pro 100 000 Personenjahre ($100\,000 \times 231\,400 / 42\,128\,512$ PJ). Man spricht hier von rohen Raten, die zur Beurteilung des Krankheitsrisikos sowie für die Planung des Gesund-

heitswesens in der Bevölkerung bedeutsam sind.

Vergleicht man rohe Erkrankungsraten zwischen verschiedenen Bevölkerungen mit unterschiedlichem Altersaufbau, bleibt bei einem beobachteten Unterschied zwischen den Raten offen, ob dieser Unterschied auf einen unterschiedlichen Altersaufbau, auf unterschiedliche altersspezifische Raten oder eine Kombination dieser beiden Faktoren zurückzuführen ist. Dieser Sachverhalt gilt ebenso für den Vergleich von rohen Erkrankungsra-ten innerhalb einer Bevölkerung, die sich über die Zeit hinsichtlich des Altersaufbaus verändert hat. Warum ist das so? Die Inzidenz der meisten Krebserkrankungen hängt stark vom Alter ab: je höher das Alter, desto höher ist die Krebsinzidenz. Beispielsweise betrug im Jahr 2020 die deutschlandweite Krebsinzidenz bei den 0–4-Jährigen 22,8/100 000 PJ (männlich) und 21,0/100 000 PJ (weiblich). Sie betrug bei den ≥ 85 -Jährigen hingegen 2 712,4/100 000 PJ (Männer) und 1 666,3/100 000 PJ (Frauen). Das bedeutet, dass die Krebsinzidenzrate der ≥ 85 -Jährigen das 119-fache (Männer) bezie-

Informationen zu dieser CME

Dieser Beitrag wurde von der Ärztekammer Nordrhein zertifiziert.

Die Fragen finden Sie unter <http://daebl.de/R95>. Einsendeschluss ist der 10.07.2026.

Die Teilnahme ist möglich unter cme.aerzteblatt.de

Kasten 1

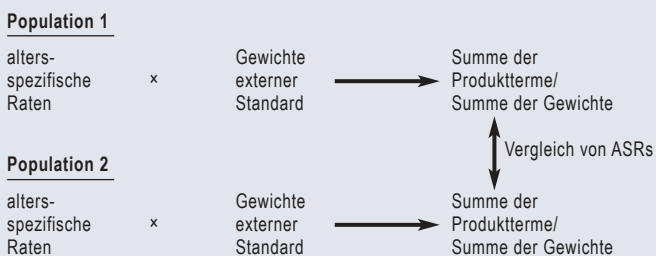
Prinzipien der direkten und indirekten Altersstandardisierung von Häufigkeitsmaßen

Bei beiden Standardisierungsverfahren werden altersspezifische Gewichte auf beobachtete altersspezifische Raten angewendet. Die Verfahren unterscheiden sich nur hinsichtlich der Herkunft der altersspezifischen Gewichte und Raten.

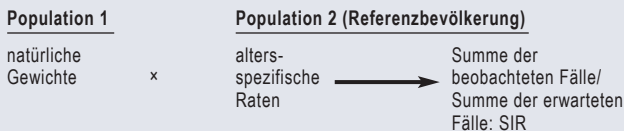
Bei der direkten Methode werden altersspezifische Raten verschiedener Populationen auf eine einzige Standardpopulation angewendet, während bei der indirekten Methode die altersspezifischen Raten aus einer Standardpopulation auf die Altersverteilung der PJ einer interessierenden Studienpopulation angewendet werden.

Die indirekte Standardisierung wird eher als ein Vergleich zwischen beobachteten und erwarteten Fallzahlen und nicht in Form von standardisierten Raten konzeptionalisiert.

Direkte Altersstandardisierung (Verfahren der Standardbevölkerung)



Indirekte Altersstandardisierung (Verfahren der Standardinzidenz)



ASR, altersstandardisierte Raten; PJ, Personenejahre; SIR, standardisierter Inzidenzquotient (beobachtete/erwartete Fälle)

hungsweise 79-fache (Frauen) der Krebsinzidenzrate der 0–4-Jährigen betrug (2).

Dieser enorme Altersgradient der Raten von Krebsneuerkrankungen verdeutlicht, dass ein unterschiedlicher Altersaufbau von Bevölkerungen, die hinsichtlich der Krebsinzidenz verglichen werden, sehr schnell zu unterschiedlichen rohen Krebsinzidenzraten führen kann – selbst wenn in jeder Altersgruppe die Krebsinzidenz in den zu vergleichenden Bevölkerungen identisch ist. Ist beispielsweise der Anteil der älteren Personen in einer Bevölkerung A größer als in einer Bevölkerung B, so wird man bei identischen altersspezifischen Krebsinzidenzraten in beiden Bevölkerungen dennoch eine höhere rohe Krebsinzidenzrate in der Bevölkerung A beobachten. Dies ist aber nicht Ausdruck unterschiedlicher Krebsrisiken in den Bevölkerungen, sondern alleine Ausdruck des unterschiedlichen Altersaufbaus.

Sollen unterschiedliche Bevölkerungen gegenübergestellt werden, ist bei unterschiedlichem Altersaufbau der Bevölkerungen aufgrund des enormen Altersgradienten der Krebsinzidenz der Vergleich von Krebsinzidenzen nur fair, wenn man die altersspezifischen Inzidenzraten derselben Altersgruppen zwischen den Bevölkerungen vergleicht. Bei insgesamt 18 Altersgruppen (0–4, 5–9, ..., 80–84, ≥ 85 Jahre)

müssten demnach 18 Vergleiche getätigt werden, was auf Dauer zu umständlich wäre.

Dieses Problem wurde bereits im 18. Jahrhundert in London erkannt. Es scheint, dass William Dale als Erster Prinzipien der Altersstandardisierung (beobachtete Fälle versus erwartete Fälle) im Jahre 1772 publizierte (3–5). Im 19. Jahrhundert fand die Altersstandardisierung Eingang in die regelmäßige Mortalitätsberichterstattung. Bereits 1883 wurden vom Registrar General (quasi oberster Leiter des Standesamts) von England und Wales altersstandardisierte Mortalitätsraten berichtet. Die direkte Altersstandardisierung erfolgte in 1883 mit dem Altersaufbau des Jahres 1881 in England und Wales, dem Jahr der Volkszählung (6). Mit dieser Altersstandardisierung wurde es möglich, Mortalitätsraten verschiedener Zeiträume beziehungsweise Bevölkerungen zu vergleichen, bei denen Altersunterschiede der Bevölkerungen nicht mehr stören können. Die Altersstandardisierung ist historisch gesehen das älteste Korrekturverfahren für einen Störfaktor (Confounder) (7). Modernere Korrekturfaktoren von Störfaktoren schließen unter anderem die Restriktion, das Matching, die stratifizierte Analyse und die Regressionsadjustierung ein.

Am besonders plastischen Beispiel eines Vergleichs der Magenkrebsinzidenz in Cali, Kolumbien (2013–2017), kurz “Cali“, und Nordrhein-Westfalen (2013–2017), kurz “NRW“, soll illustriert werden, welche Probleme beim Vergleich der rohen Magenkrebsinzidenzraten entstehen und welchen Effekt die Altersstandardisierung der Raten hat.

Methode

Die Prinzipien der direkten und indirekten Altersstandardisierung von Häufigkeitsmaßen (Kasten 1), hier Magenkrebsinzidenzraten, und deren Interpretationen werden anhand einer Auswahl selektiver methodischer Literatur und durch ein Anwendungsbeispiel erläutert. Hierzu extrahierten wir die Inzidenzangaben der Krebsregister Cali (2013–2017) und Nordrhein-Westfalen (2013–2017) (8). Zur Begrenzung des Zahlenmaterials wurden nur die Inzidenzdaten von Männern herangezogen.

Ergebnisse

Table 1 präsentiert pro Studienregion und Altersgruppe Inzidenzdaten zum Magenkrebs bei Männern in Cali und NRW. Die rohe Inzidenzrate beträgt für Cali 21,5 pro 100 000 PJ (100 000 × 1 216 Fälle/5 664 701 PJ) und für NRW 22,9 pro 100 000 PJ (100 000 × 9 955/43 443 610 PJ). Die Differenz der rohen Raten beträgt 21,5–22,9 = –1,4 pro 100 000 PJ und der Quotient der rohen Raten beträgt 21,5/22,9 = 0,94. Dieser Befund ist überraschend, da man erwarten würde, dass Länder des globalen Südens aufgrund der höheren Prävalenz von Risikofaktoren von Magenkarzinomen (Verbreitung von Helicobacter pylori und Verarbeitung von gepökeltem Fleisch [9]) eine höhere Inzidenz von Magenkrebs aufweisen müssten als Länder des globalen Nordens. Bei Betrachtung der altersspezifischen Raten fällt allerdings auf, dass ab dem 20. Lebensjahr die altersspezifischen Inzidenzraten in Cali deutlich höher sind als in NRW. Mit steigendem Alter wird diese Differenz (Cali minus NRW) immer größer.

Table 1 liefert auch die natürlichen (Synonym: latenten) Gewichte (PJ_i) der Bevölkerung. Diese wurden zur

Tabelle 1

Inzidenzdaten zur Magenkrebsinzidenz in Cali, Kolumbien (2013–2017) und Nordrhein-Westfalen (NRW) (2013–2017), Männer (8)

Alter (Jahre)	Fälle a_i	Natürliche Gewichte: Personenjahre PJ_i	Natürliche Gewichte g_i pro 100 000 PJ_i	Rate $_i$	Gewichte w_i	$w_i \times Rate_i$
Cali						
0–19	0	1 879 110	33 172	0,0	29 000	0
20–39	74	1 886 884	33 310	3,9	28 000	109 811
40–59	351	1 305 887	23 053	26,9	27 000	725 714
60–79	585	523 822	9 247	111,7	14 000	1 563 508
≥ 80	206	68 998	1 218	298,6	2 000	597 119
Summe	1 216*	5 664 701	100 000		100 000	2 996 151
NRW						
0–19	2	8 630 574	19 866	0,0	29 000	672
20–39	133	10 853 391	24 983	1,2	28 000	34 312
40–59	1 972	13 425 892	30 904	14,7	27 000	396 577
60–79	5 505	8 725 513	20 085	63,1	14 000	883 272
≥ 80	2 343	1 808 240	4 162	129,6	2 000	259 147
Summe	9 955	43 443 610	100 000		100 000	1 573 980

*n = 8 Fälle in Cali, Kolumbien, ohne bekanntes Alter bei Diagnose wurden ausgeschlossen
 PJ_i, Natürliche Gewichte des Altersaufbaus; g_i, natürliche Gewichte pro 100 000 (Anteil der Personenjahre der jeweiligen Altersgruppe durch die Gesamtmenge der Personenjahre, multipliziert mit 100 000); Rate_i, altersspezifische Inzidenzrate pro 100 000 PJ, z. B. für NRW, Alter 60–79 Jahre: 5 505 Fälle/8 725 513: Rate_i = 63,1 pro 100 000 Personenjahre; Gewichte w_i, Gewichte der Standardbevölkerung, hier alter Europastandard; w_i × Rate_i, Produkt des Gewichts der Standardbevölkerung und der altersspezifischen Inzidenzrate (pro 100 000 PJ)

Veranschaulichung und zwecks Vergleich mit Standardbevölkerungen (eTabelle 1) zusätzlich pro 100 000 Personenjahre ausgedrückt (g_i). Jede rohe Rate (cR) kann als eine gewichtete Rate verstanden werden, bei der die altersspezifischen Raten R_i mit den natürlichen Gewichten PJ_i gewichtet wurden (Kasten 2).

Die natürlichen Gewichte ergeben sich aus dem Anteil der Personenjahre, die in der jeweiligen Altersgruppe auftraten (10). Es fällt auf, dass die natürlichen Gewichte g_i pro 100 000 PJ_i, die in den jüngeren Altersgruppen in Cali bestehen, deutlich größer sind als in NRW. Hingegen sind die natürlichen Gewichte pro 100 000 PJ_i bei der älteren Bevölkerung in Cali deutlich kleiner als in NRW, was den unterschiedlichen demografischen Aufbau der Bevölkerungen hinsichtlich des Alters widerspiegelt. Beispielsweise beträgt der Anteil der 0- bis 19-Jährigen und über 60-Jährigen in NRW 19,9 % und 24,2 %, während diese Anteile in Cali 33,2 % und 10,5 % betragen.

Direkte Standardisierung

Bei der direkten Altersstandardisierung werden bei den altersspezifischen Raten die natürlichen Gewichte gegen neue Gewichte einer Standardbevölkerung ausgetauscht. Die Standardbevölkerung kann intern oder extern sein. Die interne Standardbevölkerung in dem Vergleich zwischen Cali und NRW könnte beispielsweise die Gesamtzahl der Personenjahre der jeweiligen Altersstrata (Cali + NRW) oder die Gesamtzahl der Personenjahre einer der Bevölkerungen (Cali oder NRW) sein. Der Nachteil dieses Vorgehens ist, dass die so standardisierten Raten nicht mit anderweitig publizierten Raten, die mit einer an-

deren Standardbevölkerung standardisiert wurden, verglichen werden können. Bei einer externen Standardbevölkerung verwendet man in der Regel eine international bekannte Standardbevölkerung, zum Beispiel entsprechend des Europa- oder Segi-Weltstandards (eTabelle 1). Zur Berechnung der altersstandardisierten Rate wird pro Altersgruppe das Produkt aus dem Gewicht der Standardbevölkerung und der altersspezifischen Rate gebildet. Anschließend werden die Produktterme addiert und durch die Summe der Gewichte der Standardbevölkerung dividiert (Kasten 2).

Verwendet man den alten Europastandard als Standardbevölkerung (11), so beträgt die altersstandardisierte Rate für Cali 30,0 pro 100 000 PJ und für NRW 15,7 pro 100 000 PJ und die Differenz der standardisierten Raten beträgt 30,0 – 15,7 = 14,3 pro 100 000 PJ. Würde man anstatt des alten Europastandards den Weltstandard verwenden, so würden die altersstandardisierten Raten 20,9 pro 100 000 PJ und 11,0 pro 100 000 PJ betragen und die Differenz standardisierter Raten würde 20,9 – 11,0 = 9,9 pro 100 000 PJ betragen. Der Quotient der standardisierten Raten beträgt 1,91 (alter Europastandard) beziehungsweise 1,90 (Weltstandard). In Abhängigkeit der gewählten Standardbevölkerung ergibt sich also eine 1,91-fache oder 1,90-fache Rate in Cali im Vergleich zu NRW (Tabelle 2).

Nach der Altersstandardisierung muss man also feststellen, dass die Inzidenzrate des Magenkrebses in Cali deutlich höher ist als in NRW, wie man es epidemiologisch auch erwarten würde. Die Schlussfolgerungen aus der Tabelle 2 lauten:

- die rohe Magenkrebs-Inzidenzrate ist in NRW geringfügig höher als in Cali
- ab dem 20. Lebensjahr ist die altersspezifische Magenkrebs-Inzidenzrate in Cali jedoch deutlich höher als in NRW und
- die altersstandardisierte Magenkrebs-Inzidenz ist in Cali deutlich höher als in NRW.

Kasten 2

Berechnung roher und altersstandardisierter Raten

Rohe Rate

Jede rohe Rate (cR) kann als eine gewichtete Rate verstanden werden, bei der die altersspezifischen Raten R_i mit den natürlichen Gewichten PJ_i gewichtet wurden:

$$cR = \frac{\sum_i a_i}{\sum_i PJ_i} = \frac{\sum_i PJ_i \cdot \frac{a_i}{PJ_i}}{\sum_i PJ_i} = \frac{\sum_i PJ_i \cdot R_i}{\sum_i PJ_i}$$

mit

- cR: rohe Rate
- a_i : Fallzahl der Altersgruppe i
- PJ_i : Personenjahre der Altersgruppe i
- R_i : Inzidenzrate der Altersgruppe i

Altersstandardisierte Rate

Die altersstandardisierte Rate (ASR) errechnet sich als:

$$ASR = \frac{\sum_i w_i \cdot \frac{a_i}{PJ_i}}{\sum_i w_i} = \frac{\sum_i w_i \cdot R_i}{\sum_i w_i}$$

wobei

- w_i : Gewicht (PJ) der Standardbevölkerung für die Altersgruppe i
- a_i : Fallzahl der Altersgruppe i
- PJ_i : Personenjahre der Altersgruppe i
- R_i : Inzidenzrate der Altersgruppe i

Die altersstandardisierten Raten stellen hypothetische Raten dar. Diese Raten hätte man beobachtet, wenn der Altersaufbau der Bevölkerungen dem Altersaufbau der Standardbevölkerungen entsprochen hätte (10). Nur wenn die natürlichen Gewichte mit den Gewichten der Standardbevölkerung übereinstimmen, wird die altersstandardisierte Rate mit der rohen Rate übereinstimmen. Aus diesem Grund ist es wichtig, dass bei dem Berichten von standardisierten Raten der gewählte Standard erwähnt wird.

Der numerische Wert der altersstandardisierten Rate hängt von der Wahl der Standardbevölkerung ab. Es fällt auf, dass die altersstandardisierten Raten, bei denen der Weltstandard angewendet wurde, deutlich niedriger ausfallen als die altersstandardisierten Raten, bei denen der alte Europastandard zum Einsatz kam. Das ist nicht überraschend, weil der Weltstandard besonders große Gewichte bei jungen Menschen und besonders kleine Gewichte bei älteren Menschen hat. Somit haben die niedrigen Magenkrebs-Inzidenzraten bei jüngerem Alter bei der Standardisierung ein größeres Gewicht als die hohen Magenkrebs-Inzidenzraten im höheren Alter.

Es ist wichtig zu beachten, dass der numerische Wert der altersstandardisierten Rate eine hypothetische Rate ist. Standardisierte Raten dienen lediglich dem Vergleich von Raten (12, 13). Für die internationale Leserschaft ist es hilfreich, wenn eine international bekannte Standardbevölkerung, die auch in anderen Publikationen zu demselben Thema verwendet wurde, herangezogen wird. Denn nur altersstandardisierte Inzidenzraten, die mit demselben Altersstandard standardisiert wurden ermöglichen einen fairen Vergleich. So wird in der internationalen Krebs epidemiologie bei-

spielsweise sehr häufig der alte und neue Europastandard, der Weltstandard und der „U.S. 2000“-Bevölkerungsstandard verwendet (*eTabelle 1*).

Die Untersuchung zeitlicher Trends mit Hilfe von altersstandardisierten Raten ist sinnvoll, wenn sich die altersspezifischen Raten über die Zeit in dieselbe Richtung, also Anstieg oder Abfall, und im gleichen Ausmaß ändern. Wenn sich die altersspezifischen Raten über die Zeit unterschiedlich verhalten, zum Beispiel ein Abfall der Inzidenzraten im jüngeren Alter und eine Zunahme der Inzidenzraten im höheren Alter, so sollten neben dem Trend der altersstandardisierten Inzidenzraten unbedingt die altersspezifischen Trends separat untersucht werden. Der Wechsel von einem Altersstandard auf einen anderen Altersstandard kann zeitliche Trendmuster altersstandardisierter Raten verändern (14).

Indirekte Standardisierung

Ein weiteres Altersstandardisierungs-Verfahren wird als indirekte Standardisierung bezeichnet. Das Verfahren geht den umgekehrten Weg verglichen mit der direkten Altersstandardisierung: Es wird die Anzahl erwarteter Fälle, die durch Anwendung der Raten der Referenzbevölkerung auf die natürlichen Gewichte einer interessierenden Bevölkerung angewendet werden, den in der interessierenden Bevölkerung tatsächlich beobachteten Fällen gegenüber gestellt. Dieser Quotient („ratio“ im Englischen) wird allgemein als standardisierter Morbiditätsquotient (SMR) bezeichnet.

In unserem Beispiel mündet die indirekte Standardisierung in einem standardisierten Inzidenzquotienten (SIR), bei dem die Anzahl der tatsächlich in Cali beobachteten Fälle an Neuerkrankungen der Anzahl der erwarteten Fälle an Neuerkrankungen in Cali gegenübergestellt wird. Für Letztere verwendet man die Anzahl der Fälle, die hätte beobachtet werden können, wenn die in NRW beobachteten altersspezifischen Inzidenzraten so in Cali bestanden hätten. Ein SIR von 1,0 zeigt an, dass zwischen den Regionen kein Unterschied in der Inzidenz besteht, während Werte > 1 anzeigen, dass in Cali die Inzidenz höher ist und Werte < 1 anzeigen, dass in Cali die Inzidenz niedriger ist. Die SIR-Berechnung ergibt einen Wert von $1\ 216/635,25 = 1,91$. Das bedeutet, dass die Inzidenz in Cali das 1,91-fache der Rate in NRW beträgt.

Diese SIR lässt sich auch folgendermaßen herleiten: würde man die natürlichen Gewichte von Cali heranziehen, um die Inzidenzrate in NRW zu standardisieren, so entstünde eine direkte altersstandardisierte Rate von 11,2 pro 100 000 Personenjahre. Setzt man die rohe Rate aus Cali in das Verhältnis zu dieser direkten altersstandardisierten Rate in NRW, so ergibt sich ein Ratenquotient von 1,91 ($21,5/11,2$) (*Tabelle 3*).

Wird als Morbiditätsmaß die Inzidenzrate oder das kumulative Risiko, die Prävalenz oder die Mortalität verwendet, spricht man entsprechend von einem standardisierten Inzidenzquotienten (SIR), einem standardisierten Mortalitätsquotienten (SMR) beziehungsweise von einem standardisierten Prävalenzquotienten (SPR). Formeln für die Berechnung von Konfidenzintervallen von rohen, altersspezifischen und altersstandardisierten Raten, von SMR sowie von Quotienten beziehungsweise Differenzen zweier altersstandardisierter Raten finden sich in den *eKästen 1–4*.

Tabelle 2

Rohe und altersstandardisierte Magenkrebs-Inzidenzraten in Cali, Kolumbien (2013–2017) und Nordrhein-Westfalen (NRW) (2013–2017), Männer

Region	Fälle	Personenjahre	Rohe Raten	Altersstandardisierte Raten	
				Alter Europastandard	Weltstandard
Cali, Kolumbien*1	1 216	5 664 701	21,5	30,0	20,9
NRW, Deutschland	9 955	43 443 610	22,9	15,7	11,0
Differenz der standardisierten Raten*2				14,3	9,9
Quotient der standardisierten Raten*2				1,91	1,90

Alle Raten werden pro 100 000 Personenejahre (PJ) ausgedrückt. Zur Altersstandardisierung wurden der alte Europastandard und der Weltstandard verwendet.

*1 n = 8 Fälle in Cali, Kolumbien, ohne bekanntes Alter bei Diagnose wurden ausgeschlossen.

*2 Referenzgruppe: NRW

Tabelle 3

Indirekte Altersstandardisierung der Magenkrebsinzidenz mit Nordrhein-Westfalen (NRW) (2013–2017) als Erwartung für Cali, Kolumbien (2013–2017) und den natürlichen Gewichten aus Cali, Kolumbien, Männer

Alter (Jahre)	Fälle a _i (Cali)	Natürliche Gewichte: Personenjahre P _j _i (Cali)	Rate _i (NRW)	P _j _i (Cali) × Rate _i (NRW)	Erwartete Fälle, NRW
0–19	0	1 879 110	0,0	0	0,4
20–39	74	1 886 884	1,2	39 972	23,1
40–59	351	1 305 887	14,7	338 879	191,8
60–79	585	523 822	63,1	583 486	330,5
≥ 80	206	68 998	129,6	157 853	89,4
Summe	1 216	5 664 701		1 120 190	635,25

Alle altersspezifischen Raten R_i werden als Fälle pro 100 000 Personenejahre ausgedrückt. Der Quotient 1 216/635,25 = 1,91 wird als standardisierter Inzidenzquotient (SIR) oder allgemein als standardisierter Morbiditätsquotient (SMR) bezeichnet. Die mit Hilfe der altersspezifischen Raten aus NRW (Referenzbevölkerung) und der Gewichte von Cali berechnete altersstandardisierte Inzidenzrate in NRW beträgt 11,2 (1 120 190/100 000) pro 100 000 PJ, während die rohe Rate in Cali 21,5 pro 100 000 PJ beträgt, so dass der Quotient 21,5/11,2 = 1,92 ergibt, der abgesehen von einem marginalen Rundungsfehler, mit dem oben genannten SIR 1 216/635,25 = 1,91 identisch ist.

Wann wird welches der beiden Standardisierungsverfahren bevorzugt?

Die direkte Altersstandardisierung setzt voraus, dass die altersspezifischen Raten in den zu untersuchenden Bevölkerungen bekannt sind. Für die indirekte Standardisierung müssen nur die Gesamtfallzahl und die altersspezifischen Personenejahre der interessierenden Bevölkerung bekannt sein, sodass die indirekte Standardisierung die einzige praktikable Methode ist, wenn keine altersspezifischen Raten der interessierenden Bevölkerung verfügbar sind.

Ein Vorteil der direkten Methode gegenüber der indirekten Methode besteht darin, dass die altersstandardisierten Raten in eine Rangfolge gebracht werden können und es kann auch das Verhältnis von altersstandardisierten Raten berechnet werden. Wenn ein Verhältnis erforderlich ist, können die direkt standardisierten Raten miteinander verglichen werden. Bei der indirekten Altersstandardisierung hingegen können SIRs aus verschiedenen Kohortenstudien nicht ohne Weiteres miteinander verglichen werden, da sich die Gewichte der Studienpopulationen in der Regel unterscheiden.

Die indirekte Altersstandardisierung ist vorzuziehen, wenn die Fallzahlen in bestimmten Altersgruppen gering

sind (typischerweise in kleinen Populationen), da die Gewichtung von sehr unpräzisen altersspezifischen Raten zu einem unnötig großen Standardfehler der altersstandardisierten Rate führt. Bei der indirekten Standardisierung können Raten aus einer großen Bevölkerung herangezogen werden und damit der Standardfehler (Stichprobenfehler) minimiert werden. SMRs werden häufig in Kohortenstudien verwendet, bei denen nur zum Beispiel beruflich exponierte Personen eingeschlossen werden und die erwartete Anzahl der Erkrankten in dieser exponierten Kohorte anhand von Registerdaten der Allgemeinbevölkerung ermittelt wird. Die indirekte Standardisierung kann nicht für Zeittrendanalysen genutzt werden, weil sich die altersspezifischen Raten in der Referenzbevölkerung über die Zeit ändern. Beide Standardisierungsverfahren können auch für andere Variablen als das Alter angewendet werden. So lassen sich Standardisierungen zum Beispiel auch für Geschlecht, Sozialschicht und weitere durchführen (eTabelle 2).

Schlussfolgerungen

Die Standardisierung von epidemiologischen Häufigkeitsmaßen ist ein geeignetes Mittel, den Störeinfluss eines Faktors wie zum Beispiel des Alters bei dem Vergleich von Häufigkeitsmaßen zu beseitigen. Die standardisierte Rate ist eine hypothetische Rate und kann nur in Kenntnis des verwendeten Standards interpretiert werden. Eine Stan-

andardisierung ist nur sinnvoll, wenn ein Vergleich von Raten stattfinden soll, bei denen ein Faktor den Vergleich stören kann. Für die Beschreibung des epidemiologischen Geschehens in der eigenen Bevölkerung bedarf es keiner Standardisierung.

Interessenkonflikt

Die Autoren erklären, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Manuskriptdaten

eingereicht: 30.01.2025, revidierte Fassung angenommen: 14.04.2025

Literatur (Kurzfassung)

1. www.krebsdaten.de/Krebs/DE/Content/Publikationen/Krebs_in_Deutschland/krebs_in_deutschland_node.html
2. www.krebsdaten.de/Krebs/DE/Home/homepage_node.html
3. Dale W: London: J. Ridley, 1772.
4. Dale W: London: J. Ridley, 1777.
5. Keiding N: Int Stat Rev 1987; 55: 1–20.
6. Curtin LR: Hyattsville, Maryland 1992; 11–6.
7. Hammer GP, et al.: Dtsch Arztebl Int 2009; 106: 664–8.
8. Bray F, et al.: International Agency for Research on Cancer; 2024.

9. De Martel C, Parsonnet J: Oxford University Press 2018; 593–610.
10. Rothman KJ, et al.: Oxford University Press 2024.
11. Doll R, Cook P: S Int J Cancer 1967; 2: 269–79.
12. Wolfenden HH: J R Stat Soc 1923; 86: 399–411.
13. Kitagawa EM: J Am Stat Assoc 1955; 50: 1168–94.
14. Choi BC, et al.: Am J Epidemiol 1999; 149: 1087–96.
15. Segi M: Tohoku University of Medicine 1960.
16. Boyle P, Parkin DM: Lyon 1991; 136–9.
17. https://ec.europa.eu/eurostat/de/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-RA-13-028.1
18. https://seer.cancer.gov/stdpopulations/stdpop.19ages.html.

Korrespondenzadresse

Prof. Dr. med. Andreas Stang
imibe.dir@uk-essen.de



Zusatzmaterial
vollständige Literatur inkl. eLiteratur, eKästen, eTabellen:
www.aerzteblatt.de/m2025.0072 oder über QR-Code

Englische Version:
www.aerzteblatt-international.de

KLINISCHER SCHNAPPSCHUSS



Pulmonale angiothrombotische Granulomatose

Eine über 40-jährige Patientin verstarb unerwartet 10 Tage nach stationärer Aufnahme zur Optimierung der Schmerzmedikation bei chronischem Schmerzsyndrom mit multiplem Substanzgebrauch (Abhängigkeitssyndrom). Eine Röntgenaufnahme hatte zuvor interstitielle Lungenveränderungen gezeigt ohne funktionelle Einschränkungen, die nicht weiter abgeklärt werden konnten (Abbildung 1). Dementsprechend zeigte die Obduktion, einer Miliartuberkulose ähnlich, disseminierte Veränderungen in beiden Lungen. Diese erwiesen sich histologisch als multiple riesenzellige Granulome um massenhaft intravasales amorphes Fremdmaterial (Abbildung 2). Fokale ältere Blutungsresiduen (Hämosiderin) belegten ältere und frischere Reaktionen um doppeltbrechende kristalline, und amorphe Strukturen. Die toxikologische Untersuchung ergab eine toxische Konzentration von Oxycodon im Oberschenkelvenenblut (ohne bekannte Dauer/Dosis der Suchtmittelinnahme). Die Erklärung der Befunde findet sich in seltenen Fallberichten: Substitutionspatienten, die ihre Methadon-tabletten auflösten und injizierten, entwickelten eine pulmonale angiothrombotische Granulomatose mit Eintrag von Zellulose und anderen Tabletten-Hilfsstoffen (zum Beispiel Bindemittel) in die Lunge. Dies kann zu Atemnot und pulmonaler Hypertonie führen und – zusammen mit einer atemdepressiven Komponente (hier: Oxycodon) – tödlich enden.

Dr. rer. biol. hum. Julia Krüger,
Prof. Dr. med. Oliver Peschel, Prof. Dr. med. Andreas G. Nerlich,
Institut für Rechtsmedizin, Ludwig-Maximilians Universität München,
Andreas.Nerlich@extern.lrz-muenchen.de

Interessenkonflikt:

Die Autorin und die Autoren erklären, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Zitierweise: Krüger J, Peschel O, Nerlich AG:
Pulmonary angiothrombotic granulomatosis. Dtsch Arztebl Int 2025; 122: 392.
DOI: 10.3238/arztebl.m2025.0064

Vergrößerte Abbildung und englische Übersetzung unter:
<https://daebl.de/16rn>

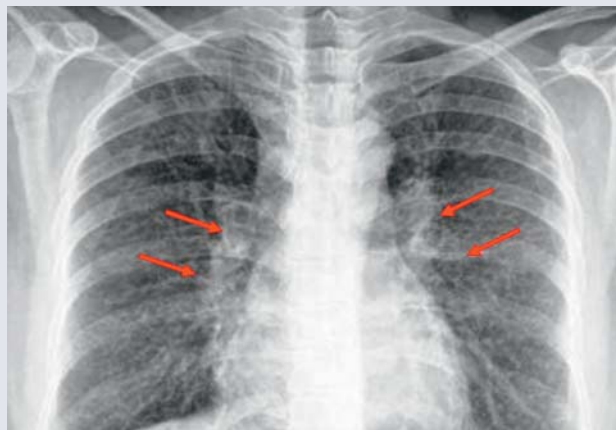


Abbildung 1: Röntgenbild mit Hilusverbreiterung (Pfeile) und einer vermehrten interstitiellen Zeichnung.

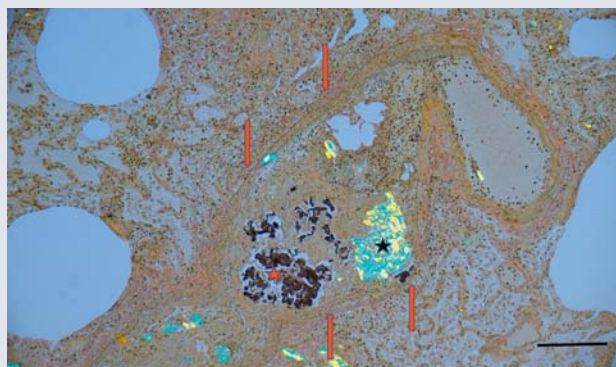


Abbildung 2: Histologisches Präparat der Lunge mit Nachweis von teils doppelt brechendem (schwarzer Stern), teils amorphem (roter Stern) Fremdmaterial in einem mittelkalibrigen Lungengefäß (rote Pfeile). Bindegewebsfärbung van-Gieson; in polarisiertem Licht (Vergrößerung: Balken = 200 µm)

Zusatzmaterial zu dem Beitrag

Altersstandardisierung von epidemiologischen Häufigkeitsmaßen

Teil 37 der Serie zur Bewertung wissenschaftlicher Publikationen

Andreas Stang, Emilio Gianicolo

Dtsch Arztebl Int 2025; 122: 387–92. DOI: 10.3238/arztebl.m2025.0072

Vollständige Literatur

1. Robert Koch-Institut & Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland: Krebs in Deutschland für 2019/2020. Berlin 2023. www.krebsdaten.de/Krebs/DE/Content/Publikationen/Krebs_in_Deutschland/krebs_in_deutschland_node.html (last accessed on 28 December 2024).
2. Robert Koch-Institut, Zentrum für Krebsregisterdaten. www.krebsdaten.de/Krebs/DE/Home/homepage_node.html. (last accessed on 28 December 2024).
3. Dale W: Calculations deduced from first principles, in the most familiar manner, by plain arithmetic, for the use of the societies instituted for the benefit of old age. London: J. Ridley, 1772.
4. Dale W: A supplement to calculations of the value of annuities, published for the use of societies instituted for benefit of age. London: J. Ridley, 1777.
5. Keiding N: The method of expected number of deaths, 1786–1886–1986. *Int Stat Rev* 1987; 55: 1–20.
6. Curtin LR: Chapter 2: A short history of standardization for vital events. In: Feinleib M, Zarate AO (eds.): *Reconsidering age adjustment procedures: Workshop proceedings*. Hyattsville, Maryland 1992; 11–6.
7. Hammer GP, du Prel JB, Blettner M: Avoiding bias in observational studies: Part 8 in a series of articles on evaluation of scientific publications. *Dtsch Arztebl Int* 2009; 106: 664–8.
8. Bray F, Colombet M, Aitken JF, et al.: *Cancer incidence in five continents volume XII*. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer; 2024.
9. De Martel C, Parsonnet J: Chapter 31 stomach cancer. In: Thun MJ, Linet MS, Cerhan JR, Haiman CA, Schottenfeld D (eds.): *Schottenfeld and Fraumeni cancer epidemiology and prevention*. New York: Oxford University Press 2018; 593–610.
10. Rothman KJ, Huybrechts KF, Murray EJ: *Epidemiology. An introduction*. New York: Oxford University Press; 2024.
11. Doll R, Cook P: Summarizing indices for comparison of cancer incidence data. *Int J Cancer* 1967; 2: 269–79.
12. Wolfenden HH: On the method of comparing mortalities of two or more communities, and the standardization of death rates. *J R Stat Soc* 1923; 86: 399–411.
13. Kitagawa EM: Components of a difference between two rates. *J Am Stat Assoc* 1955; 50: 1168–94.
14. Choi BC, de Guia NA, Walsh P: Look before you leap: Stratify before you standardize. *Am J Epidemiol* 1999; 149: 1087–96.
15. Segi M: *Cancer mortality for selected sites in 24 countries (1950–57)*. Sendai, Japan: Tohoku University of Medicine; 1960.
16. Boyle P, Parkin DM: Statistical methods for registries. In: Jensen OM, Parkin DM, MacLennan R (eds.): *Cancer registration: principles and methods*. Lyon 1991; 136–9.
17. Eurostat: <https://ec.europa.eu/eurostat/de/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-RA-13-028> (last accessed on 28 December 2024).
18. National Cancer Institute USA: <https://seer.cancer.gov/stdpopulations/stdpop.19ages.html> (last accessed on 29 December 2024).

eKasten 1

95%-Konfidenzintervall einer rohen oder altersspezifischen Rate

Unter der Annahme, dass das Fallaufkommen insgesamt beziehungsweise in den Altersgruppen eine Poisson-Verteilung aufweist, errechnet sich die Varianz (Var) der Rate, hier ausgedrückt als Dezimalzahl (also nicht pro 100 000) als:

$$\text{Var}(\text{Rate}) = \frac{a}{PJ^2} = \frac{\text{Rate}}{PJ}$$

Der Standardfehler (SE) der rohen Rate entspricht der Quadratwurzel der Varianz:

$$\text{SE}(\text{roh}) = \sqrt{\frac{a}{PJ^2}} = \sqrt{\frac{\text{Rate}}{PJ}}$$

Somit errechnet sich das 95%-Konfidenzintervall der rohen Rate als:

$$\text{Rate} \pm 1,96 \times \text{SE}(\text{ASR})$$

eKasten 2

95%-Konfidenzintervall einer altersstandardisierten Rate (16)

Unter der Annahme der Poisson-Verteilung des Fallaufkommens ergibt sich die Varianz einer altersstandardisierten Rate (Var[ASR]) als:

$$\text{Var}(\text{ASR}) = \frac{\sum_i w_i^2 \times R_i \times 100\,000 / PJ_i}{(\sum_i w_i)^2}$$

wobei die altersspezifischen Raten R_i als Fälle pro 100 000 PJ auszu-drücken sind. Der Standardfehler (SE) der altersstandardisierten Rate ASR ergibt sich als:

$$\text{SE}(\text{ASR}) = \sqrt{\text{Var}(\text{ASR})}$$

Somit errechnet sich das 95%-Konfidenzintervall als:

$$\text{ASR} \pm 1,96 \times \text{SE}(\text{ASR})$$

Alternativ zur Poisson-Verteilung kann die Binomialverteilung genutzt werden, die dann zu folgender Varianzschätzung führt:

$$\text{Var}(\text{ASR}) = \frac{\sum_i R_i \times w_i^2 \times (100\,000 - R_i) / PJ_i}{(\sum_i w_i)^2}$$

wobei die altersspezifischen Raten R_i als Fälle pro 100 000 PJ auszu-drücken sind. Ein Unterschied der Varianz zeigt sich bei Verwendung der Poisson- und Binomialverteilung nur, wenn die altersspezifischen Raten groß sind.

eKasten 3

95%-Konfidenzintervall für standardisierte Morbiditätsquotienten (SMRs)

Unter der Annahme einer Poisson-Verteilung des Fallaufkommens errechnet sich der Standardfehler eines SMR (SE[SMR]) als:

$$\text{SE}(\text{SMR}) = \frac{\sqrt{d}}{E}$$

mit

d: Anzahl beobachteter Fälle

E: Anzahl erwarteter Fälle

Somit errechnet sich das 95%-Konfidenzintervall als:

$$\text{SMR} \pm 1,96 \times \text{SE}(\text{SMR})$$

eKasten 4

95%-Konfidenzintervalle für den Quotienten beziehungsweise für die Differenz zweier standardisierter Raten

Formel für den Quotienten zweier standardisierter Raten (ASR_{Cali} und ASR_{NRW})

$$\text{Quotient} = \frac{\text{ASR}_{\text{Cali}}}{\text{ASR}_{\text{NRW}}}$$

Die Varianz für diesen Quotienten errechnet sich als:

$$\text{Var}(\text{Quotient}) = \frac{\text{Var}(\text{ASR}_{\text{Cali}})}{(\text{ASR}_{\text{Cali}})^2} + \frac{\text{Var}(\text{ASR}_{\text{NRW}})}{(\text{ASR}_{\text{NRW}})^2}$$

Somit errechnet sich das 95%-Konfidenzintervall für den Quotienten als:

$$95\text{-\%}\text{-KI}_{\text{Quotient}} = e^{\ln(\text{Quotient}) \pm 1,96 \times \sqrt{\text{Var}(\text{Quotient})}}$$

Formel für die Differenz zweier standardisierten Raten

$$\text{Differenz} = \text{ASR}_{\text{Cali}} - \text{ASR}_{\text{NRW}}$$

Die Varianz für diese Differenz errechnet sich als:

$$\text{Var}(\text{Differenz}) = \text{Var}(\text{ASR}_{\text{Cali}}) + \text{Var}(\text{ASR}_{\text{NRW}})$$

Somit errechnet sich das 95%-Konfidenzintervall für die Differenz als:

$$95\text{-\%}\text{-KI}_{\text{Differenz}} = \text{Differenz} \pm 1,96 \times \sqrt{\text{Var}(\text{Differenz})}$$

eTabelle 1

Beispiele verschiedener gebräuchlicher Standardbevölkerungen für die Altersstandardisierung

Altersgruppe (Jahre)	BRD 1987*1	Alter Europastandard*2	Neuer Euopastandard*3	Weltstandard*4	„U.S. 2000“-Standard*5
0–4	4 887	8 000	6 326	12 000	6 914
5–9	4 796	7 000	6 472	10 000	7 253
10–14	4 894	7 000	6 772	9 000	7 303
15–19	7 189	7 000	7 208	9 000	7 217
20–24	8 721	7 000	7 792	8 000	6 648
25–29	8 044	7 000	7 871	8 000	6 453
30–34	7 062	7 000	7 528	6 000	7 104
35–39	6 886	7 000	7 212	6 000	8 076
40–44	6 161	7 000	6 860	6 000	8 185
45–49	8 043	7 000	5 865	6 000	7 212
50–54	6 654	7 000	5 876	5 000	6 272
55–59	5 920	6 000	5 553	4 000	4 845
60–64	5 438	5 000	5 245	4 000	3 879
65–69	4 338	4 000	4 680	3 000	3 426
70–74	3 801	3 000	2 932	2 000	3 177
75–79	3 646	2 000	2 897	1 000	2 700
80–84	2 251	1 000	1 606	500	1 784
≥ 85	1 269	1 000	1 305	500	1 551
Summe	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000

*1 Alte Bundesländer der Bundesrepublik Deutschland, Daten der Volkszählung von 1987

*2 Doll R & Cook P, 1967 (11)

*3 Eurostat (17)

*4 Segi M, 1960 (15)

*5 National Cancer Institute (18)

eTabelle 2

Vergleich der direkten und indirekten Altersstandardisierung

	Direkte Standardisierung	Indirekte Standardisierung
Synonym	Verfahren der Standardbevölkerung	Verfahren der Standardinzidenz/Mortalität
Notwendige Daten	altersspezifische Raten der Studienpopulation	altersspezifische Raten der Standardpopulation
	Gewichte der Standardbevölkerung	Gewichte der Studienpopulation (Verteilung der Personenjahre in der Studienpopulation)
		Gesamtanzahl an Fällen in der Studienpopulation
Maßzahl	altersstandardisierte Rate (ASR)	standardisierter Inzidenz-(/Mortalitäts)-Quotient (SIR bzw. SMR)
Vor- und Nachteile	gut für internationale Vergleiche und Trendanalysen	einzigste Option, wenn altersspezifische Raten nicht zur Verfügung stehen
Anwendung	häufige Verwendung zwecks Vergleich von Inzidenz- bzw. Mortalitätsraten in z. B. verschiedenen Ländern, zeitlichen Epochen, Geschlechtsgruppen etc.	gut, um eine kleine Studienpopulation bzw. Kohorte mit einer Referenzpopulation zu vergleichen
	z. B. Datenanalysen in Krebsregistern, Todesursachenstatistik	z. B. Kohortenstudien in der Berufs- und Umweltepidemiologie

Fragen zu dem Beitrag aus Heft 14/2025:

Altersstandardisierung von epidemiologischen Häufigkeitsmaßen

Einsendeschluss ist der 10.07.2026. Pro Frage ist nur eine Antwort möglich.
Bitte entscheiden Sie sich für die am ehesten zutreffende Antwort.

Frage Nr. 1

Was benötigt man für die Berechnung von rohen Raten einer Bevölkerung ?

- a) die altersspezifischen Fallzahlen und Personenjahre
- b) die Fallzahlen und Personenjahre
- c) die Fallzahlen und Personen
- d) die Fallzahlen und Personen in jedem Altersstratum
- e) die Fallzahlen und eine Standardbevölkerung

Frage Nr. 2

Welche Faktoren können bei dem Vergleich altersstandardisierter Raten nicht mehr den Vergleich stören?

- a) Sozialschicht
- b) Alter
- c) Body-Mass-Index
- d) Bruttonutzenprodukt
- e) Zigarettenrauchen

Frage Nr. 3

Die rohe Rate einer Bevölkerung wird den gleichen numerischen Wert haben, wie die altersstandardisierte Rate wenn

- a) die Weltstandardbevölkerung verwendet wird
- b) die Europastandardbevölkerung verwendet wird
- c) der „U.S. 2000“-Standard verwendet wird
- d) die Bevölkerungsgewichte des Jahres der Volkszählung 2011 verwendet werden
- e) die natürlichen Gewichte der Bevölkerung den Gewichten der Standardbevölkerung entsprechen

Frage Nr. 4

Welche Aussage ist falsch? Der numerische Wert einer altersstandardisierten Rate

- a) hat für sich alleine keine Bedeutung
- b) ist hypothetisch
- c) ist immer größer als die rohe Rate
- d) dient lediglich dem Vergleich
- e) hängt von der Wahl der Standardbevölkerung ab

Frage Nr. 5

Was ist der Vorteil der Wahl eines international bekannten Bevölkerungsstandards im Vergleich zu einem selbstdefinierten Bevölkerungsstandard für die direkte Altersstandardisierung?

- a) dass die Raten höher ausfallen als bei international unbekanntem Bevölkerungsstandard
- b) dass der internationale Vergleich von Raten vereinfacht wird
- c) dass die Berechnungsmethoden der Altersstandardisierung sich vereinfachen
- d) dass diese Raten leichter interpretierbar sind
- e) dass die Varianz der altersstandardisierten Rate geringer ist

Frage Nr. 6

Was ist der standardisierte Inzidenzquotient (SIR)?

- a) die Anzahl der Fälle pro 100 000 Personenjahre
- b) die Anzahl der Fälle pro 100 000 Personenjahre, bereinigt um den Altersaufbau der Bevölkerung
- c) der Quotient der beobachteten Fälle und der erwarteten Fälle
- d) der Quotient der altersspezifischen Raten von zwei Bevölkerungen
- e) der Quotient der Inzidenz der Männer und der Inzidenz der Frauen

Frage Nr. 7

Welche Aussage beschreibt den Hauptgrund für die Anwendung der Altersstandardisierung bei epidemiologischen Vergleichen?

- a) Sie eliminiert den Einfluss von Risikofaktoren wie Rauchen und Ernährung.
- b) Sie ermöglicht den Vergleich von Häufigkeitsmaßen zwischen Bevölkerungen mit unterschiedlichem Altersaufbau.
- c) Sie erhöht die Präzision der rohen Raten.
- d) Sie ist nur bei kleinen Studienpopulationen notwendig.
- e) Sie dient ausschließlich der Berechnung von Konfidenzintervallen.

Frage Nr. 8

Welche Methode wird verwendet, um die Inzidenzrate von zwei Bevölkerungen zu vergleichen, wenn in einer Bevölkerung keine altersspezifischen Raten verfügbar sind, aber Alter ein Störfaktor ist?

- a) die indirekte Altersstandardisierung
- b) die direkte Altersstandardisierung
- c) die Differenz der Fallzahlen
- d) der Quotient der Fallzahlen
- e) keines dieser Verfahren

Frage Nr. 9

Welche Aussage bezüglich roher Erkrankungsdaten ist zutreffend?

- a) Sie sind für die Planung des Gesundheitswesens wichtig.
- b) Sie sind für die Beurteilung des Erkrankungsrisikos nicht wichtig.
- c) Sie sind für den Vergleich zwischen Gesundheitssystemen geeignet.
- d) Sie sind für die Beurteilung der Public-Health-Relevanz ungeeignet.
- e) Sie sind im Vergleich zu standardisierten Raten valider.

Frage Nr. 10

Welche Aussage trifft nicht zu?

- a) Direkt altersstandardisierte Raten erlauben den internationalen Vergleich und Trendanalysen.
- b) Die indirekte Altersstandardisierung ist notwendig, wenn in einer der beiden zu vergleichenden Bevölkerungen die Altersverteilung der Fälle unbekannt ist, wenn auch die altersspezifischen Person-Jahre dieser Bevölkerung bekannt sind.
- c) Die indirekte Altersstandardisierung wird insbesondere verwendet, wenn man eine kleine Studienpopulation und eine große Referenzpopulation hat.
- d) Bei der indirekten Altersstandardisierung stammen die Gewichte aus der Studienpopulation.
- e) Die Ergebnisse der indirekten Altersstandardisierung führen immer zu derselben Interpretation wie die Ergebnisse der direkten Altersstandardisierung.