

Nachname: _____ Vorname _____

Matrikelnummer: _____

Formelsammlung zur Vorlesung

Statistik 1 für Studierende der Soziologie, des Nebenfachs Statistik und der Medieninformatik

Prof. Dr. Thomas Augustin

Moritz Berger, Johanna Brandt, Julia Plass

Wintersemester 2013/14

Zur Klausur ist ausschließlich eine Version **ohne eigene Eintragungen** erlaubt mit Ausnahme der dafür vorgesehenen **einen** Seite (DIN A4).
Überall erlaubt sind lediglich Markierungen (mit Stift oder Klebezetteln).

1 Einführung

1.1 Grundbegriffe

Notation Merkmale werden typischerweise mit Großbuchstaben bezeichnet (X, Y, Z , etc.), Ausprägungen mit dem zugehörigen Kleinbuchstaben (x, y, z). Der Wertebereich wird mit W_x, W_y, W_z bzw. W bezeichnet.

Formal ist jedes Merkmal eine Funktion.

$$\begin{aligned} X : \Omega &\rightarrow W \\ \omega &\mapsto X(\omega) \end{aligned}$$

Merkmaltypen

- Stetige, quasi-stetige und diskrete Merkmale
- Skalenniveaus
- Qualitative und quantitative Merkmale

2 Häufigkeitsverteilungen

Ausgangssituation An n Einheiten $\omega_1, \dots, \omega_n$ sei das Merkmal X beobachtet worden. Die *verschiedenen* potentiell möglichen Merkmalsausprägungen werden mit a_1, \dots, a_k bezeichnet.

2.1 Häufigkeiten

Absolute Häufigkeiten der Merkmalsausprägungen Für jedes a_j , $j = 1, \dots, k$, bezeichnen h_j und $h(a_j)$ die *absolute Häufigkeit* der Ausprägung a_j , d.h. die Anzahl der x_i aus x_1, \dots, x_n mit $x_i = a_j$.

Formal:

$$h_j := h(a_j) := |\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = a_j\}|.$$

Es gilt:

$$\sum_{j=1}^k h_j = n.$$

Relative Häufigkeiten der Merkmalsausprägungen Für jedes a_j , $j = 1, \dots, k$, bezeichnen f_j und $f(a_j)$ die *relative Häufigkeit* der Ausprägung a_j , also

$$f_j := f(a_j) := \frac{h_j}{n}.$$

f_1, f_2, \dots, f_k nennt man die *relative Häufigkeitsverteilung*.

Es gilt:

$$\sum_{j=1}^k f_j = 1.$$

Häufigkeitstabelle Allgemeine Form:

j	a_j	h_j	f_j
1	a_1	h_1	f_1
2	a_2	h_2	f_2
3	a_3	h_3	f_3
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
k	a_k	h_k	f_k
Σ		n	1

2.2 Kumulierte Häufigkeiten und empirische Verteilungsfunktion

Definition Gegeben sei die Urliste x_1, \dots, x_n eines (mindestens) ordinalskalierten Merkmals mit der Häufigkeitsverteilung h_1, \dots, h_k bzw. f_1, \dots, f_k .

Dann heißt

$$H(x) = \sum_{j:a_j \leq x} h(a_j) = \sum_{j:a_j \leq x} h_j$$

absolute kumulierte Häufigkeitsverteilung und

$$F(x) = \sum_{j:a_j \leq x} f(a_j) = \frac{1}{n} \sum_{j:a_j \leq x} h(a_j) = \frac{H(x)}{n}$$

relative kumulierte Häufigkeitsverteilung bzw. empirische Verteilungsfunktion.

Gruppierte Daten Allgemeine Formulierung:

- k Klassen $[c_0, c_1), \dots, [c_{j-1}, c_j), \dots, [c_{k-1}, c_k]$, h_j Häufigkeit in j -ter Klasse, $j = 1, \dots, k$
- Verwende bei einem x aus der Klasse $[c_{j-1}, c_j)$ als Approximation für $H(x)$ folgenden, aus der linearen Interpolation gewonnenen, Punkt:

$$H(x) \approx H(c_{j-1}) + \frac{h_j}{(c_j - c_{j-1})} \cdot (x - c_{j-1})$$

3 Lage- und Streuungsmaße

3.1 Lagemaße

3.1.1 Arithmetisches Mittel

Definition Sei x_1, \dots, x_n die Urliste eines (mindestens) intervallskalierten Merkmals X . Dann heißt

$$\bar{x} := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

das *arithmetische Mittel* der Beobachtungen x_1, \dots, x_n .

Alternative Berechnung basierend auf Häufigkeiten Hat das Merkmal X die Ausprägungen a_1, \dots, a_k und die (relative) Häufigkeitsverteilung h_1, \dots, h_k bzw. f_1, \dots, f_k , so gilt:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k a_j h_j = \sum_{j=1}^k a_j f_j.$$

Satz: Arithmetisches Mittel und lineare Transformationen Gegeben sei die Urliste x_1, \dots, x_n eines (mindestens) intervallskalierten Merkmals X . Betrachtet wird das (linear transformierte) Merkmal $Y = a \cdot X + b$ und die zugehörigen Ausprägungen y_1, \dots, y_n . Dann gilt für das arithmetische Mittel \bar{y} von Y :

$$\bar{y} = a \cdot \bar{x} + b.$$

Definition: Arithmetisches Mittel bei gruppierten Daten Sei X ein intervallskaliertes Merkmal, das in gruppierter Form mit k Klassen $[c_0, c_1), [c_1, c_2), \dots, [c_{k-1}, c_k]$ erhoben wurde. Mit h'_l , $l = 1, \dots, k$, als absoluter Häufigkeit der l -ten Klasse, f'_l als zugehöriger relativer Häufigkeit und $m_l := \frac{c_l + c_{l-1}}{2}$ als der jeweiligen Klassenmitte definiert man als *arithmetisches Mittel für gruppierte Daten*

$$\bar{x}_{\text{grupp}} := \frac{1}{n} \sum_{l=1}^k h'_l m_l = \sum_{l=1}^k f'_l m_l.$$

Satz: Arithmetisches Mittel bei geschichteten Daten: Zerfällt die Grundgesamtheit in z Schichten, so kann \bar{x} aus den Schichtmitteln \bar{x}_l , $l = 1, \dots, z$, berechnet werden:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^z n^{(l)} \bar{x}^{(l)}.$$

Dabei bezeichnet n_l die Anzahl der Elemente in der l -ten Schicht.

3.1.2 Median & Quantile

Definition: Median Gegeben sei die Urliste x_1, \dots, x_n eines (mindestens) ordinalskalierten Merkmals X . Jede Zahl x_{med} mit

$$\frac{|\{i | x_i \leq x_{med}\}|}{n} \geq 0.5 \quad \text{und} \quad \frac{|\{i | x_i \geq x_{med}\}|}{n} \geq 0.5$$

heißt *Median*.

Definition Quantile Gegeben sei die Urliste x_1, \dots, x_n eines (mindestens) ordinalskalierten Merkmals X und eine Zahl $0 < \alpha < 1$. Jede Zahl x_α mit

$$\frac{|\{i | x_i \leq x_\alpha\}|}{n} \geq \alpha \quad \text{und} \quad \frac{|\{i | x_i \geq x_\alpha\}|}{n} \geq 1 - \alpha$$

heißt $\alpha \cdot 100\%$ -Quantil.

Spezielle Quantile:

- Median: $x_{0.5} = x_{med}$.
- Quartile: $x_{0.25}$, $x_{0.75}$.
- Dezile: $x_{0.1}$, $x_{0.2}$, \dots , $x_{0.8}$, $x_{0.9}$.

Alternative Definition des Medians über die *geordnete* Urliste

$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$:

$$x_{med} := \begin{cases} \frac{1}{2} \left(x_{(\frac{n}{2})} + x_{(\frac{n}{2}+1)} \right) & \text{für } n \text{ gerade} \\ x_{(\frac{n+1}{2})} & \text{für } n \text{ ungerade} \end{cases}$$

Satz: Sei x_1, x_2, \dots, x_n die Urliste eines (mindestens) ordinalskalierten Merkmals X . Ferner sei g eine streng monoton steigende Funktion und $y_1 = g(x_1), \dots, y_n = g(x_n)$ die Urliste des Merkmals $Y = g(X)$. Dann gilt für den Median y_{med} von Y :

$$y_{med} = g(x_{med}).$$

3.1.3 Modus

Definition: Sei x_1, \dots, x_n die Urliste eines nominalskalierten Merkmals mit den Ausprägungen a_1, \dots, a_k und der Häufigkeitsverteilung h_1, \dots, h_k , so heißt a_{j^*} *Modus* x_{mod} genau dann, wenn $h_{j^*} \geq h_j$, für alle $j = 1, \dots, k$.

3.1.4 Geometrisches Mittel

Sei $\Omega = \{0, \dots, n\}$ eine Menge von Zeitpunkten und $B(i) =: b_i$ ein zum Zeitpunkt i erhobenes Merkmal,

Für $i = 1, \dots, n$ heißt

$$x_i = \frac{b_i}{b_{i-1}}$$

der i -te *Wachstumsfaktor* und

$$r_i = \frac{b_i - b_{i-1}}{b_{i-1}} = x_i - 1$$

die i -te *Wachstumsrate*.

Dann bezeichnet man

$$\bar{x}_{geom} := \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\frac{1}{n}} = (x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n)^{\frac{1}{n}}$$

als das *geometrische Mittel der Wachstumsfaktoren* x_1, \dots, x_n .

Es gilt

$$b_n = b_0 \cdot (\bar{x}_{geom})^n.$$

3.1.5 Harmonisches Mittel

Sei x_1, \dots, x_n mit $x_i \neq 0$ für alle i die Urliste eines verhältnisskalierten Merkmals X . Dann heißt

$$\bar{x}_{har} := \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$$

das *harmonische* Mittel der x_1, \dots, x_n .

3.2 Streuungsmaße

3.2.1 Varianz und Standardabweichung

Definition: Sei x_1, \dots, x_n die Urliste eines intervallskalierten Merkmals X . Dann heißen

$$\tilde{s}_X^2 := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

die (*empirische*) *Varianz* oder *Stichprobenvarianz* und

$$\tilde{s}_X := \sqrt{\tilde{s}_X^2}$$

die *empirische Streuung*, *Stichprobenstreuung* oder *Standardabweichung von X* .

Sind die Ausprägungen a_1, \dots, a_k mit (relativer) Häufigkeitsverteilung h_1, \dots, h_k bzw. f_1, \dots, f_k gegeben, so gilt

$$\tilde{s}_X^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k h_j (a_j - \bar{x})^2 = \sum_{j=1}^k f_j (a_j - \bar{x})^2.$$

Satz: Sei x_1, \dots, x_n die Urliste eines mindestens intervallskalierten Merkmals X mit $\tilde{s}_X > 0$ und y_1, \dots, y_n die zugehörige Urliste des Merkmals $Y = a \cdot X + b$. Dann gilt

$$\tilde{s}_Y^2 = a^2 \cdot \tilde{s}_X^2$$

und

$$\tilde{s}_Y = |a| \cdot \tilde{s}_X.$$

Verschiebungssatz: Es gilt

$$\tilde{s}_X^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 = \overline{x^2} - (\bar{x})^2.$$

Varianzzerlegung / Streuungszerlegung: Varianz bei geschichteten Daten mit

Schicht	$1, \dots, l, \dots, z$	
Besetzungszahlen	$n^{(1)}, \dots, n^{(l)}, \dots, n^{(z)}$;	$\sum_{l=1}^z n^{(l)} = n$
Mittelwerte	$\bar{x}^{(1)}, \dots, \bar{x}^{(l)}, \dots, \bar{x}^{(z)}$	
Varianzen	$\tilde{s}^{2(1)}, \dots, \tilde{s}^{2(l)}, \dots, \tilde{s}^{2(z)}$	

Mit

$$\tilde{s}_{\text{innerhalb}}^2 := \frac{1}{n} \sum_{l=1}^z n^{(l)} \tilde{s}^{2(l)}$$

sowie

$$\tilde{s}_{\text{zwischen}}^2 := \frac{1}{n} \sum_{l=1}^z n^{(l)} (\bar{x}^{(l)} - \bar{x})^2$$

gilt

$$\tilde{s}^2 = \tilde{s}_{\text{innerhalb}}^2 + \tilde{s}_{\text{zwischen}}^2.$$

Korrigierte empirische Varianz: Sei x_1, \dots, x_n die Urliste eines intervallskalierten Merkmals X . Dann heißt

$$s_X^2 := \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

die *korrigierte empirische Varianz* oder *korrigierte Stichprobenvarianz* von X .

3.2.2 Weitere Streuungsmaße

Variationskoeffizient: Ist $\bar{x} > 0$, so heißt die Größe

$$v_X := \frac{\tilde{s}_X}{\bar{x}}$$

Variationskoeffizient des Merkmals X .

Inter-Quartils-Abstand: Sind $x_{0.25}$ und $x_{0.75}$ das obere und das untere Quartil eines Merkmals, so heißt

$$d_{QX} := x_{0.75} - x_{0.25}$$

der *Interquartilsabstand*.

Median-Absolute-Deviation: Der Median der Werte $|x_i - x_{med}|$, $i = 1, \dots, n$, heißt Median-Absolute-Deviation von X (MAD_X).

Spannweite: Die Größe

$$R_X := x_{(n)} - x_{(1)}$$

heißt *Spannweite* von X .

4 Konzentrationsmessung

Durchgängige Annahmen in diesem Kapitel:

- X sei ein *verhältnisskaliertes* Merkmal (mit Urliste x_1, \dots, x_n)
- $x_i \geq 0$, für alle $i = 1, \dots, n$, und $\sum_{i=1}^n x_i > 0$ (d.h. mindestens ein Wert ist von Null verschieden)
- Betrachtet werden die der Größe nach geordneten Daten:

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$$

4.1 Relative Konzentrationsmessung

4.1.1 Lorenzkurve

Definition: Sei

$$u_j := \frac{j}{n}$$

und

$$v_j := \frac{\sum_{i=1}^j x_{(i)}}{n} = \frac{\sum_{i=1}^j x_i}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

dann heißt die stückweise lineare Kurve durch die Punkte $(0, 0)$, (u_1, v_1) , (u_2, v_2) , \dots , $(u_n, v_n) = (1, 1)$ *Lorenzkurve*.

Berechnung über die Häufigkeiten: Sind die relativen/absoluten Häufigkeiten f_1, \dots, f_k bzw. h_1, \dots, h_k der *der Größe nach geordneten* Merkmalsausprägungen $a_1 < a_2 < \dots < a_k$ gegeben, so gilt für $j = 1, \dots, k$

$$u_j = \sum_{l=1}^j \frac{h_l}{n} = \sum_{l=1}^j f_l = F(a_j)$$

und

$$v_j = \frac{\sum_{l=1}^j h_l \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k h_l \cdot a_l} = \frac{\sum_{l=1}^j f_l \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k f_l \cdot a_l}.$$

Berechnung bei klassierten Daten: Bei klassierten Daten mit den Klassen $[c_0, c_1), [c_1, c_2), \dots, [c_{k-1}, c_k]$ und Klassenmitten $m_l = \frac{c_{l-1} + c_l}{2}$ (mit $l = 1, \dots, k$) verwendet man als Approximation

$$v_j = \frac{\sum_{l=1}^j h_l \cdot m_l}{\sum_{l=1}^k h_l \cdot m_l} = \frac{\sum_{l=1}^j f_l m_l}{\sum_{l=1}^k f_l m_l}.$$

4.1.2 Gini-Koeffizient

Definition Gegeben sei die geordnete Urliste $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$ eines verhältnisskalierten Merkmals X . Dann heißt

$$G := \frac{2 \cdot \sum_{i=1}^n i \cdot x_{(i)}}{n \sum_{i=1}^n x_i} - \frac{n+1}{n}$$

Gini-Koeffizient und

$$G^{norm} := \frac{n}{n-1} \cdot G$$

normierter Gini-Koeffizient (Lorenz-Münzner-Koeffizient).

Bemerkung: Betrachtet man die geordneten Ausprägungen $a_1 < a_2 < \dots < a_k$ mit den Häufigkeiten h_1, h_2, \dots, h_k , so gilt

$$G = \frac{\sum_{l=1}^k (u_{l-1} + u_l) f_l \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k f_l \cdot a_l} - 1 = \frac{\sum_{l=1}^k (u_{l-1} + u_l) h_l \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k h_l \cdot a_l} - 1 = 1 - \sum_{l=1}^k f_l (v_{l-1} + v_l)$$

mit

$$u_j = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^j h_l \quad \text{und} \quad u_0 := 0.$$

4.1.3 Quantilsbezogene relative Konzentrationsmessung

Sei $0 =: \alpha_0 < \alpha_1 < \dots < \alpha_l < \dots < \alpha_{q-1} < 1 =: \alpha_q$ eine Einteilung und z_l^* derjenige Merkmalsanteil, der auf die l -te Quantilsgruppe entfällt. Dann ergibt sich die Kurve durch die Punkte (u_l^*, v_l^*) mit

$$u_l^* = \alpha_l \quad \text{und} \quad v_l^* = \sum_{r \leq l} z_r^*$$

Berechnung des Gini-Koeffizienten: Wenn in der jeweiligen Quantilsgruppe alle Einkommen gleich sind, so hat man Häufigkeitsdaten mit den Ausprägungen a_1, a_2, \dots, a_k vorliegen, d.h. a_l ist der Wert in der l -ten Quantilsgruppe und man erhält

$$\begin{aligned} G^* &= \frac{\sum_{l=1}^k (u_{l-1}^* + u_l^*) f_l^* \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k f_l^* \cdot a_l} - 1 \\ &= \sum_{l=1}^k (u_{l-1}^* + u_l^*) \cdot \frac{f_l^* \cdot a_l}{\sum_{l=1}^k f_l^* \cdot a_l} - 1 \\ &= \left(\sum_{l=1}^k (u_{l-1}^* + u_l^*) \cdot z_l^* \right) - 1 \\ &= 1 - \sum_{l=1}^q f_l^* (v_{l-1}^* + v_l^*) \end{aligned}$$

mit

$$f_l^* := \alpha_l - \alpha_{l-1}, \quad l = 1, \dots, q$$

4.1.4 Weitere quantilsbasierte Maße

Robin-Hood-Index

- Äquidistante Einteilung
- Wie viel müsste den Reichen weggenommen werden, um zu einer Konzentration von 0 zu kommen?
- Ermittle für jede Quantilsgruppe mit einem Anteil von höchstens $\alpha = \frac{1}{q}$ den Abstand ihres Anteils zu α !
- Aufaddieren der positiven Abstände liefert den *Robin-Hood-Index*.

Quantilverhältnisse Bilde das Verhältnis von $(1 - \alpha)$ - und α -Quantil, zum Beispiel:

$$\frac{x_{0.9}}{x_{0.1}}$$

Dezilverhältnis (falls $x_{0.1} > 0$).

4.2 Absolute Konzentrationsmessung

Definition: Sei $0 \leq x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ die geordnete Urliste eines verhältnisskalierten Merkmals mit $\sum_{i=1}^n x_i > 0$. Mit

$$p_{(i)} := \frac{x_{(i)}}{\sum_{j=1}^n x_j}$$

heißt

$$CR_g := \sum_{i=n-g+1}^n p_{(i)}$$

Konzentrationsrate (vom Grade g).

Definition: Sei $0 \leq x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ die geordnete Urliste eines verhältnisskalierten Merkmals mit $\sum_{i=1}^n x_i > 0$. Mit

$$p_{(i)} := \frac{x_{(i)}}{\sum_{j=1}^n x_j}$$

heißt

$$H := \sum_{i=1}^n p_{(i)}^2 = \sum_{i=1}^n p_i^2$$

Herfindahl-Index. Die Größe $1 - H$ wird auch als *Rae-Index* bezeichnet. $\frac{1}{H}$ heißt *Zahl der effektiven Parteien (Marktteilnehmer)*.

5 Assoziationsmessung in Kontingenztafeln

5.1 Multivariate Merkmale

5.2 Assoziationsmessung in Kontingenztafeln

5.2.1 Gemeinsame Verteilung, Randverteilung, Kontingenztafel

Betrachtet wird ein zweidimensionales Merkmal (X, Y) bestehend aus den diskreten Merkmalen X und Y und die zugehörige Urliste

$$(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n).$$

Wir wollen ferner annehmen, dass X und Y nur endlich viele („wenige“) verschiedene Werte

$$a_1, \dots, a_i, \dots, a_k \quad \text{bzw.} \quad b_1, \dots, b_j, \dots, b_m$$

annehmen können.

Gemeinsame relative und absolute Häufigkeitsverteilung:

$$h_{ij} = h(a_i, b_j), \quad i = 1, \dots, k, \quad j = 1, \dots, m,$$

Anzahl von Beobachtungen mit $x = a_i$ und $y = b_j$.

$$f_{ij} = h_{ij}/n = f(a_i, b_j), \quad i = 1, \dots, k, \quad j = 1, \dots, m,$$

Anteil von Beobachtungen mit $x = a_i$ und $y = b_j$.

Man nennt (h_{ij}) und (f_{ij}) , $i = 1, \dots, k, j = 1, \dots, m$, die *gemeinsame Verteilung* von (X, Y) in absoluten bzw. relativen Häufigkeiten.

Kontingenztafel / Kontingenztabelle / Kreuztabelle: Darstellung der Häufigkeiten in Form einer $(k \times m)$ -dimensionalen Häufigkeitstabelle

	b_1	\dots	b_j	\dots	b_m	
a_1	h_{11}	\dots	h_{1j}	\dots	h_{1m}	$h_{1\bullet}$
a_2	h_{21}	\dots	h_{2j}	\dots	h_{2m}	$h_{2\bullet}$
\vdots	\vdots		\vdots		\vdots	\vdots
a_i	h_{i1}	\dots	h_{ij}	\dots	h_{im}	$h_{i\bullet}$
\vdots	\vdots		\vdots		\vdots	\vdots
a_k	h_{k1}	\dots	h_{kj}	\dots	h_{km}	$h_{k\bullet}$
	$h_{\bullet 1}$	\dots	$h_{\bullet j}$	\dots	$h_{\bullet m}$	n

mit den *Randverteilungen*

$$h_{i\bullet} = h_{i1} + \dots + h_{im} = h(a_i), \quad i = 1, \dots, k, \quad \text{für } X$$

und

$$h_{\bullet j} = h_{1j} + \dots + h_{kj} = h(b_j), \quad j = 1, \dots, m, \quad \text{für } Y.$$

Kontingenztafel der relativen Häufigkeitsverteilung:

	b_1	\cdots	b_j	\cdots	b_m	
a_1	f_{11}	\cdots	f_{1j}	\cdots	f_{1m}	$f_{1\bullet}$
a_2	f_{21}	\cdots	f_{2j}	\cdots	f_{2m}	$f_{2\bullet}$
\vdots	\vdots		\vdots		\vdots	\vdots
a_i	f_{i1}	\cdots	f_{ij}	\cdots	f_{im}	$f_{i\bullet}$
\vdots	\vdots		\vdots		\vdots	\vdots
a_k	f_{k1}	\cdots	f_{kj}	\cdots	f_{km}	$f_{k\bullet}$
	$f_{\bullet 1}$	\cdots	$f_{\bullet j}$	\cdots	$f_{\bullet m}$	1

mit der relativen Häufigkeiten $f_{ij} = \frac{h_{ij}}{n}$ und den *Randverteilungen*

$$f_{i\bullet} = \frac{h_{i\bullet}}{n} = f_{i1} + \dots + f_{im} = f(a_i), \quad i = 1, \dots, k, \quad \text{für } X$$

und

$$f_{\bullet j} = \frac{h_{\bullet j}}{n} = f_{1j} + \dots + f_{kj} = f(b_j), \quad j = 1, \dots, m, \quad \text{für } Y.$$

5.2.2 Bedingte Häufigkeitsverteilungen

Definition: Seien $h_{i\bullet} > 0$ und $h_{\bullet j} > 0$ für alle i, j . Für jedes $i = 1, \dots, k$ heißt

$$f_{Y|X}(b_1|a_i) := \frac{h_{i1}}{h_{i\bullet}} = \frac{h(a_i, b_1)}{h(a_i)}, \quad \dots, \quad f_{Y|X}(b_m|a_i) := \frac{h_{im}}{h_{i\bullet}} = \frac{h(a_i, b_m)}{h(a_i)}$$

bedingte (relative) Häufigkeitsverteilung von Y unter der *Bedingung* $X = a_i$.

Analog heißt für jedes $j = 1, \dots, m$

$$f_{X|Y}(a_1|b_j) := \frac{h_{1j}}{h_{\bullet j}} = \frac{h(a_1, b_j)}{h(b_j)}, \quad \dots, \quad f_{X|Y}(a_k|b_j) := \frac{h_{kj}}{h_{\bullet j}} = \frac{h(a_k, b_j)}{h(b_j)}$$

bedingte (relative) Häufigkeitsverteilung von X unter der *Bedingung* $Y = b_j$.

Bedingte Verteilungen werden immer als relative Häufigkeiten ausgedrückt. Für die Berechnung gilt

$$f_{X|Y}(a_i|b_j) = \frac{h_{ij}}{h_{\bullet j}} = \frac{\frac{h_{ij}}{n}}{\frac{h_{\bullet j}}{n}} = \frac{f_{ij}}{f_{\bullet j}}$$

und analog

$$f_{Y|X}(b_j|a_i) = \frac{h_{ij}}{h_{i\bullet}} = \frac{f_{ij}}{f_{i\bullet}}.$$

5.3 (Empirische) Unabhängigkeit und χ^2

Empirische Unabhängigkeit: Die beiden Komponenten X und Y eines bivariaten Merkmals (X, Y) heißen voneinander (*empirisch*) *unabhängig*, falls für alle $i = 1, \dots, k$ und $j = 1, \dots, m$

$$f_{Y|X}(b_j|a_i) = f_{\bullet j} = f(b_j) \quad (1)$$

und

$$f_{X|Y}(a_i|b_j) = f_{i\bullet} = f(a_i) \quad (2)$$

gilt.

Satz:

a) Es genügt, entweder (1) oder (2) zu überprüfen: Mit einer der beiden Beziehungen gilt auch die andere.

b) X und Y sind genau dann empirisch unabhängig, wenn für alle $i = 1, \dots, k$ und alle $j = 1, \dots, m$ gilt:

$$f_{ij} = f_{i\bullet} \cdot f_{\bullet j}. \quad (3)$$

c) Gleichung (3) ist äquivalent zu

$$h_{ij} = \frac{h_{i\bullet} \cdot h_{\bullet j}}{n}.$$

χ^2 -Abstand, χ^2 -Koeffizient: Mit

$$\tilde{h}_{ij} := \frac{h_{i\bullet} \cdot h_{\bullet j}}{n}.$$

wird definiert:

$$\chi^2 := \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \frac{(h_{ij} - \tilde{h}_{ij})^2}{\tilde{h}_{ij}}$$

Alternative Berechnung von χ^2 in Vierfeldertafeln:

$$\chi^2 = \frac{n \cdot (h_{11}h_{22} - h_{12}h_{21})^2}{h_{1\bullet}h_{2\bullet}h_{\bullet 1}h_{\bullet 2}} \quad (4)$$

χ^2 -basierte Maßzahlen

a) Kontingenzkoeffizient nach Pearson:

$$K := \sqrt{\frac{\chi^2}{n + \chi^2}}$$

b) Korrigierter Kontingenzkoeffizient:

$$K^* := \frac{K}{K_{\max}}$$

mit

$$K_{\max} := \sqrt{\frac{\min\{k, m\} - 1}{\min\{k, m\}}}.$$

c) Kontingenzkoeffizient nach Cramér (Cramér's V):

$$\begin{aligned} V &= \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot (\min\{k, m\} - 1)}} \\ &= \sqrt{\frac{\chi^2}{\text{maximaler Wert}}} \end{aligned}$$

d) Bei der Vierfeldertafel ($k = m = 2$) gilt

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot (\min\{k, m\} - 1)}} = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}}.$$

Hierfür ist auch die Bezeichnung *Phi-Koeffizient* Φ üblich.

Mit (4) ergibt sich also

$$\Phi = \left| \frac{h_{11}h_{22} - h_{12}h_{21}}{\sqrt{h_{1\bullet}h_{2\bullet}h_{\bullet 1}h_{\bullet 2}}} \right|.$$

Lässt man die Betragsstriche weg, so erhält man den *signierten Phi-Koeffizienten* oder *Punkt-Korrelationskoeffizienten*

$$\Phi_s = \frac{h_{11}h_{22} - h_{12}h_{21}}{\sqrt{h_{1\bullet}h_{2\bullet}h_{\bullet 1}h_{\bullet 2}}},$$

der häufig ebenfalls als *Phi-Koeffizient* bezeichnet wird.

Korrekturverfahren für Φ

1. Bilde die „strukturtreue *Extremtabelle*“ mit Einträgen h'_{ij} , d.h.
 - i. Berechne das Vorzeichen von Φ_s :
 Ist $h_{11} \cdot h_{22} - h_{12} \cdot h_{21} > 0$, so setze $\min(h_{12}, h_{21})$ auf 0.
 Ist $h_{11} \cdot h_{22} - h_{12} \cdot h_{21} < 0$, so setze $\min(h_{11}, h_{22})$ auf 0.
 - ii. Fülle die Tafel entsprechend der Randverteilung auf!
2. Berechne den zugehörigen Phi-Koeffizienten Φ_{extrem} .

3. Berechne den *korrigierten Phi-Koeffizienten*

$$\Phi_{\text{korrr}} := \frac{\Phi}{\Phi_{\text{extrem}}}$$

bzw. den zugehörigen *korrigierten signierten Phi-Koeffizienten*

$$\Phi_{s,\text{korrr}} := \frac{\Phi_s}{\Phi_{\text{extrem}}}.$$

5.4 Weitere Methoden für Vierfeldertafeln

Aus der medizinischen Statistik kommend wird die bedingte relative Häufigkeit $f(b_j|a_i)$ oft auch als *Risiko* für b_j unter Bedingung a_i bezeichnet:

$$R(b_j|a_i) := f_{Y|X}(b_j|a_i) = \frac{h_{ij}}{h_{i\bullet}} \quad i, j = 1, 2.$$

Relatives Risiko: Für eine Vierfelder-Tafel heißt

$$RR(b_1) := \frac{f_{Y|X}(b_1|a_1)}{f_{Y|X}(b_1|a_2)} = \frac{h_{11}/h_{1\bullet}}{h_{21}/h_{2\bullet}}$$

relatives Risiko.

Prozentsatzdifferenz: Die Größe

$$d\%(b_j) := (f_{Y|X}(b_j|a_1) - f_{Y|X}(b_j|a_2)) \cdot 100, \quad j = 1, 2$$

heißt *Prozentsatzdifferenz* für b_j .

Odds: Die Größe

$$O(b_1|a_i) := \frac{R(b_1|a_i)}{1 - R(b_1|a_i)} \quad i = 1, 2$$

heißt *Odds* oder *Chance* von b_1 unter der Bedingung a_i .

Odds Ratio (Kreuzproduktverhältnis): Es gilt:

$$OR(b_1) := \frac{O(b_1|a_1)}{O(b_1|a_2)} = \frac{h_{11} \cdot h_{22}}{h_{12} \cdot h_{21}}$$

Yules Q: Die Größe

$$Q := \frac{h_{11} \cdot h_{22} - h_{12} \cdot h_{21}}{h_{11} \cdot h_{22} + h_{12} \cdot h_{21}}$$

heißt *Yules Q*.

5.5 PRE-Maße (Prädiktionsmaße)

Definition: PRE = Proportional Reduction in Error

$$PRE = \frac{E_1 - E_2}{E_1} = 1 - \frac{E_2}{E_1}$$

wobei

E_1 : Vorhersagefehler bei Modell 1

E_2 : Vorhersagefehler bei Modell 2

Guttman's Lambda

$$\lambda_Y = \frac{\left(\sum_{i=1}^k \max_j(h_{ij}) \right) - \max_j(h_{\bullet j})}{n - \max_j(h_{\bullet j})}$$

$$\lambda_X = \frac{\left(\sum_{j=1}^m \max_i(h_{ij}) \right) - \max_i(h_{i\bullet})}{n - \max_i(h_{i\bullet})}$$

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^k \max_j(h_{ij}) + \sum_{j=1}^m \max_i(h_{ij}) - \max_j(h_{\bullet j}) - \max_i(h_{i\bullet})}{2n - \max_j(h_{\bullet j}) - \max_i(h_{i\bullet})}$$

Goodmans und Kruskals Tau:

$$\tau_Y = \frac{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^k \frac{f_{ij}^2}{f_{i\bullet}} - \sum_{j=1}^m f_{\bullet j}^2}{1 - \sum_{j=1}^m f_{\bullet j}^2}$$

$$\tau_X = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \frac{f_{ij}^2}{f_{\bullet j}} - \sum_{i=1}^k f_{i\bullet}^2}{1 - \sum_{i=1}^k f_{i\bullet}^2}$$

$$\tau = \frac{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^k \frac{f_{ij}^2}{f_{i\bullet}} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \frac{f_{ij}^2}{f_{\bullet j}} - \sum_{j=1}^m f_{\bullet j}^2 - \sum_{i=1}^k f_{i\bullet}^2}{2 - \sum_{j=1}^m f_{\bullet j}^2 - \sum_{i=1}^k f_{i\bullet}^2}$$

5.6 Zusammenhangsanalyse bivariater ordinaler Merkmale**5.6.1 Konkordante Paare**

Definition: Gegeben sei die Urliste eines bivariaten Merkmals (X, Y) , wobei X und Y jeweils ordinales Skalenniveau besitzen. Ein Paar $(i, j), i \neq j$, von Einheiten mit den Ausprägungen (x_i, y_i) und (x_j, y_j) heißt

a) *konkordant* (gleichläufig), falls entweder

$$(x_i > x_j \text{ und } y_i > y_j)$$

oder

$$(x_i < x_j \text{ und } y_i < y_j)$$

gilt.

b) *diskordant* (gegenläufig), falls entweder

$$(x_i > x_j \text{ und } y_i < y_j)$$

oder

$$(x_i < x_j \text{ und } y_i > y_j)$$

gilt.

c) *ausschließlich in X gebunden*, falls

$$(x_i = x_j \text{ und } y_i \neq y_j)$$

d) *ausschließlich in Y gebunden*, falls

$$(x_i \neq x_j \text{ und } y_i = y_j)$$

e) *in X und Y gebunden*, falls

$$(x_i = x_j \text{ und } y_i = y_j)$$

Ferner bezeichne

- C die Anzahl der konkordanten Paare,
- D die Anzahl der diskordanten Paare,
- T_X die Anzahl der Paare mit Bindungen ausschließlich in X ,
- T_Y die Anzahl der Paare mit Bindungen ausschließlich in Y ,
- T_{XY} die Anzahl der Paare mit Bindungen in X und Y .

5.6.2 Zusammenhangsmaße τ_a, τ_b und γ für ordinale Daten

Definition: Die Zusammenhangsmaße für ordinale Daten heißen

$$\tau_a := \frac{C - D}{\frac{n(n-1)}{2}}$$

Kendalls *Tau a*,

$$\tau_b := \frac{C - D}{\sqrt{(C + D + T_X) \cdot (C + D + T_Y)}}$$

Kendalls *Tau b* und

$$\gamma := \frac{C - D}{C + D}$$

Goodmans und Kruskals *Gamma*.

6 Korrelationsanalyse

6.0.3 Kovarianz und Korrelation

Definition: Gegeben sei ein bivariates Merkmal (X, Y) mit metrisch skalierten Variablen X und Y mit $\tilde{s}_X^2 > 0$ und $\tilde{s}_Y^2 > 0$. Dann heißen

$$\text{Cov}(X, Y) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})$$

(empirische) Kovarianz von X und Y ,

$$\varrho(X, Y) := \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

(empirischer) Korrelationskoeffizient nach Bravais und Pearson von X und Y , und

$$R_{XY}^2 := (\varrho(X, Y))^2$$

Bestimmtheitsmaß von X und Y .

Verschiebungssatz:

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i - \bar{x} \bar{y}$$

und damit

$$\varrho(X, Y) = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2}}.$$

Transformation: $\varrho(X, Y)$ und R_{XY}^2 sind invariant gegenüber streng monoton steigenden linearen Transformationen. Genauer gilt mit $\tilde{X} := a \cdot X + b$ und $\tilde{Y} := c \cdot Y + d$

$$\varrho(\tilde{X}, \tilde{Y}) = \varrho(X, Y) \quad \text{falls } a \cdot c > 0$$

und

$$\varrho(\tilde{X}, \tilde{Y}) = -\varrho(X, Y) \quad \text{falls } a \cdot c < 0.$$

6.0.4 Weitere Korrelationskoeffizienten

Anwendung des Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson auf dichotome nominale Merkmale Liegen *dichotome* nominale Merkmale, d.h. Merkmale mit nur zwei ungeordneten Ausprägungen vor (z.B. ja/nein), und kodiert man die Ausprägung mit 0 und 1, so kann man die Formel des Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson sinnvoll anwenden. Man erhält den sogenannten *Punkt-Korrelationskoeffizienten*, der identisch zu Φ aus Kapitel 5.3 ist.

Im Fall einer dichotomen und einer metrischen Variablen ergibt sich bei Anwendung des Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson die sogenannte *Punkt-biseriale Korrelation*.

Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman

- Wir betrachten ein bivariates Merkmal (X, Y) , wobei X und Y nur ordinalskaliert sind, aber viele unterschiedlichen Ausprägungen besitzen.
- Liegen keine Bindungen vor, dann rechnet man statt mit $(x_i, y_i)_{i=1, \dots, n}$ mit $(\text{rg}(x_i), \text{rg}(y_i))_{i=1, \dots, n}$. Dabei ist

$$\text{rg}(x_i) = j \iff x_i = x_{(j)},$$

- Liegen Bindungen vor, so nimmt man den Durchschnittswert der in Frage kommenden Ränge.

Definition:

$$\varrho_S(X, Y) := \frac{\sum_{i=1}^n \text{rg}(x_i) \cdot \text{rg}(y_i) - n \left(\frac{n+1}{2} \right)^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (\text{rg}(x_i))^2 - n \left(\frac{n+1}{2} \right)^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (\text{rg}(y_i))^2 - n \left(\frac{n+1}{2} \right)^2}}$$

heißt (empirischer) *Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman*.

Liegen keine Bindungen vor, so gilt

$$\varrho_S(X, Y) = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)},$$

wobei $d_i := \text{rg}(x_i) - \text{rg}(y_i)$.

6.1 Regression

Definition: Gegeben seien zwei metrische Merkmale X und Y und das Modell der linearen Einfachregression

$$y_i = a + bx_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Dann bestimme man \hat{a} und \hat{b} so, dass mit

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_i &:= y_i - \hat{y}_i \\ &= y_i - (\hat{a} + \hat{b}x_i) \end{aligned}$$

das Kleinste-Quadrate-Kriterium

$$\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$$

minimal wird. Die optimalen Werte \hat{a} und \hat{b} heißen *KQ-Schätzungen*, $\hat{\varepsilon}_i$ bezeichnet das i -te (geschätzte) *Residuum*.

Satz: Für die KQ-Schätzer gilt

$$\text{i) } \hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\tilde{s}_X^2} = \varrho(X, Y) \frac{\tilde{s}_Y}{\tilde{s}_X}$$

$$\text{ii) } \hat{a} = \bar{y} - \hat{b} \cdot \bar{x},$$

$$\text{iii) } \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i = 0.$$

6.1.1 Modellanpassung: Bestimmtheitsmaß und Residualplots

Streuungszerlegung:

$$SQT = SQR + SQE$$

mit

$$SQT := \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

(Gesamtstreuung / Gesamtvariation der y_i : „sum of squares total“)

$$SQR := \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$$

(Residualstreuung / Residualvariation: „*sum of squared residuals*“).

$$SQE := SQT - SQR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

(durch das Regressionsmodell erklärte Streuung: „*sum of squares explained*“)

Bestimmtheitsmaß:

$$\frac{SQT - SQR}{SQT} = \frac{SQE}{SQT}.$$

Es gilt

$$\frac{SQE}{SQT} = R_{XY}^2$$

6.2 Multiple lineare Regression

Modellgleichung:

$$y = a + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + \dots + b_p x_{pi} + \varepsilon_i.$$

Dabei bezeichnet x_{i1} den für die i -te Beobachtung beobachteten Wert der Variablen X_1 , x_{i2} den Wert der Variablen X_2 , usw.

KQ-Prinzip: Bestimme $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_p$ so, dass mit

$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i := y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1i} + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \dots + \hat{\beta}_p x_{pi})$$

der Ausdruck

$$\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$$

minimal wird.

Bestimmtheitsmaß:

$$R^2 = \frac{SQE}{SQT}$$

Korrigiertes Bestimmtheitsmaß:

$$\tilde{R}^2 := 1 - \frac{n-1}{n-p-1} (1 - R^2)$$

6.2.1 Schema eines Computer-Outputs einer multiplen Regression

	Estimate	Std. Dev.	t	Sig.
(Intercept)	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\sigma}_0$	T_0	p-Wert
X_1	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\sigma}_1$	T_1	”
X_2	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\sigma}_2$	T_2	”
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	”
X_p	$\hat{\beta}_p$	$\hat{\sigma}_p$	T_p	”

6.3 Nominale Einflussgrößen, Varianzanalyse

Dichotome Kovariable: Dichotome Variablen können, sofern sie mit 0 und 1 (wichtig!) kodiert sind, ebenfalls als Einflussgrößen zugelassen werden.

Dummykodierung: Mache aus einer kategorialen Variablen mit k Ausprägungen $(k - 1)$ Variablen mit den Ausprägungen 0 und 1. Diese $k - 1$ *Dummyvariablen* dürfen dann in der Regression verwendet werden.

Interaktionseffekte: Wechselwirkung zwischen Kovariablen lassen sich durch den Einbezug des Produkts als zusätzliche Kovariable modellieren

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{1i} \cdot x_{2i} + \varepsilon_i$$

Varianzanalyse: Ist ein nominales Merkmal X mit insgesamt k verschiedenen Ausprägungen die einzige unabhängige Variable, so führt die Regressionsanalyse mit den entsprechenden $k - 1$ Dummyvariablen auf die sogenannte (einfaktorielle) *Varianzanalyse*:

Das zugehörige Bestimmtheitsmaß wird üblicherweise mit η^2 bezeichnet:

$$\eta^2 = \frac{SQE}{SQT} = \frac{\sum_{j=1}^k n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y})^2}$$

η^2 und $\eta = \sqrt{\eta^2}$ werden auch als Maße für den Zusammenhang zwischen einer metrischen Variable und einer nominalen Variable verwendet.

Seite für eigene Notizen