

1. Grundbegriffe der klassischen und Quantenstatistik

1.1 Wahrscheinlichkeit

Maxwell: „Die wahre Logik der Welt ist die Wahrscheinlichkeitsrechnung“

Interpretation:

Frequentisten (Wahrsch. = relative Häufigkeit, „objektiv“)

Bayesianer (statistische Inferenz = induktives Schließen = Erweiterung d. Logik, „subjektiv“)

Zufallsvariable beschreibt Ausgang eines Experiments, Ergebnis einer Stichprobe etc.

endlich-diskrete Zufallsvariable X :

spezifiziert durch Wertevorrat $W = \{x_1, \dots, x_n\}$ und eine Wahrscheinlichkeitsverteilung p_1, \dots, p_n , $p_i \geq 0$, $\sum_{i=1}^n p_i = 1$

W ... Wahrscheinlichkeitsraum (sample space)

x_i ... mögliche Messwerte (allgemeiner: Zahlen, die „Elementarereignisse“ repräsentieren)

p_i ... Wahrsch. f. Messung d. Wertes x_i (bzw. Eintreten des durch x_i repräsentierten Elementarereignisses)

Teilmengen $A \subseteq \Omega$ heißen Ereignisse, sie bilden den Ereignisraum $\mathcal{E} = 2^\Omega$ (Potenzmenge v. Ω)

Die Wahrscheinlichkeit des Ereignisses A ist

$$p(A) = \sum_{x_i \in A} p_i$$

$$\rightarrow p(\{x_i\}) = p_i, \quad p(\Omega) = 1, \quad p(\emptyset) = 0$$

$$p(A \cup B) = p(A) + p(B), \quad \text{falls } A \cap B = \emptyset$$

D. h. p ist ein normiertes Maß auf \mathcal{E}

$$\text{Erwartungswert von } X : \langle X \rangle = \sum_i p_i x_i$$

z. B. symmetrischer Würfel : Wähle $X = \text{Augenzahl nach Wurf}$

$$\Rightarrow \Omega = \{1, \dots, 6\}, \quad p_i = \frac{1}{6}$$

$$\text{z. B. } A = \{1\} \cup \{3\} \Rightarrow p(A) = \frac{1}{3}$$

$$\langle X \rangle = \frac{1}{6} (1 + \dots + 6) = \frac{1}{6} \cdot \frac{6 \cdot 7}{2} = 3,5$$

Ist ein Spezialfall v. Gleichverteilung ($p_i = \frac{1}{n}$).

$$\text{Für diese gilt allgemein } p(A) = \frac{\#A}{\#\Omega} =$$

$$= \frac{\text{Zahl d. „günstigen“ Fälle}}{\text{Zahl d. möglichen Fälle}}$$

Bedingte Wahrsch. $p(A|B)$ = Wahrsch. v. A, wenn B gegeben

$$\Rightarrow p(A \cap B) = p(A|B)p(B) \quad (*)$$

$$\Rightarrow p(B|A) = \frac{p(A|B)p(B)}{p(A)} \quad \text{Satz v. Bayes}$$

Erweiterung auf 2 Zufallsvariable X, Y mit Wertsch. Ω_X, Ω_Y

Elementarereignisse $(x_i, y_j), i \in I, j \in J$

\Rightarrow Wahrsch. raum $\mathbb{W}_X \times \mathbb{W}_Y$, gemeinsam

gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung P_{ij} („bivariate Vert.“)

Zshg. mit den univariaten Vert. p_i, q_j f. X bzw. Y

folgt aus den Randwahrscheinlichkeiten (Marginalen)

$$p(A) = P(A \times \mathbb{W}_Y), \quad q(B) = P(\mathbb{W}_X \times B)$$

$$\Rightarrow p_i = \sum_j P_{ij}, \quad q_j = \sum_i P_{ij}$$

Zwei Zufallsvariable heißen statistisch unabhängig,

wenn f. jedes $A \in \mathbb{W}_X$ $P(A|B)$ denselben Wert $p(A) \forall B \in \mathbb{W}_Y$

und " $B \in \mathbb{W}_Y$ $P(B|A)$ " " $q(B) \forall A \in \mathbb{W}_X$

hat.

\Rightarrow Die Verallg. v. (*), $P(A \times B) = P(A|B)q(B)$

impliziert dann $P(A \times B) = p(A)q(B)$, insbesondere

$$\underline{P_{ij} = p_i q_j}$$

Eine abzählbar-diskrete Zufallsvariable ist charakterisiert durch eine Folge v. Elementarwahrscheinlichkeiten p_1, p_2, \dots mit $\sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1 \Rightarrow$ Gleichverteilung nicht möglich

Kontinuierliche Zufallsvariable

Identifizieren IW mit (kontinuierl. Teilmenge v.) \mathbb{R}

Zufallsvariable X charakterisiert durch Dichtefunktion $g(x) \geq 0$,

$$\int_{\mathbb{R}} g(x) dx = 1$$

Für A (Borelmenge) $\in \mathbb{R}$ ist

$$p(A) = \int_A g(x) dx$$

Mehrere Zufallsvariable X_1, \dots, X_n : IW = \mathbb{R}^n

gemeinsame Dichtefkt $g(\vec{x})$, $p(A) = \int_A g(\vec{x}) d^n x$, $\int_{\mathbb{R}^n} g(\vec{x}) d^n x = 1$

"multivariate Verteilung"

Variable statistisch unabhängig $\Leftrightarrow g(\vec{x}) = g_1(x_1)g_2(x_2)\dots g_n(x_n)$

Erwartungswert einer Fkt. f : IW $\rightarrow \mathbb{R}$

$$\langle f(x) \rangle = \int d^n x f(\vec{x}) g(\vec{x})$$

z. B. Momente einer Zufallsvar. X definiert durch $\langle X^n \rangle$
(müssen nicht existieren!)

$n = 1$: $\mu := \langle X \rangle$ identisch mit Mittelwert v. $X \rightarrow$ Mittelwertsatz

$n = 2$: $\text{Var}(X) := \langle (X - \mu)^2 \rangle$ Varianz (Schwankungsquadrat)

$\sigma(x) = \sqrt{\text{Var}(X)}$ heißt Standardabweichung,

wird bei Messdaten in Form eines Fehlerintervalls
(grafisch: Fehlerbalken) angegeben,

z. B. $1,234 \pm 0,056 = 1,234(56)$

Die Verteilung wird aus einem Histogramm durch „Binning“
und „Fitting“ bestimmt. Meist kommt sie einer Gauß-Verteilung
nahe (wenn nicht, vermutet man einen „systematischen Fehler“).
Grund: \rightarrow zentraler Grenzwertsatz

Gauß- oder Normalverteilung

$$f_G(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

statist. Sicherheit = Wahrsch., dass eine Stichprobe im

Vertrauensintervall $(\mu - n\sigma, \mu + n\sigma)$ liegt. Ihr Wert:

f. $n = 1$: 68%, $n = 2$: 95%, $n = 3$: 99,7%, $n = 4$: $1 - 6 \cdot 10^{-5}$,

$n = 5$: $1 - 6 \cdot 10^{-7}$. Komplementär dazu ist die

statistische Signifikanz einer Messung außerhalb d.

Vertrauensintervalls einer Nullhypothese. Teilchenphysik:

Messresultat gilt als Entdeckung, wenn es auf 5 σ -Niveau nicht
mit Nullhypothese verträglich ist

Kovarianz $\text{Cov}(X, Y) := \langle X - \langle X \rangle (Y - \langle Y \rangle) \rangle = \langle XY \rangle - \langle X \rangle \langle Y \rangle$

Korrelation v. X_i u. X_j

$$\text{Cor}(X_i, X_j) = \frac{\text{Cov}(X_i, X_j)}{\sqrt{\text{Var}(X_i) \text{Var}(X_j)}}$$

$$\Rightarrow -1 \leq \text{Cor}(X_i, X_j) \leq 1$$

anti korreliert

perfekt korreliert

$$X_i, X_j \text{ statistisch u.a.} \Rightarrow \text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Cor}(X_i, X_j) = 0$$

Der Umkehrschluss gilt nicht!

charakteristische Funktion einer Verteilung (inverse)

$$G(k) = \langle e^{ikX} \rangle = \int dx g(x) e^{ikx} = \text{Fouriertr. d. Dichtefkt.},$$

existiert immer!

Wenn alle Momente existieren, ist

$$G(k) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(ik)^n}{n!} \langle X^n \rangle = 1 + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(ik)^n}{n!} \langle X^n \rangle$$

$$\ln G(k) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(ik)^n}{n!} k_n \quad \text{mit den } \underline{\text{Kumulanten}}$$

$$k_1 = \langle X \rangle = \mu$$

$$k_2 = \langle X^2 \rangle - \langle X \rangle^2 = \text{Var}(X)$$

$$k_3 = \langle X^3 \rangle - 3\langle X^2 \rangle \langle X \rangle + 2\langle X \rangle^3$$

usw.

z.B. Gauß-Vert.: $G(k) = e^{i\mu k - \frac{1}{2}\sigma^2 k^2}$

$\Rightarrow k_1 = \mu, k_2 = \sigma^2, k_n = 0 \text{ f. } n \geq 3$

(vgl. QFT: Momente \rightarrow n-Pl.-Funktionen, Kumulanten \rightarrow zusammenhängende n-Pl.-Funktionen)

Grenzwertsätze

Der zentrale Grenzwertsatz (einfachste Version)

Seien $X_i, i=1, \dots, N$, unabhängige und identisch verteilte Zufallsvariable. Alle Kumulanten mögen existieren u.

$\langle X_i \rangle = 0, \text{ Var}(X_i) = \sigma^2$

Sei $Z_N = \frac{1}{\sqrt{N}} (X_1 + \dots + X_N)$. Dann $\exists \lim_{N \rightarrow \infty} Z_N$ und

ist eine Gauß'sche Zufallsvariable mit Mittel 0 u. Varianz σ^2 .

Bew.: $\langle Z_N \rangle = 0, \text{ Var}(Z_N) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(X_i) = \sigma^2$

$\langle X_i X_j \rangle = 0 \text{ f. } i \neq j$

und alle höheren Kumulanten fallen f. $N \rightarrow \infty$ mindestens so rasch wie $N^{-1/2}$ ab. $(k_3 : \frac{1}{N^{3/2}} \cdot N \langle X_i^3 \rangle)^*$

\exists allgemeinere Versionen dieses Satzes. Erfassen zusammenfassend die Bedeutung: Viele „kleine“ zufällige Einflüsse summieren sich zu einem Gauß-verteilten Gesamteinfluss, erklärt „Natürlichkeit“ d. Gauß-Verteilung

* bei höheren Kumulanten ist wesentlich, dass Terme einander aufheben

Mittelwertsatz (Gesetz der großen Zahlen)

Sei X eine Zufallsvariable mit existierenden Momenten. Dann liefert der Mittelwert von N Messungen im Limes $N \rightarrow \infty$ exakt den Erwartungswert μ .

Bew.: Seien X_1, \dots, X_N unabhängige Zufallsvariable mit derselben Verteilung wie X . Sei $Z_N = \frac{1}{N} (X_1 + \dots + X_N)$.

$$\text{Dann ist } \langle Z_N \rangle = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \langle X_i \rangle = \langle X \rangle,$$

$$\text{Var}(Z_N) = \frac{1}{N^2} \left[\langle (\sum X_i)^2 \rangle - (\sum \mu_i)^2 \right] = \frac{1}{N} \text{Var}(X)$$

$$N \langle X^2 \rangle + \sum_{i \neq j} \langle X_i X_j \rangle - N \mu^2 - \sum_{i \neq j} \mu_i \mu_j$$

und alle höheren Kumulanten fallen f. $N \rightarrow \infty$ zumindest so rasch wie N^{-2} ab.

$\Rightarrow Z_N$ wird f. $N \rightarrow \infty$ Gauß'sch mit Erwartungswert μ und Varianz $\rightarrow 0$, d. h. determiniert. *Idem*

1.2 Statistische Entropie

= Maß f. Informationsdefizit einer Verteilung.

Einfachste Begründung:

Informationswert (Überraschung) eines Ereignisses mit Wahrsch. p

ist eine Fkt. $s(p)$ mit den Eigenschaften:

(i) s monoton fallend in $(0, 1]$

(ii) $s(1) = 0$

(iii) Die Informationswerte statistisch u.a. Ereignisse addieren sich

$$P(A \times B) = p(A)q(B) \Rightarrow \underline{s(pq) = s(p) + s(q)}$$

$\Rightarrow s(p) = -k \ln p$ mit einer Konstante $k > 0$

Folgerung: $s(0) = \infty$ ✓

Def. statistische Entropie einer diskreten Verteilung: =

= mittlerer Informationswert eines Elementarereignisses, also

$$\underline{S(p_1, \dots, p_n) := -k \sum_i p_i \ln p_i}, \quad k > 0 \quad (\text{Shannon 1948})^{*})$$

$\Rightarrow S = 0$, falls ein $p_i = 1$ ($0 \cdot \ln 0 = 0$)

$S = k \ln n$ f. Gleichverteilung $p_i = \frac{1}{n}$,

ist Maximalwert f. n -wertige Zufallsvariable

*⁾ Die ursprüngliche Charakterisierung v. S war komplizierter

Informationstheoret. Bedeutung v. \mathcal{I}

$$\text{Wähle } k = \frac{1}{\ln 2} \Rightarrow \mathcal{I} = - \sum_i p_i \log_2 p_i$$

\approx Minimalzahl v. binären (ja/nein) Fragen, die man bei geg. p_i stellen muss, um herauszufinden, welches Elementarereignis bei einer Messung eingetreten ist = Zahl d. Bits (binary digits = Binärziffern), die zur Mitteilung d. Messergebnisses benötigt

Offensichtlich im Fall der Gleichverteilung, z. B. ein Teilchen in einer von 2^n Zellen: Nummeriere die Zellen v. 1 bis 2^n , frage sukzessive bez. d. Hälfte mit den kleineren Nummern, welche 0 bzw. 1 bei Antwort ja bzw. nein \rightarrow Binärdarstellung der besetzten Zelle: n Bits

Fragestrategie bei allgemeiner Verteilung: arbeitet mit dem besten Ersatz f. Halbierung im Sinn d. Wahrscheinlichkeitsmaßes

Statist. Entropie als Maß f. Wahrscheinlichkeit einer Verteilung

Benötigen Stirling-Formel $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\sqrt{2\pi N} \left(\frac{N}{e}\right)^N}{N!} = 1 \quad (\ddot{U})$

\Rightarrow f. große N gilt $N! \approx \sqrt{2\pi N} \left(\frac{N}{e}\right)^N$ in dem Sinne,

dass der Quotient aus linker u. rechter Seite f. $N \rightarrow \infty$ gegen 1 geht

Im selben Sinne folgt $\ln N! \approx N(\ln N - 1)$

Ein Experiment mit n möglichen Resultaten werde N -mal ausgeführt (bzw. N unterscheidbare Teilchen auf n Zellen aufgeteilt oder in N Kopien eines System jeweils einer von n möglichen Zuständen bereit). Alle Resultate (Zellen, Zustände) mögen dieselbe Wahrscheinlichkeit (= a priori Wahrscheinlichkeit) $q_i = \frac{1}{n}$ haben.

Sei $N_{\{N_i\}}$ Zahl d. möglichen Realisierungen d. Serie $\{N_1, \dots, N_n\}$ (auf die Reihenfolge soll es nicht ankommen),

z. B. $N_{\{N, 0, \dots, 0\}} = 1$, allgemein ist

$$N_{\{N_i\}} = \frac{N!}{N_1! N_2! \dots N_n!} \sim \left(\frac{N}{N_1}\right)^{N_1} \dots \left(\frac{N}{N_n}\right)^{N_n}, \text{ da } \sum_i N_i = N$$

Haben Faktor $\sqrt{2\pi N}$ in Stirling-Formel vernachlässigt, da wir die N -te Wurzel ziehen und außerdem logarithmieren werden

Zahl d. möglichen Realisierungen aller Serien

$$\sum_{N_1, \dots, N_n} N_{\{N_i\}} = n^N \quad (\text{Multinomialabsatz f. } \underbrace{(1 + \dots + 1)}_n^N)$$

\Rightarrow "Meta-wahrscheinlichkeit" f. Verteilung $\{p_i = \frac{N_i}{N}\}$

$$\text{ist } \frac{N_{\{N_i\}}}{n^N} = P_N(p_1, \dots, p_n) \sim \frac{1}{n^N} \cdot \frac{1}{p_1^{N_1} \dots p_n^{N_n}}$$

$$= \frac{1}{(n p_1)^{N_1} \dots (n p_n)^{N_n}} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 1 \quad \text{f. } p_i = q_i = \frac{1}{n}$$

$\Rightarrow P_N \rightarrow 0$ sonst (wurde hier nicht explizit bewiesen)

Wie zu erwarten: Die Verteilung d. gemessenen Resultate entspricht im Limes $N \rightarrow \infty$ mit Wahrscheinlichkeit 1 der a priori-Wahrscheinlichkeitsverteilung.

Interessanter ist $S(\{p_i\}) = \frac{k}{N} \ln N_{\{N_i\}}$

$$\approx -k \sum_i p_i \ln p_i = \frac{k}{N} \ln (n^N P_N(p_1, \dots, p_n)) = \frac{k}{N} \ln P_N + k \ln n$$

ist bei festem N monoton wachsende Fkt. v. P_N

\Rightarrow statist. Entropie ist Maß f. Wahrscheinlichkeit einer Verteilung in einer großen ($N \gg 1$) Serie v.

Messungen bei gleicher a priori-Wahrsch. d. Elementarereignisse.

Insbesondere ist die Verteilung maximaler Entropie die wahrscheinlichste Verteilung.

Nur zur Charakterisierung der Gleichverteilung hat sich dieser Aufwand nicht gelohnt. Aber:

1. Nebenbedingungen können ein anderes Maximum als die Gleichverteilung erzwingen $\rightarrow \ddot{U}$

2. Als a priori - Verteilung $\{q_i\}$ kann statt der Gleichverteilung, eine andere gewählt werden. Auch dann gilt

$$P_N(q_1, \dots, q_n) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 1: \text{ äquivalente Formulierung}$$

d. Gesetzes d. großen Zahlen, gleichwertig mit Mittelwertsatz

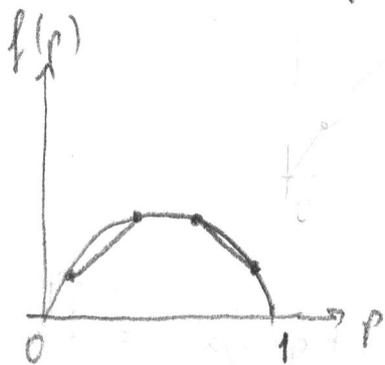
Das führt auf den Begriff d. relativen Entropie einer Verteilung $\{p_i\}$ bez. einer a-priori-Verteilung $\{q_i\} \rightarrow \ddot{U}$

Konkavität d. statist. Entropie

Sind $\{p_i\}, \{q_i\}$ zwei Verteilungen gleicher Mächtigkeit, dann gilt

$$S(\{\lambda p_i + (1-\lambda)q_i\}) \geq \lambda S(\{p_i\}) + (1-\lambda) S(\{q_i\})$$

Bew.: Es genügt zu zeigen, dass die Funktion $f(p) = -k p \ln p$ die Ungleichung $f(\lambda p + (1-\lambda)q) \geq \lambda f(p) + (1-\lambda)f(q)$ f. bel. $p, q \in (0, 1)$ erfüllt. Sie bedeutet: Der Funktionsgraph v. f liegt im Intervall $(0, 1)$ oberhalb jeder Sehne.*)



Das wird garantiert durch $f'' < 0$

$$\text{Tatsächlich ist } f' = -k(\ln p + 1) \Rightarrow$$

$$f'' = -\frac{k}{p} < 0.$$

*) \Leftrightarrow unterhalb jeder Tangente

Anschauliche Bedeutung d. Konkavität v. S :

Betr. 2 Gemische aus jeweils n Reinsubstanzen mit (normierten) Konzentrationen p_i bzw. q_i . Mische die beiden Gemische im Verhältnis $\lambda : 1-\lambda \rightarrow$ Das Informationsdefizit (bez. d. Natur eines willkürlich entnommenen Teilchens) kann nur zunehmen: „Mischen macht gemischter“

Statist. Entropie einer kontinuierlichen Zufallsvariablen

Entropiefunktional $S[g] := -k \int dx g(x) \ln g(x)$

analog f. n -dim. Verteilung

$S[g]$ kann auch negativ sein ($\rightarrow \cup$)

nicht invariant unter Reparametrisierung $x \mapsto y(x) \Rightarrow$

$$\tilde{g}(y) = \frac{dx}{dy} g(x(y)) \rightarrow$$

Die natürlichere Version der statist. Entropie ist die

relative Entropie $S_{rel}[g, g_0] = -k \int dx g(x) \ln \frac{g(x)}{g_0(x)}$

Betrachtet man Verteilungen auf ganz \mathbb{R} , divergiert

$S_{rel} \rightarrow -\infty$ im Grenzfall der „Gleichverteilung“ $g_0 \rightarrow 0$

(tatsächlich \exists auf \mathbb{R} keine Gleichverteilung). Das Problem

trifft nicht auf, wenn man Verteilungen auf einem endlichen Intervall betrachtet.

1.3 Klassische Zustände

isoliertes System besteht aus Teilchen, deren Dynamik festgelegt durch zeitua. klass. Hamiltonfkt. bzw. QM Hamiltonoperator (einschließlich evtl. Randbedingungen)

Zustand eines Systems = Darstellung d. Information über die tatsächliche Geschichte d. Systems (gleichwertig: Anfangsdaten, da die Dynamik aus diesen die Geschichte bestimmt)

Klassische Anfangsdaten sind i. a. Zufallsvariable,

einfachster Fall: eine diskrete Zufallsvariable (z. B. nur endlich viele Teilchenpositionen möglich) \Rightarrow Zustand spezifiziert

durch Verteilung $\{p_i\}_{i=1, \dots, n} \equiv \vec{p}$, formaler Koordinatenvektor eines Punkts in einer Mannigfaltigkeit: welche?

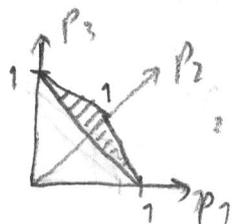
$p_i \geq 0, \sum_1^n p_i = 1 \Rightarrow$ die Punkte \vec{p} bilden ein Simplex in einem

affinen Raum: abgeschlossen bez. konvexer Linearkombinationen,

d. h. $\vec{p}(\lambda) = \lambda \vec{p}_1 + (1-\lambda) \vec{p}_2, 0 \leq \lambda \leq 1$ ist wieder ein

Zustand

z. B. $n=3$:



2-Simplex = Dreieck

(Simplex = affiner Begriff, benötigt keine Metrik; natürliche Metrik ist Fisher-Informationsmetrik, die Simplex zum Orthanten (verallg. Quadranten) einer Sphäre macht)

Die Eckpunkte d. Simplex sind Zustände maximaler Information
(ein $p_i = 1 \Rightarrow S(\vec{p}) = 0$). Solche Zustände heißen extremal
oder rein, alle anderen gemischt.

Äquivalente Def.: Reiner Zustand := nicht als nichttriviale
konvexe Linearkombination (zweier) anderer Zustände darstellbar
Die reinen Zustände bilden als „Einheitsvektoren“ eine „Basis“
(bez. konvexer Linearkomb.) f. alle Zustände \Rightarrow jeder Zustand
eindeutig als konvexe Linearkomb. reiner Zustände darstellbar;
gilt nur f. klassische Zustände, nicht in QT!

Klassisches System mit n Freiheitsgraden

Aufangsdaten = Punkte im Phasenraum mit Koordinaten

$$(q_1, \dots, q_n, p_1, \dots, p_n) \equiv (\vec{q}, \vec{p}) \quad (\vec{p} \text{ hat hier eine andere Bed. als vorher!})$$

sind Zufallsvariable \rightarrow Zustand spezifiziert durch

$$\text{Dichtefkt. } g(\vec{q}, \vec{p}) \geq 0, \quad \int d^n q d^n p g = 1$$

$$\text{Reine Zustände: } g(\vec{q}, \vec{p}) = \delta^{(n)}(\vec{q} - \vec{q}_0) \delta^{(n)}(\vec{p} - \vec{p}_0)$$

bilden $2n$ -dim. Raum (\cong Phasenraum)

gemischte Zust. bilden offenbar ∞ -dim. Funktionenraum

Machen Zustand zeitabhängig, um auf diese Weise Zeitentwicklung des Systems darzustellen, d.h. bilden Systemgeschichte auf die Fkt. $g(\vec{q}, \vec{p}, t)$ ab (Alternative: zeitabhängige Observable).

Wahrsch., das System zu t im Phasenraumgebiet G anzutreffen:

$$P_t(G) = \int_G d^n q d^n p g(\vec{q}, \vec{p}, t)$$

Dynamik liefert Evolutionsgleichung f. g (alternative Herleitung $\rightarrow \ddot{U}$)

Erhaltung d. Wahrscheinlichkeit \Rightarrow (vgl. $\frac{\partial g}{\partial t} + \text{div}(g\vec{v}) = 0$)

Kontinuitätsgl.
$$\frac{\partial g}{\partial t} + \sum_i \frac{\partial}{\partial q_i} (g \dot{q}_i) + \sum_i \frac{\partial}{\partial p_i} (g \dot{p}_i) = 0$$

Hamiltonsche Bew. gl.: $\dot{q}_i = \frac{\partial H}{\partial p_i}$, $\dot{p}_i = -\frac{\partial H}{\partial q_i}$ mit Fktn. v. (\vec{q}, \vec{p})

$$\Rightarrow \frac{\partial g}{\partial t} + \sum_i \frac{\partial g}{\partial q_i} \dot{q}_i + \sum_i \frac{\partial g}{\partial p_i} \dot{p}_i = 0 \quad \text{oder} \quad \frac{dg}{dt} = 0 \quad (\text{totale od. konvektive Ableitung})$$

oder
$$\frac{\partial g}{\partial t} = -\{g, H\} \quad \text{Liouville-Gleichung}^*)$$

Observable = Funktion $O(\vec{Q}, \vec{P})$

$$\Rightarrow \text{Erwartungswert } \langle O \rangle_{t^+} = \int d^n q d^n p g(\vec{q}, \vec{p}, t) O(\vec{q}, \vec{p})$$

Statist. Entropie d. Zustands g :

$$S[g] = -k \int d^n q d^n p g \ln g \quad \text{ist } \underline{\text{zeitunabhängig}}:$$

*) $\Rightarrow g$ konstant entlang Teilchentrajektorien im Phasenraum. Die Trajektorien selbst verhalten sich wie die einer inkompressiblen Fl. im Ortsraum

offenbar ist $\frac{d}{dt} (\rho \ln \rho) = (\rho \ln \rho)' \cdot \frac{d\rho}{dt} = 0 \Rightarrow$

$$\frac{\partial}{\partial t} (\rho \ln \rho) = \sum_i \left[-\frac{\partial}{\partial q_i} (\rho \ln \rho) \frac{\partial H}{\partial p_i} + \frac{\partial}{\partial p_i} (\rho \ln \rho) \frac{\partial H}{\partial q_i} \right]$$

$$\Rightarrow \int d^n q d^n p \frac{\partial}{\partial t} (\rho \ln \rho) = \int d^n q d^n p \rho \ln \rho \sum_i \left(\frac{\partial^2 H}{\partial q_i \partial p_i} - \frac{\partial^2 H}{\partial p_i \partial q_i} \right) = 0$$

Können partiell integrieren, weil $\rho \ln \rho \rightarrow 0$ im ∞ , da ρ integrierbar

\Rightarrow Für ein isoliertes System ist die statistische Zustandsentropie konstant

Das muss so sein, weil $\rho(\vec{q}, \vec{p}, t_2)$ auf Grund d. New. gl. durch $\rho(\vec{q}, \vec{p}, t_1)$ festgelegt ist und daher dieselbe Information enthält



1.4 Quantenzustände

Klassische Observable $\hat{=}$ ^{reelle} Funktion $O(\vec{q}, \vec{p})$ auf dem Phasenraum \mathbb{W}

Quantenobservable $\hat{=}$ ^{s.g.} Element \hat{O} einer nichtkommutativen Algebra,
typischerweise erzeugt von Elementen \hat{q}_i, \hat{p}_j mit $[\hat{q}_i, \hat{p}_j] = i\hbar \delta_{ij}$,

Quantenobservable können als Operatoren in einem Hilbertraum \mathcal{H} dargestellt werden

Klass. Zustand $\hat{=}$ Funktional auf dem Raum d. Funktionen auf \mathbb{W} :

$$f \mapsto \langle f(\vec{Q}, \vec{P}) \rangle_S = \int d^n q d^n p S(\vec{q}, \vec{p}) f(\vec{q}, \vec{p})$$

Eigenschaften:

(i) linear: $\langle \alpha f + \beta g \rangle = \alpha \langle f \rangle + \beta \langle g \rangle$

(ii) positiv: $\langle f \rangle \geq 0$ falls $f(x) \geq 0$

(iii) normiert: $\langle 1 \rangle = 1$

Analog wird ein Quantenzustand repräsentiert durch ein

lineares, positives, normiertes Funktional auf der Observablen-

algebra: $\hat{A} \mapsto \langle \hat{A} \rangle$ mit

(i) $\langle \alpha \hat{A} + \beta \hat{B} \rangle = \alpha \langle \hat{A} \rangle + \beta \langle \hat{B} \rangle$

(ii) $\hat{A} \geq 0$ (d.h. $\langle \psi | \hat{A} | \psi \rangle \geq 0 \forall \psi$) $\Rightarrow \langle \hat{A} \rangle \geq 0$

(iii) $\langle 11 \rangle = 1$

z. B. $\dim \mathcal{H} = n < \infty$

Observable $\hat{=}$ hermitische $n \times n$ -Matrix A

Allgemeinster Zustand $A \mapsto \langle A \rangle$?

linear: $\langle A \rangle = \sum_{i,j} g_{ij} A_{ji} \hat{=} \text{Tr}(gA)$ (Spur)

reell^{*)}: $\langle A \rangle^* = \sum g_{ij}^* A_{ji}^* = \sum g_{ij}^* A_{ij} = \sum g_{ji}^* A_{ji} \hat{=} \langle A \rangle$

$\Rightarrow \sum_{i,j} (g_{ij} - g_{ji}^*) A_{ji} = 0 \quad \forall$ hermitischen A

wähle z. B. $A_{12} = A_{21} = 1, A_{ij} = 0$ sonst

bzw. $A_{12} = -A_{21} = i, A_{ij} = 0$ sonst

$\Rightarrow g_{12} = g_{21}^*,$ analog $g_{ij} = g_{ji}^* \quad \forall i,j \Rightarrow$ g hermitisch

positiv: wähle $A_{ij} = b_i^* b_j^* \stackrel{(ii)}{\Rightarrow} \vec{b}^\dagger g \vec{b} \geq 0 \quad \forall \vec{b}$

\Rightarrow g positiv

normiert: $\langle 11 \rangle = g_{ij} g_{ij} = 1 \Rightarrow \text{Tr} g = 1$

\Rightarrow allgemeinstes Zustandsfunktional hat Form

$\langle A \rangle_g = \text{Tr}(Ag), g$ hermitisch, $\geq 0, \text{Tr} g = 1$

^{*)} folgt aus positiv, weil jedes hermitische $A = A_+ - A_-$ mit $A_+ \geq 0$ und $A_- \geq 0$.

ρ heißt Dichtematrix (od. statistischer Operator)

(weil sie den Quantenzustand analog charakterisiert wie die Dichtefunktion einen klassischen Zustand)

Falls $\dim H = \infty$, muss ρ formal dieselben Eigenschaften haben, insbesondere ein Operator der Spurklasse sein (nur für diese ist die Spur definiert).

Mit ρ_1, ρ_2 ist auch $\lambda \rho_1 + (1-\lambda) \rho_2, \lambda \in [0, 1]$, eine Dichtematrix. Ein Zustand heißt rein, wenn er keine nicht-triviale Zerlegung dieser Art hat. Die reinen Zustände sind genau jene mit $\text{Rang}(\rho) = 1$. Das ist in der Diagonaldarstellung von ρ offensichtlich:

$$\text{z.B. } \begin{pmatrix} \rho_1 & & 0 \\ & \rho_2 & \\ 0 & & 0 \end{pmatrix} = \rho_1 \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & 0 & \\ 0 & & 0 \end{pmatrix} + \rho_2 \begin{pmatrix} 0 & & 0 \\ & 1 & \\ 0 & & 0 \end{pmatrix}$$

\Rightarrow reines ρ ist hermitescher (orthogonaler) Projektor,

also $\rho = |\psi\rangle\langle\psi|$, $\langle\psi|\psi\rangle = 1$, $e^{i\alpha}|\psi\rangle$ liefert dasselbe ρ

\Rightarrow Auch f. endliches n \exists ein Kontinuum von reinen

Zuständen, also viel mehr als im klassischen Fall.

Dichtematrizen bilden konvexen Körper, seine extremen Punkte sind die reinen Zustände. Nicht reine Zustände heißen gemischt

$|\psi\rangle$ heißt der Zustandsvektor d. reinen Zustands $\rho_\psi = |\psi\rangle\langle\psi|$

Es gilt $\langle A \rangle_{\rho_\psi} = \text{Tr}(A|\psi\rangle\langle\psi|) = \text{Tr}(\langle\psi|A|\psi\rangle) = \langle\psi|A|\psi\rangle$,

Zyklizität d. Spur gilt auch f. Produkt v. Rechteckmatrizen

was mit der üblichen Definition des Erwartungswerts v. A „im Zustand $|\psi\rangle$ “ übereinstimmt.

(explizit: $\sum_{i=k,j} A_{ij} \psi_j \psi_k^* = \sum_{i,j} \psi_i^* A_{ij} \psi_j$)

Beispiel: allgemeinste Dichtematrix f. $n=2$ (beschreibt Spin $\frac{1}{2}$ -Teilchen od. "qubit")

$$\rho = \frac{1}{2} (1 + \vec{r} \cdot \vec{\sigma}), \quad 0 \leq |\vec{r}| \leq 1$$

\Rightarrow Zustandsmf. \cong 3-dim. Einheitskugel (Bloch-Kugel)

$\vec{r} = 0$: $\rho = \frac{1}{2} 11$ „Spurzustand“ $\Rightarrow \text{Tr}(\rho A) = \frac{1}{2} \text{Tr} A$, \cong Gleichverteilung
 reine Zustände: $|\vec{r}| = 1 \Rightarrow \vec{r} = (\sin\vartheta \cos\varphi, \sin\vartheta \sin\varphi, \cos\vartheta)$

$0 \leq \vartheta \leq \pi$, entspricht dem Zustandsvektor

$$|\psi\rangle = \cos\frac{\vartheta}{2} |\uparrow\rangle + e^{i\varphi} \sin\frac{\vartheta}{2} |\downarrow\rangle, \quad |\uparrow\rangle \equiv \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad |\downarrow\rangle \equiv \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow |\psi\rangle\langle\psi| = \begin{pmatrix} \cos^2\frac{\vartheta}{2}, & \cos\frac{\vartheta}{2} \sin\frac{\vartheta}{2} (\cos\varphi - i \sin\varphi) \\ \cos\frac{\vartheta}{2} \sin\frac{\vartheta}{2} (\cos\varphi + i \sin\varphi), & \sin^2\frac{\vartheta}{2} \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{2} (1 + \cos\vartheta \sigma_3 + \sin\vartheta \cos\varphi \sigma_1 + \sin\vartheta \sin\varphi \sigma_2)$$

\Rightarrow Reine Zustände liegen auf d. Einheitskugel (Bloch-Sphäre),
bilden also 2-dim. Kontinuum,

Vgl. klassischen Fall $n=2$: 1-Simplex = Intervall --- ,
nur 2 reine Zustde. = Endpunkte

Dichtematrix ist selbst keine Wahrscheinlichkeitsverteilung,
sondern definiert eine solche f. jede Observable A :

$A = \sum a_i |\varphi_i\rangle\langle\varphi_i| \Rightarrow p_i = \text{Tr}(|\varphi_i\rangle\langle\varphi_i| \rho)$ ist die
Wahrscheinlichkeit, im Zustand ρ den Wert a_i d. Observablen
zu messen (ist $\rho = |\varphi\rangle\langle\varphi|$ rein, dann ist $p_i = |\langle\varphi|\varphi_i\rangle|^2$
die Übergangswahrsch. $|\varphi\rangle \rightarrow |\varphi_i\rangle$). Allerdings \exists f.
nicht kommutierende Observable keine gemeinsame Wahr-
scheinlichkeitsverteilung \Rightarrow QM kann nicht durch einen
klassischen Wahrscheinlichkeitsraum beschrieben werden.

Im Gegensatz zu klass. gemischten Zuständen ist die Zerlegung
eines gemischten Quantenzustands in reine Zustände nicht
eindeutig! Bilden $|e_i\rangle$ eine ONB v. normierten Eigenzustden.

v. ρ , dann ist $\rho = \sum_{i=1}^n \lambda_i |e_i\rangle\langle e_i|$, aber $\exists \infty$ viele andere

Darstellungen $\rho = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i |\varphi_i\rangle\langle\varphi_i|$, wobei die Zustands-

vektoren $|\varphi_i\rangle$ weder orthogonal noch von endlicher Anzahl sein
müssen, selbst wenn $\dim \mathcal{H} = n < \infty$!

Dichtematrizen und Nichtklassizität

\mathcal{G} ordnet jeder ONB $\{e_i\}$ eine Wahrsch. verteilung

$p_i = \text{Tr}(|e_i\rangle\langle e_i| \rho)$ zu. Wg. der Orthogonalität d. 1-dim.

Projektoren $|e_i\rangle\langle e_i|$ kommutieren diese, sind daher unabhängig

messbar und die p_i experimentell bestimmbar. Ein Zustand $|e\rangle$

kann Element von ∞ vielen ONB sein. Dennoch hat $|e\rangle\langle e|$

eine eindeutige Wahrsch. $p_e = \text{Tr}(|e\rangle\langle e| \rho)$ bei seq. \mathcal{G} . \Rightarrow

Die Wahrscheinlichkeitszuweisung durch \mathcal{G} ist nicht kontextuell,

d. h. u. a. davon, welche Zustände außer $|e\rangle$ noch von der

Messung mit erfasst sind. Wie stark ist die Forderung nicht-

kontextueller Wahrscheinlichkeiten alleine? Antwort gibt das

Theorem v. Gleason: F. $n > 2$ ist die Annahme, dass allen

Projektoren nicht-kontextuelle Wahrscheinlichkeiten zugeschrieben

werden können, äquivalent zur Existenz einer Dichtematrix,

so dass $p_e = \text{Tr}(|e\rangle\langle e| \rho)$, d. h. alle Möglichkeiten d.

Zuweisung nicht-kontextueller Wahrsch. werden durch

Dichtematrizen erfasst. \rightarrow Starke Einschränkung an Theorien

mit „verborgenen Variablen“.

Ist es möglich, allen Projektoren Wahrheitswerte (d.h. nur Wahrsch. 0 od. 1) zuzuschreiben, d.h. gibt es ein \mathcal{S} , so dass f. beliebige ONB $\{e_i\}$ die p_{e_i} deterministisch sind? Nein! „Nicht einmal Gott kann das Resultat jeder Messung wissen, einschließlich solcher, die gemacht hätten werden können, aber nicht gemacht wurden.“^{*)} Einen direkten Beweis liefert das Theorem v. Kochen u. Specker; das für $n > 2$ eine endliche Menge von Strahlen konstruiert, für die es keine Wahrheitswerte gibt.

Zeitentwicklung

Schrödingerbild: zeitabhängige Dichtematrix $\rho(t)$

$$\rho = \sum \rho_i |e_i\rangle\langle e_i| \Rightarrow \text{Zeitentwicklung wie die von } |\psi\rangle\langle\psi|$$

$$\frac{d}{dt} |\psi\rangle\langle\psi| = -\frac{i}{\hbar} H |\psi\rangle\langle\psi| + |\psi\rangle\langle\psi| \frac{i}{\hbar} H = -\frac{i}{\hbar} [H, |\psi\rangle\langle\psi|]$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dt} \rho(t) = -\frac{i}{\hbar} [H, \rho(t)] \Rightarrow \rho(t) = e^{-\frac{i}{\hbar} H t} \rho(0) e^{\frac{i}{\hbar} H t}$$

(Bloch-Heisenberg-Gl., von Neumann-Gleichung)

vgl. Heisenbergbild: $\rho = \text{const}$, $\frac{d}{dt} O = \frac{i}{\hbar} [H, O] \Rightarrow O(t) = e^{\frac{i}{\hbar} H t} O(0) e^{-\frac{i}{\hbar} H t}$

$\langle O \rangle_t = \text{Tr}(\rho O)$ ist in beiden Bildern dasselbe.

^{*)} Im klassischen Fall ist das möglich („Laplace-Dämon“)

1.5 Quantenmechanische Entropie

ρ ordnet jeder ONB $\{e_i\}$ eine Verteilung $\{p_i\}$ zu, für die sich eine statist. Entropie $S(\{p_i\})$ definieren lässt.

Fordern $S[\rho] = 0$ f. ρ rein, (da reine Zustände die Zustände mit maximaler Information sind. Auch f. einem reinen Zustand können die p_i nicht deterministisch, sogar gleichverteilt sein \Rightarrow allg. Def. d. quantenmech. Entropie:

$$S[\rho] = \min_{\text{ONB } \{e_i\}} S(\{p_i\})$$

Das Minimum wird angenommen, wenn die e_i Eigenvektoren v. ρ sind \Rightarrow

$$\underline{S[\rho]} = -k \sum g_i \ln g_i = \underline{-k \text{Tr } \rho \ln \rho} \quad \text{von Neumann-Entropie}^{*)}$$

Beispiel: Informationsverlust durch Verschränkung

System Σ bestehe aus 2 Teilsystemen Σ_1, Σ_2

(Notation: $\Sigma = \Sigma_1 \times \Sigma_2$, was offenbar auf den Konfigurationsraum zutrifft) $\Rightarrow \mathcal{H} = \mathcal{H}_1 \otimes \mathcal{H}_2$

\Rightarrow # Frei grade wird multipliziert

Seien $|e_a\rangle, |f_i\rangle$ ONB f. \mathcal{H}_1 bzw. \mathcal{H}_2

$$\text{Betr. reinen Zustand } |\psi\rangle = \sum_{a,i} \psi_{ai} |e_a\rangle \otimes |f_i\rangle$$

*) Die quantenmechanische Entropie ist also identisch mit der klassischen Entropie der durch die Eigenwerte v. ρ definierten Wahrsch. verteilung

ist verschränkt (kein Produktzustand), wenn für alle Basen

≥ 2 Koef. $\psi_{ai} \neq 0$. Die zugehörige Dichtematrix ist

$$\rho = |\psi\rangle\langle\psi| = \sum_{a,b,i,j} \psi_{ai} \psi_{bj}^* |e_a\rangle\langle e_b| \otimes |f_i\rangle\langle f_j|$$

Verzichten auf Information über Σ_z : \rightarrow betrachten nur

vgl. Randwahrsh. $p_i = \sum_j P_{ij} \rightarrow$

$$(\rho_1)_{ab} = \sum_{i=j} \rho_{abij} \quad \text{oder} \quad \rho_1 = \text{Tr}_{\mathcal{H}_2} \rho$$

äquivalent: betrachten nur Observable $A \otimes \mathbb{1}$

$$\Rightarrow \text{Tr}((A \otimes \mathbb{1}) \rho) = \text{Tr}_{\mathcal{H}_1}(A \rho_1) \quad (\text{weil } \text{Tr} = \text{Tr}_{\mathcal{H}_1} \circ \text{Tr}_{\mathcal{H}_2}, \text{ einfach nachzurechnen im Indexnot.})$$

$$(\rho_1)_{ab} = \sum_i \psi_{ai} \psi_{bi}^* \neq \chi_a \chi_b^* \text{ f. irgendein } |\chi\rangle \in \mathcal{H}_1 \Rightarrow \rho_1 \text{ ist gemischt!}$$

Dieses Phänomen hat kein klassisches Analogon!

(P_{ij} deterministisch $\Rightarrow p_i, q_j$ deterministisch)

$$\text{Analog: } \rho_2 = \text{Tr}_{\mathcal{H}_1} \rho, \quad (\rho_2)_{ij} = \sum_a \psi_{ai} \psi_{aj}^*$$

$$\text{Matrixnotation: } \rho_1 = \psi \psi^\dagger, \quad \rho_2 = \psi^\top \psi^*, \quad \psi = (\psi_{ai})$$

$$\text{Tr} \rho_1 = \sum_{a,i} |\psi_{ai}|^2 = \text{Tr} \rho_2 = 1, \quad \text{da } \langle\psi|\psi\rangle = 1$$

Außerdem ist $\text{Tr } \rho_1^k = \text{Tr } \rho_2^k \quad \forall k \in \mathbb{N}$,

weil $\text{Tr}(\psi\psi^\dagger \dots \psi\psi^\dagger) = \text{Tr}(\psi^\dagger\psi^T \dots \psi^\dagger\psi^T)$

ρ_1^k ist wie ρ_1 selbst hermitisch

\Rightarrow Spur reell

$= \text{Tr}(\psi^T\psi^\dagger \dots \psi^T\psi^\dagger)$

$\rho_i \ln \rho_i$ ist Potenzreihe in ρ_i : $(\ln(1+x) = x - \frac{1}{2}x^2 + \frac{1}{3}x^3 - \dots)$

$(\ln \rho = \ln(1 + \rho - 1) = \rho - 1 - \frac{1}{2}(\rho - 1)^2 + \frac{1}{3}(\rho - 1)^3 - \dots)$

$\Rightarrow \underline{S[\rho_1]} = -k \text{Tr } \rho_1 \ln \rho_1 = -k \text{Tr } \rho_2 \ln \rho_2 = \underline{S[\rho_2]}$:

„Verschrankungsentropie“

Additivität u. Subadditivität d. Entropie

(Ist $\rho = \rho_1 \otimes \rho_2$ ein Produktzustand, dann ist

$S[\rho] = S[\rho_1] + S[\rho_2]$: Additivität d. Entropie,

daraus folgt die Extensivität d. thermodyn. Entropie; Bew. \rightarrow S. 33a.

Im allgemeinen Fall ist $S[\rho] \leq S[\rho_1] + S[\rho_2]$, wobei

$\rho_1 = \text{Tr}_{\mathcal{H}_2} \rho$, $\rho_2 = \text{Tr}_{\mathcal{H}_1} \rho$. (o. Bew.)

Die von Neumann-Entropie ist auch im Schrödingerbild zeitunabhängig, weil

$\rho(t) = e^{-\frac{i}{\hbar} H t} \rho(0) e^{\frac{i}{\hbar} H t}$ dieselben Eigenwerte wie $\rho(0)$ hat

und $\text{Tr } \rho \ln \rho$ nur von den Eigenwerten v. ρ abhängt.

Additivität d. Entropiea) klassisch

2 Systeme Σ_1, Σ_2 heißen unabhängig, wenn die gemeinsame Nichtdefekt $g(\vec{X}_1, \vec{X}_2) = g_1(\vec{X}_1) g_2(\vec{X}_2)$ erfüllt, wo $\vec{X}_i = (\vec{q}_i, \vec{p}_i)$.

$$\Rightarrow g \ln g = g_1 g_2 (\ln g_1 + \ln g_2)$$

$$\int dX_1 dX_2 g \ln g = \int dX_1 g_1 \ln g_1 + \int dX_2 g_2 \ln g_2$$

$$\Rightarrow S[g] = S[g_1] + S[g_2]$$

b) quantenmechanisch

$$g = g_1 \otimes g_2 = (g_1 \otimes \mathbb{1}_2) (\mathbb{1}_1 \otimes g_2)$$

$$\Rightarrow \ln(g_1 \otimes g_2) = (\ln g_1) \otimes \mathbb{1}_2 + \mathbb{1}_1 \otimes \ln g_2$$

$$\text{da } g_1 \otimes \mathbb{1}_2 \cong \begin{pmatrix} g_{1,1} & & & \\ & g_{1,1} & & \\ & & \ddots & \\ & & & g_{1,2} \\ & & & & \ddots \\ & & & & & g_{1,2} \\ & & & & & & \ddots \\ & & & & & & & g_{1,2} \\ & & & & & & & & \ddots \\ & & & & & & & & & g_{1,2} \end{pmatrix} \quad \mathbb{1}_1 \otimes g_2 \cong \begin{pmatrix} g_{2,1} & & & \\ & g_{2,2} & & \\ & & \ddots & \\ & & & g_{2,n} \\ & & & & \ddots \\ & & & & & g_{2,1} \\ & & & & & & \ddots \\ & & & & & & & g_{2,n} \\ & & & & & & & & \ddots \\ & & & & & & & & & g_{2,n} \end{pmatrix}$$

$S_{i,k}$... Eigenwerte v. g_i

$$\begin{aligned} \Rightarrow \text{Tr } g \ln g &= \text{Tr} (g_1 \ln g_1 \otimes g_2 + g_1 \otimes g_2 \ln g_2) \\ &= \text{Tr}_{\mathcal{H}_1} g_1 \ln g_1 + \text{Tr}_{\mathcal{H}_2} g_2 \ln g_2 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow S[g] = S[g_1] + S[g_2]$$

Beweis d. Konkavität v. $\mathcal{S}[g]$

Lemma 1: Ist e ein Einheitsvektor u. A hermitisch, dann gilt f. jede konkave Fkt. f $f(\langle e|A|e \rangle) \geq \langle e|f(A)|e \rangle$

Bew.: $e = \sum \lambda_i \psi_i$, ψ_i ONB u. Eigenvektoren v. A , $\sum |\lambda_i|^2 = 1$

$$\Rightarrow \langle e|A|e \rangle = \sum |\lambda_i|^2 a_i, \quad (A\psi_i = a_i \psi_i)$$

$$\text{z. z. also } f\left(\sum |\lambda_i|^2 a_i\right) \geq \sum |\lambda_i|^2 f(a_i)$$

Das ist aber eine allg. Eigenschaft einer konkaven Fkt. f (Jensen'sche Ungleichung, folgt durch Induktion aus

$$f(\alpha_1 a_1 + \alpha_2 a_2) \geq \alpha_1 f(a_1) + \alpha_2 f(a_2), \quad 0 \leq \alpha_i \leq 1, \quad \sum \alpha_i = 1$$

d. h. der Funktionsgraph liegt über jeder Sekante)

$$\text{Lemma 2: } \text{Tr } f(A) = \inf_{\{e_i\}} \sum_i f(\langle e_i|Ae_i \rangle)$$

wo $\{e_i\}$ ein (nicht notwendigerweise vollständiges) ONS

Bew.: folgt aus Lemma 1, da $\sum_i f(\langle e_i|Ae_i \rangle) \geq \sum \langle e_i|f(A)e_i \rangle$ und die Gleichheit gilt, wenn die e_i Eigenvektoren v. A sind

Seien nun $|i\rangle$ die orthonormierten Eigenvektoren von $\lambda A + (1-\lambda)B$

$$\begin{aligned} \text{Aus L. 2 folgt } \underline{\text{Tr } f(\lambda A + (1-\lambda)B)} &= \sum_i f(\lambda \langle i|A|i\rangle + (1-\lambda) \langle i|B|i\rangle) \\ &\geq \lambda \sum_i f(\langle i|A|i\rangle) + (1-\lambda) \sum_i f(\langle i|B|i\rangle) \geq \underline{\lambda \text{Tr } f(A) + (1-\lambda) \text{Tr } f(B)} \end{aligned}$$

Setze $f(x) = -x \ln x$, $A = \mathcal{S}_1$, $B = \mathcal{S}_2 \Rightarrow \mathcal{S}[g]$ ist konkav

Bem. 7.2 gilt nicht, dass $f(\lambda A + (1-\lambda)B) \geq \lambda f(A) + (1-\lambda) f(B)$!