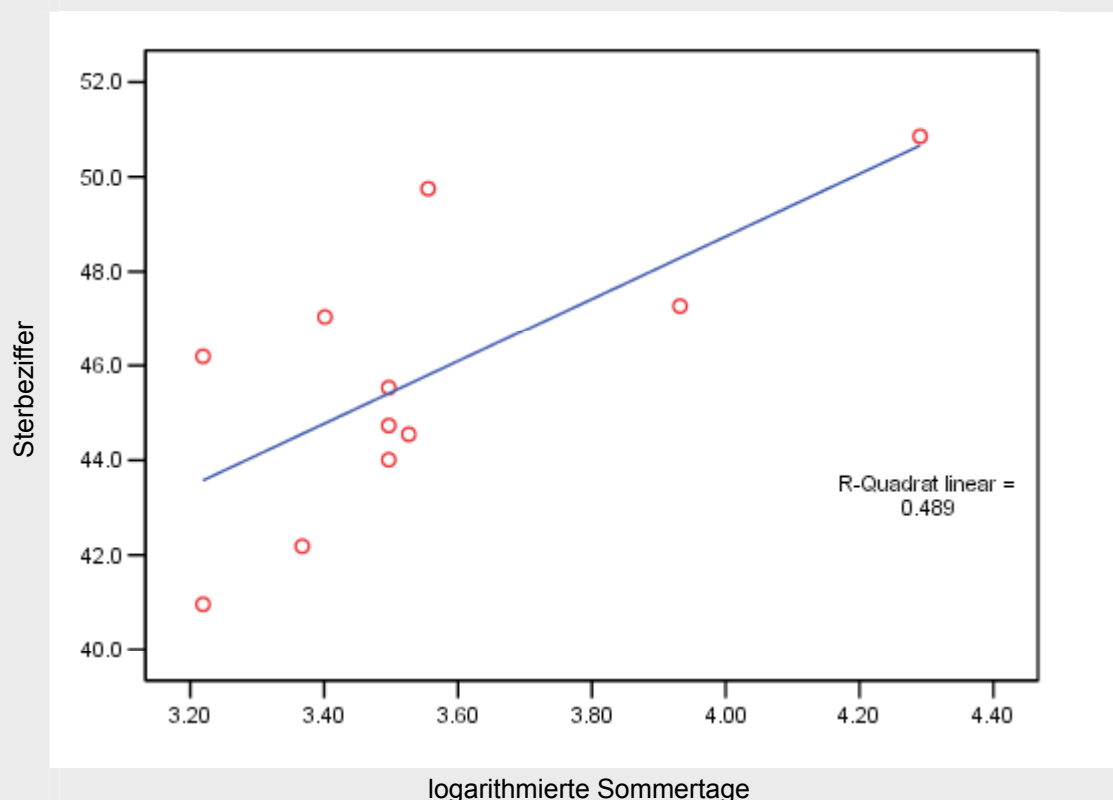


Sommerhitze und Alterssterblichkeit

Die hohe Anzahl von Sterbefällen unter der älteren Bevölkerung im Hitzesommer 2003 in Frankreich und die ebenfalls extreme Hitze in der Schweiz hat Statistik Stadt Zürich veranlasst, den Zusammenhang zwischen der Sommerhitze und der Alterssterblichkeit genauer zu untersuchen. Im Vergleich mit dem kühlen Sommer 2002 wurden in der Stadt Zürich im Hitzesommer 2003 12,3% mehr Sterbefälle von älteren Personen registriert. Für die Jahre 1993 bis 2003 kann gezeigt werden, dass die Anzahl Sommertage (Temperatur > 25° C) einen signifikanten Einfluss ($p=0.02$) auf die Sterbeziffer der über 64-jährigen Personen hat (siehe untenstehende Grafik G1). Die Anzahl Hitzetage (Temperatur > 30° C) sowie die Anzahl der Sterbefälle in den vorangegangenen Wintermonaten haben hingegen keinen signifikanten Einfluss auf diese Sterbeziffer. Vor allem lange Perioden von aufeinander folgenden Sommertagen führen zu einer Erhöhung der Alterssterblichkeit. Einzelne extrem heisse Tage haben hingegen kaum Auswirkungen.

G1: Die Sterbeziffer der über 64-Jährigen in Abhängigkeit von den Sommertagen



Einleitung

Während der aussergewöhnlichen Hitzeperiode in Zentraleuropa im Sommer 2003 häuften sich die Todesfälle von älteren Personen. Dies wurde vor allem in Frankreich wahrgenommen, wo die Medien die Mängel im Gesundheitssystem, namentlich den Personalmangel in den Spitälern und deren Notfallabteilungen, ungenügende Betreuung der älteren Bevölkerung zu Hause sowie zu wenig verfügbare Plätze in den ohnehin schon überfüllten Alters- und Pflegeheimen für die grosse Anzahl von Todesfällen unter der älteren Bevölkerung verantwortlich machte. Im September 2003 gab die französische Regierung offiziell bekannt, dass der Hitzesommer 11'435 Hitzeopfer gefordert hat. Diese Todesfälle wurden auf die Hitzewelle vom 1. bis 15. August zurückgeführt und als aussergewöhnliche Häufung im Vergleich zu der selben Perioden der Jahre 2000 bis 2002 registriert.

Der selbe Rekordsommer liess in der Stadt Zürich die Zahl der Sommertage (Temperatur > 25° C) von 33 im Jahr 2002 auf 73 im Jahr 2003 ansteigen. Die Zahl der Hitzetage (Temperatur > 30° C) stieg von 7 auf 27 Tage. Dabei sank die Zahl der Todesfälle von jüngeren Personen (jünger als 65 Jahre) während der Sommermonate Juni bis August um 21% (von 169 im Jahr 2002 auf 134 im Jahr 2003), diejenige der älteren Personen (über 65 Jahre) stieg dagegen um 13% (von 720 im Jahr 2002 auf 813 im Jahr 2003), dies trotz des einwandfrei funktionierenden städtischen Gesundheitssystems. Spitalbetten waren jederzeit verfügbar, ebenso wie Betten in Altersheimen und die Alterspflege zu Hause. Zudem gab es nie einen Personalmangel während der Sommermonate, weder in den Spitälern noch in den Notfallabteilungen, den Altersheimen oder bei der Spitex und diese medizinischen Leistungen sind für alle älteren Menschen zugänglich, unabhängig von deren finanziellen Möglichkeiten. Die lokale Presse hat daraus geschlossen, dass in der Stadt Zürich nur gesundheitlich angeschlagene, ältere Personen an den Folgen der Hitze gestorben sind, die ohnehin auch bei kühlerem Wetter nächstens gestorben wären.

These und Zielsetzung

Man geht davon aus, dass die extreme Hitzeperiode im Sommer 2003 zu der aussergewöhnlichen Häufung von Todesfällen in der älteren Bevölkerung geführt hat. Diese Vermutung soll mit einem multiplen linearen Regressionsmodell untersucht werden. Falls dieser Zusammenhang existiert, soll durch den Vergleich verschiedener Modelle untersucht werden, welche Faktoren genau für die erhöhte Altersterblichkeit in den Sommermonaten 2003 verantwortlich sind.

Resultate

Die Studie zeigt, dass die Sterberate der älteren Bevölkerung (Anhang 1.1) im Hitzesommer 2003 angestiegen ist. Betrachtet man jedoch lediglich die Sterberate der Gesamtbevölkerung, so ist dieser Anstieg nicht zu erkennen, da gleichzeitig die Sterberate der jüngeren Bevölkerung (Anhang 1.2) für diese Periode gesunken ist. Diese tiefere Sterberate der Bevölkerungsgruppe der unter 65-Jährigen, ist allerdings nicht mit dem wohl bekannten Phänomen zu erklären, dass die jungen Leute in den Sommermonaten die Stadt verlassen, da die städtische Todesfallstatistik auch alle Sterbefälle mit auswärtigem Sterbeort erfasst. Es ist deshalb davon auszugehen, dass sich die extreme Hitze dämpfend auf die Haupttodesursachen bei der jüngeren Bevölkerung (Suizid und Unfälle) ausgewirkt haben.

Ein eher unerwartetes Resultat ist, dass kein signifikanter Einfluss der logarithmierten Anzahl Hitzetage auf die Alterssterblichkeit nachgewiesen werden kann. Offensichtlich lassen also nicht einzelne extrem heisse Tage, sondern lange Perioden von warmen Tagen die Alterssterblichkeit ansteigen. Für einzelne Tage scheint es für ältere Personen einfacher zu sein, sich vor den Folgen der Hitze zu schützen. Beispielsweise, indem sie die Flüssigkeitszufuhr erhöhen, wie dies an sehr heissen Tagen von allen Seiten empfohlen wird. Für längere Perioden von Sommertagen scheint es für die ältere Bevölkerung allerdings schwierig zu sein, sich auf diese Weise vor der Hitze zu schützen.

Die Tatsache, dass die extensive Sterbeziffer der Wintersterblichkeit keinen signifikanten Einfluss auf die Sterbeziffer der Sommermonate hat, lässt annehmen, dass unterschiedliche Gruppen von älteren Personen von einer Virusinfektion im Winter und den Hitzeperioden im Sommer gefährdet sind.

Schlussfolgerung

Die Ergebnisse der Analyse zeigen, dass lange Hitzeperioden einen Einfluss auf die Sterbeziffer von älteren Personen haben. Daher scheint es ratsam, den Zugang zu medizinischer Versorgung für ältere Personen während der Sommerzeit zu verbessern.

Wichtig ist neben genügend Flüssigkeit vor allem auch genügend Salz, um dasjenige zu ersetzen, das herausgeschwitzt worden ist. Ideal ist dazu das von der Universität Genf empfohlene sog. Gerostar: 1 Liter Hahnenwasser, den Saft von je 1 Orange und 1 Zitrone, dazu 7 Kaffelöffel Zucker und 1 Kaffelöffel Salz. Gut mischen und kühl trinken.

Falls dies gelingt, kann mit einem nachhaltigen Rückgang der Hitzeopfer gerechnet werden. Allerdings sind diese Anstrengungen während der gesamten Sommerzeit nötig und nicht nur während einzelner extrem heisser Tage.

Methoden

Im Modell der multiplen linearen Regression wird eine Zielvariable Y_i erklärt durch eine lineare Funktion $h(x_i^{(1)}, x_i^{(2)}, \dots, x_i^{(m)})$ von erklärenden Variablen. Die zufälligen Fehler werden durch den Term E_i beschrieben. Dies führt zur Modellgleichung:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i^{(1)} + \beta_2 x_i^{(2)} + \dots + \beta_m x_i^{(m)} + E_i$$

Die Parameter sind die so genannten Koeffizienten $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ der erklärenden Variablen und die Varianz σ^2 ist die Varianz der zufälligen Abweichungen E_i . Die Koeffizienten $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ sind die «Steigungen in Richtung der x-Achsen» und werden mit der Methode der kleinsten Quadrate (least squares) geschätzt.

Mit einem t-Test kann nun der Einfluss der entsprechenden erklärenden Variablen auf die Zielvariable nachgewiesen werden. Dieser Einfluss gilt als «statistisch gesichert», falls der entsprechende Koeffizient signifikant von Null verschieden ist.

Das optimale Modell kann eruiert werden, indem sukzessive die erklärende Variable aus dem Modell eliminiert wird, deren Koeffizient am wenigsten signifikant von Null verschieden ist.

Modelle

Im Ausgangsmodell (Anhang 2.1) wird die Sterbeziffer der über 65-Jährigen durch die erklärenden Variablen logarithmierte Sommertage, logarithmierte Hitzetage und eine extensive Sterbeziffer, welche die Alterssterblichkeit während den vorangegangenen Wintermonaten berücksichtigt beschrieben (Anhang 1.1 bis 1.3). Aus der Modellzusammenfassung (Anhang 2.1) ist ersichtlich, dass keiner der Koeffizienten der erklärenden Variablen signifikant von Null verschieden ist. Durch die Variablenreduktion (Anhang 2.1 bis 2.3) kommt man schlussendlich zu folgendem Modell:

Die Zielvariable Sterbeziffer wird durch die erklärende Variable logarithmierte Hitzetage beschrieben. Wie aus der Modellzusammenfassung (Anhang 2.3) ersichtlich ist, wird 48,9% der Variabilität in den Daten durch dieses Modell beschrieben. Zudem ist der Koeffizient β_1 signifikant von Null verschieden ($p=0.017$), womit der Einfluss der Sommertage auf die Sterbeziffer der älteren Personen statistisch erwiesen ist.

Die Analyse wurde in Zusammenarbeit mit Herrn PD Dr. Albert Wettstein, Chefarzt des Stadtärztlichen Dienstes der Stadt Zürich, realisiert.

Auskünfte: Thomas Glauser, Telefon 01 250 48 27
 PD Dr. Albert Wettstein, Telefon 01 216 43 55

17.8.2004 glt

Redaktion und Administration:

Statistik Stadt Zürich
Napfgasse 6, 8001 Zürich
E-Mail: statistik@stat.stzh.ch
Preis Fr. 5.–

Telefon 01 250 48 00
Telefax 01 250 48 29

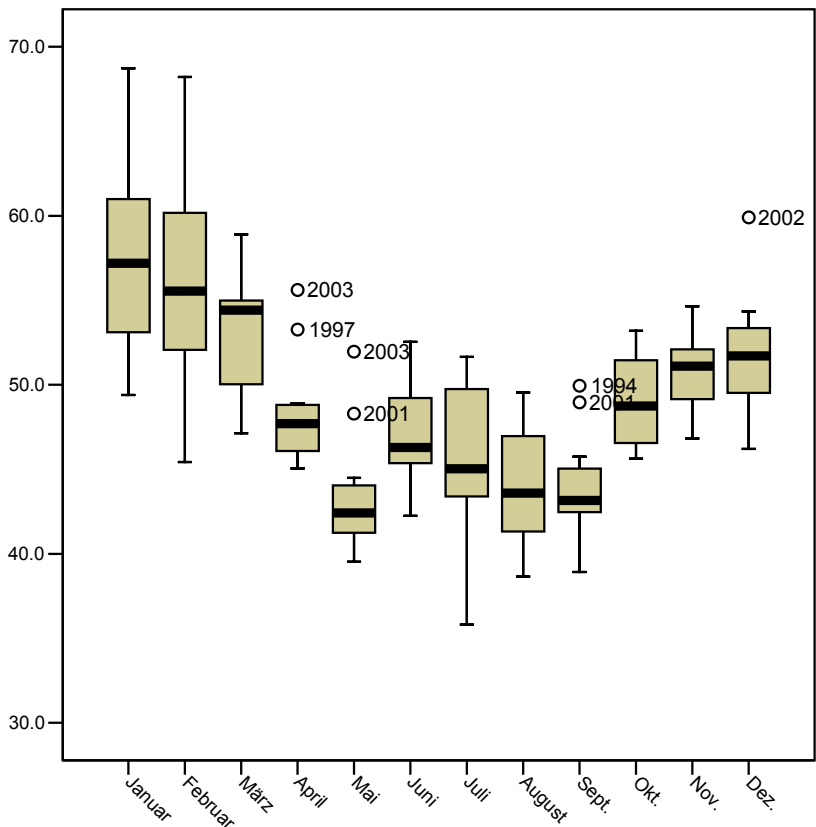
ISSN 1660-6973

1.1 Sterbeziffer der über 64-Jährigen

| Jahre | Ganzes | Monate | | | | | | | | | | | |
|-------|--------|--------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | Jahr | Januar | Februar | März | April | Mai | Juni | Juli | August | Sept. | Okt. | Nov. | Dez. |
| 1993 | 46.71 | 49.40 | 49.35 | 55.02 | 47.70 | 42.42 | 42.24 | 43.95 | 40.37 | 42.95 | 45.99 | 46.82 | 54.34 |
| 1994 | 48.93 | 51.92 | 53.68 | 47.14 | 48.71 | 43.21 | 49.59 | 51.24 | 40.99 | 49.95 | 53.12 | 51.36 | 46.29 |
| 1995 | 48.96 | 57.19 | 55.09 | 58.90 | 47.24 | 41.27 | 45.30 | 45.03 | 43.32 | 43.70 | 47.26 | 51.49 | 51.71 |
| 1996 | 49.29 | 62.60 | 57.15 | 55.70 | 45.98 | 41.22 | 45.80 | 47.77 | 45.01 | 41.34 | 51.05 | 48.65 | 49.15 |
| 1997 | 49.36 | 64.96 | 61.99 | 49.11 | 53.27 | 41.80 | 44.09 | 42.84 | 45.11 | 42.29 | 45.63 | 50.93 | 50.33 |
| 1998 | 48.98 | 54.29 | 58.97 | 54.64 | 47.75 | 39.53 | 46.29 | 51.65 | 38.65 | 45.75 | 45.68 | 54.64 | 49.90 |
| 1999 | 49.68 | 59.38 | 68.21 | 54.42 | 48.90 | 44.49 | 45.42 | 35.81 | 41.65 | 44.33 | 48.74 | 51.10 | 53.71 |
| 2000 | 50.96 | 68.72 | 61.38 | 50.96 | 45.06 | 43.60 | 47.47 | 44.14 | 49.52 | 42.65 | 51.86 | 53.40 | 52.75 |
| 2001 | 50.11 | 51.01 | 50.46 | 48.47 | 45.96 | 48.29 | 51.40 | 49.02 | 48.84 | 48.96 | 53.19 | 52.71 | 53.01 |
| 2002 | 48.38 | 56.42 | 45.43 | 54.96 | 46.19 | 40.67 | 48.84 | 41.77 | 43.60 | 43.16 | 50.38 | 49.22 | 59.90 |
| 2003 | 50.67 | 57.53 | 55.54 | 53.45 | 55.61 | 51.96 | 52.54 | 50.48 | 49.55 | 38.93 | 47.14 | 49.09 | 46.21 |

Die Sterbeziffer der über 64-Jährigen wird berechnet, indem die Anzahl der pro Monat gestorbenen über 64-Jährigen durch einen Tausendstel der über 64-jährigen Wohnbevölkerung geteilt wird. Auf's Jahr umgerechnet wird diese Sterbeziffer, indem sie durch die Anzahl der Tage des jeweiligen Monats dividiert und mit der Anzahl Tage des ganzen Jahres multipliziert wird.

G2: Boxplot der Sterbeziffer der über 64-Jährigen nach Monaten, 1993–2003

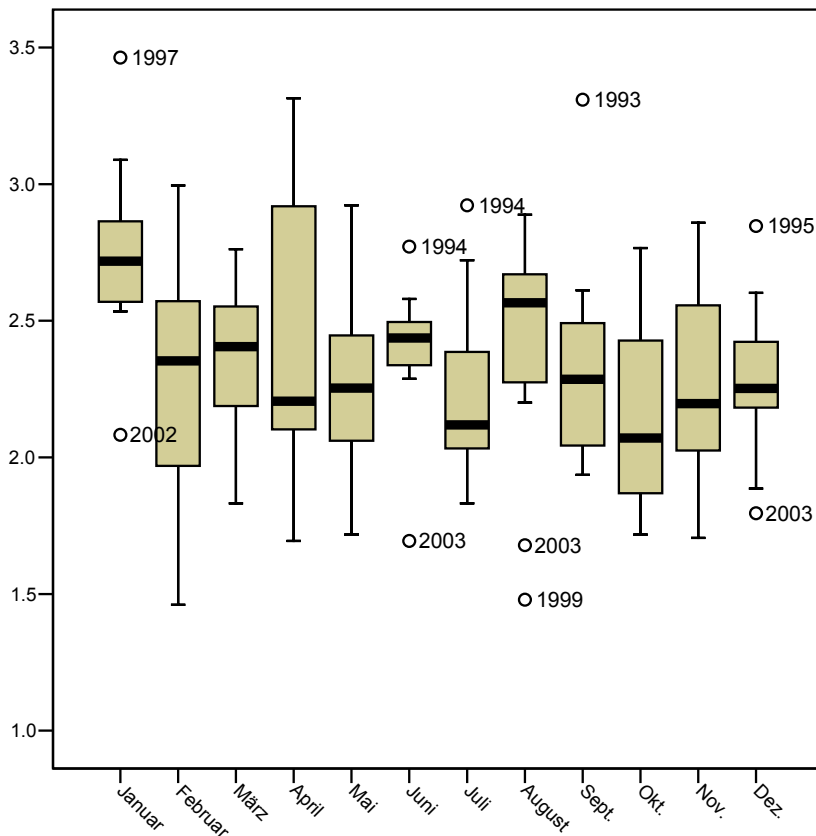


1.2 Sterbeziffer der unter 65-Jährigen

| Jahre | Ganzes | Monate | | | | | | | | | | | |
|-------|--------|--------|---------|------|-------|------|------|------|--------|-------|------|------|------|
| | Jahr | Januar | Februar | März | April | Mai | Juni | Juli | August | Sept. | Okt. | Nov. | Dez. |
| 1993 | 2.75 | 2.92 | 2.35 | 2.76 | 2.90 | 2.88 | 2.48 | 2.72 | 2.84 | 3.31 | 2.68 | 2.73 | 2.40 |
| 1994 | 2.74 | 2.56 | 3.00 | 2.76 | 3.27 | 2.92 | 2.77 | 2.92 | 2.72 | 2.32 | 2.52 | 2.48 | 2.60 |
| 1995 | 2.69 | 2.81 | 2.87 | 2.41 | 3.31 | 2.57 | 2.32 | 2.57 | 2.57 | 2.44 | 2.77 | 2.86 | 2.85 |
| 1996 | 2.48 | 3.09 | 2.40 | 2.57 | 2.94 | 2.33 | 2.40 | 2.21 | 2.89 | 2.61 | 1.97 | 2.20 | 2.21 |
| 1997 | 2.40 | 3.46 | 1.94 | 2.54 | 2.21 | 2.13 | 2.58 | 1.97 | 2.62 | 2.54 | 1.77 | 2.58 | 2.42 |
| 1998 | 2.33 | 2.53 | 2.54 | 2.45 | 2.54 | 1.93 | 2.45 | 2.09 | 2.61 | 2.29 | 2.33 | 1.95 | 2.25 |
| 1999 | 2.18 | 2.72 | 2.61 | 2.36 | 2.11 | 2.08 | 2.44 | 2.12 | 1.48 | 2.23 | 2.00 | 1.90 | 2.16 |
| 2000 | 2.17 | 2.59 | 2.00 | 1.83 | 2.10 | 2.27 | 2.51 | 1.83 | 2.35 | 1.98 | 2.07 | 2.10 | 2.43 |
| 2001 | 2.29 | 2.73 | 2.24 | 2.33 | 2.12 | 2.25 | 2.29 | 2.10 | 2.45 | 1.96 | 2.25 | 2.53 | 2.21 |
| 2002 | 2.02 | 2.08 | 1.93 | 2.04 | 1.95 | 2.04 | 2.35 | 2.16 | 2.20 | 2.11 | 1.73 | 1.71 | 1.89 |
| 2003 | 1.86 | 2.58 | 1.46 | 1.99 | 1.69 | 1.72 | 1.69 | 1.91 | 1.68 | 1.94 | 1.72 | 2.10 | 1.80 |

Die Sterbeziffer der unter 65-Jährigen wird berechnet, indem die Anzahl der pro Monat gestorbenen unter 65-Jährigen durch einen Tausendstel der unter 65-jährigen Wohnbevölkerung geteilt wird. Auf's Jahr umgerechnet wird diese Sterbeziffer, indem sie durch die Anzahl der Tage des jeweiligen Monats dividiert und mit der Anzahl Tage des ganzen Jahres multipliziert wird.

G3: Boxplot der Sterbeziffer der unter 65-Jährigen nach Monaten, 1993–2003



1.3 Extensive Winter-/Frühlingssterbeziffer der über 64-Jährigen

| | |
|-----------|------|
| 1992/1993 | 3.78 |
| 1993/1994 | 3.59 |
| 1994/1995 | 4.64 |
| 1995/1996 | 5.76 |
| 1996/1997 | 6.22 |
| 1997/1998 | 3.36 |
| 1998/1999 | 6.19 |
| 1999/2000 | 5.41 |
| 2000/2001 | 0.46 |
| 2001/2002 | 0.00 |
| 2002/2003 | 5.56 |

Die Winter-/Frühlingssterbefälle der über 64-Jährigen werden berechnet, indem die Sterbefälle der über 64-Jährigen der Monate Dezember bis Mai summiert werden. Die extensive Winter-/Frühlingssterblichkeit der über 64-Jährigen wird als Differenz der Winter-/Frühlingssterbefälle der über 64-Jährigen des jeweiligen Winters/Frühlings und der minimalen Winter-/Frühlingssterbefälle der über 64-Jährigen (Winter/Frühling 01/02 = 1598) berechnet. Die extensive Winter-/Frühlingssterbeziffer der über 64-Jährigen wird berechnet, indem die extensive Winter-/Frühlingssterblichkeit der über 64-Jährigen durch einen Tausendstel der über 64-Jährigen Wohnbevölkerung geteilt wird. Auf's Jahr umgerechnet wird diese Sterbeziffer, indem sie durch die Anzahl der Tage der Monate Dezember bis Mai (183) dividiert und mit der Anzahl Tage des ganzen Jahres multipliziert wird.

1.4 Zur Berechnung der Regressionsmodelle verwendete Daten

| Jahr | Sommertage | Hitzetage | Sterbeziffer | Extensive Sterbeziffer | In_Sommertage | In_Hitzetage2 | In_Sommertage2 |
|------|------------|-----------|--------------|------------------------|---------------|---------------|----------------|
| 1993 | 29 | 2 | 42.19 | 3.78 | 3.37 | 0.69 | 3.30 |
| 1994 | 51 | 11 | 47.27 | 3.59 | 3.93 | 2.40 | 3.69 |
| 1995 | 34 | 5 | 44.55 | 4.64 | 3.53 | 1.61 | 3.37 |
| 1996 | 25 | 1 | 46.19 | 5.76 | 3.22 | 0.00 | 3.18 |
| 1997 | 33 | 0 | 44.01 | 6.22 | 3.50 | 0.00 | 3.47 |
| 1998 | 33 | 13 | 45.53 | 3.36 | 3.50 | 2.56 | 3.00 |
| 1999 | 25 | 2 | 40.96 | 6.19 | 3.22 | 0.69 | 3.14 |
| 2000 | 30 | 3 | 47.04 | 5.41 | 3.40 | 1.10 | 3.30 |
| 2001 | 35 | 2 | 49.75 | 0.46 | 3.56 | 0.69 | 3.50 |
| 2002 | 33 | 7 | 44.73 | 0.00 | 3.50 | 1.95 | 3.26 |
| 2003 | 73 | 27 | 50.86 | 5.56 | 4.29 | 3.30 | 3.83 |

Sommertage: Anzahl Sommertage in den Monaten Juni bis August.

Hitzetage: Anzahl Hitzetage in den Monaten Juni bis August.

Sterbeziffer: Durchschnittliche Sterbeziffer der über 64-Jährigen in den Monaten Juni bis August.

Extensive Sterbeziffer: Siehe Extensive Sterbeziffer 1.3.

In_Sommertage: Natürlicher Logarithmus der Sommertage.

In_Hitzetage2: Um den Logarithmus der Hitzetage berechnen zu können, muss in jedem Jahr mindestens ein Hitzetag vorkommen, da der natürliche Logarithmus von Null minus unendlich ergibt. Deshalb nimmt man an, dass im Jahr 1997, in welchem eigentlich kein Hitzetag gemessen wurde, trotzdem einmal die 30 Grad marke überschritten wurde. Das kann damit gerechtfertigt werden, dass die Temperatur in Zürich auf einem Hügel auf 556 Meter über Meer gemessen wird, also etwa 100 Meter höher, als die meisten Leute in Zürich wohnen.

In_Sommertage2: Ist der Logarithmus der Anzahl Tage mit einer Höchsttemperatur zwischen 25 und 30 Grad. Diese Variable muss verwendet werden, wenn ebenfalls die logarithmierten Hitzetage als erklärende Variable im Modell vorkommt.

Regressionsmodell 2.1:

$$\text{Sterbeziffer} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln_Sommertage2 + \beta_2 \cdot \ln_Hitzetage2 + \beta_3 \cdot \text{Extensive Sterbeziffer} + E$$

Modellzusammenfassung

| Modell 2.1 | R | R-Quadrat | Korr R-Quadrat |
|------------|-------|-----------|----------------|
| | 0.703 | 0.494 | 0.278 |

ANOVA(b)

| Modell 2.1 | | Quadratsumme | df | Mittel der Quadrate | F | p-Wert |
|------------|------------|--------------|----|---------------------|-------|--------|
| | Regression | 43.221 | 3 | 14.407 | 2.281 | 0.166 |
| | Residuen | 44.209 | 7 | 6.316 | | |
| | Gesamt | 87.430 | 10 | | | |

Koeffizienten(a)

| Modell 2.1 | | Koeff | Standardfehler | Std. Koeff | T | p-Wert |
|------------|-----------|-------|----------------|------------|-------|--------|
| | | B | | Beta | | |
| | β_0 | 23.03 | 11.50 | | 2.00 | 0.09 |
| | β_1 | 6.83 | 3.53 | 0.56 | 1.93 | 0.09 |
| | β_2 | 0.56 | 0.81 | 0.21 | 0.70 | 0.51 |
| | β_3 | -0.26 | 0.38 | -0.19 | -0.69 | 0.52 |

Im Modell 2.1 ist der p-Wert des globalen F-Tests 0.166. Somit ist das Modell nicht signifikant von jenem Modell verschieden, bei dem alle Koeffizienten gleich Null sind. Folglich zeigen auch die t-Tests bei keinem der vier Koeffizienten eine Signifikanz an. Zur Verbesserung des Modells kann nun die Variable, deren Koeffizient den höchsten p-Wert aufweist, aus dem Modell eliminiert werden. Dies führt zum Modell 2.2, in dem die extensive Sterbeziffer nicht mehr vorkommt.

Regressionsmodell 2.2:

$$\text{Sterbeziffer} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln_Sommertage2 + \beta_2 \cdot \ln_Hitzetage2 + E$$

Modellzusammenfassung

| Modell 2.1 | R | R-Quadrat | Korr R-Quadrat |
|------------|------|-----------|----------------|
| | 0.68 | 0.46 | 0.33 |

ANOVA(b)

| Modell 2.1 | | Quadratsumme | df | Mittel der Quadrate | F | p-Wert |
|------------|------------|--------------|----|---------------------|------|--------|
| | Regression | 40.25 | 2 | 20.13 | 3.41 | 0.08 |
| | Residuen | 47.18 | 8 | 5.90 | | |
| | Gesamt | 87.43 | 10 | | | |

Koeffizienten(a)

| Modell 2.1 | | Koeff | Standardfehler | Std. Koeff | T | p-Wert |
|------------|-----------|-------|----------------|------------|------|--------|
| | | B | | Beta | | |
| | β_0 | 22.68 | 11.10 | | 2.04 | 0.08 |
| | β_1 | 6.57 | 3.39 | 0.54 | 1.94 | 0.09 |
| | β_2 | 0.70 | 0.76 | 0.26 | 0.92 | 0.39 |

Im Modell 2.2 ist der p-Wert des globalen F-Tests mit 0.08 ebenfalls knapp nicht signifikant. Somit ist das Modell nicht signifikant von jenem Modell verschieden, bei dem alle Koeffizienten gleich Null sind, ebenso die t-Tests der einzelnen Koeffizienten. Wiederum wird nun die Variable, deren Koeffizient den höchsten p-Wert aufweist, aus dem Modell eliminiert. Das führt zum Modell 2.3, in dem die logarithmierten Hitzetage nicht mehr vorkommen.

Regressionsmodell 2.3:

Sterbeziffer = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln_Sommertage + E$

Modellzusammenfassung

| Modell 2.3 | R | R-Quadrat | Korr R-Quadrat |
|------------|-------|-----------|----------------|
| | 0.699 | 0.489 | 0.433 |

ANOVA(b)

| Modell 2.3 | | Quadratsumme | df | Mittel der Quadrate | F | p-Wert |
|------------|------------|--------------|----|---------------------|-------|--------|
| | Regression | 42.778 | 1 | 42.778 | 8.622 | 0.017 |
| | Residuen | 44.652 | 9 | 4.961 | | |
| | Gesamt | 87.430 | 10 | | | |

Koeffizienten(a)

| Modell 2.3 | | Koeff | Standardfehler | Std. Koeff | T | p-Wert |
|------------|-----------|--------|----------------|------------|-------|--------|
| | | B | | Beta | | |
| | β_0 | 22.286 | 8.014 | | 2.781 | 0.021 |
| | β_1 | 6.614 | 2.253 | 0.699 | 2.936 | 0.017 |

Im Modell 2.3 wird der p-Wert des globalen F-Tests nun erstmals kleiner als 0.05, und somit ist dieses Modell zum Niveau von 5% signifikant von jenem Modell verschieden, bei dem alle Koeffizienten gleich Null sind. Zudem sind beide Koeffizienten $\beta_0=22.286$ (p-Wert=0.021) und $\beta_1=6.614$ (p-Wert=0.017) zum Niveau 5% signifikant von Null verschieden. Das R-Quadrat besagt, dass 48.9% der Varianz in den Daten durch das Modell beschrieben wird.

Quellen

Statistik Stadt Zürich

U. Buess: Die tödliche Hitze in Paris, Tages-Anzeiger, Zürich, 14.8.2003, Seite 10

Institut de veille sanitaire: Impact sanitaire de la vague de chaleur en France survenue en août 2003,

Rapport d'étape, 29. Août 2003. http://www.invs.sante.fr/publications/2003/chaleur_aout_2003/index.html