

S-Variationen in hohen Breiten

Nils Olsen, Göttingen

1 Einleitung

Als S-Variationen bezeichnet man Magnetfeldschwankungen mit einer Grundperiode von 24 Stunden. Deren überwiegende Ursache ist in mittleren und niedrigen Breiten der ionosphärische Dynamo. Die Bezeichnung S_q (Solar quiet) für diesen Tagesgang verweist darauf, daß die Magnetfeldschwankungen dieses Stromsystems nur an magnetisch ruhigen Tagen beobachtbar sind, an magnetisch gestörten Tagen jedoch von Störungen überlagert werden. Bei Mittelung über mehrere Tage heben sich diese unperiodischen Störungen auf und der resultierende Tagesgang ist mit dem nur aus den magnetisch ruhigen Tagen gewonnenen S_q -Tagesgang nahezu gleich; in *Abbildung 1 unten* wird das für die X-Komponente der Station Boulder (BOU) in 49° geomagnetischer Breite gezeigt.

In höheren Breiten dagegen, und dort insbesondere in der Polarlichtzone, sind Störungen viel stärker und mitteln sich – obwohl nicht streng periodisch – nicht heraus, da ihr Auftreten tagesperiodisch moduliert ist. Beispielsweise gehören die Magnetfelder des bevorzugt in den frühen Morgenstunden auftretenden Polaren Elektrojets zu diesen Störungen. *Abbildung 1 oben* zeigt am Beispiel der Station College (CMO) in 65° geomagnetischer Breite, daß der charakteristische S_q -Tagesgang, wie man ihn aus mittleren Breiten kennt und bei ausschließlicher Verwendung der Q-Tage sieht, bei Verwendung aller Tage bis zur Unkenntlichkeit von anderen Einflüssen überlagert wird. Hier ist eine Mittelung über alle Tage nicht sinnvoll, da über die Auswirkungen unterschiedlicher physikalischer Prozesse in unzulässiger Weise gemittelt wird.

Eine Trennung dieser Prozesse kann durch eine Auswahl der Tage erfolgen. Dies hat jedoch einige Nachteile gegenüber der Verwendung aller Tage:

Zum einen kann die Verwendung der fünf ruhigsten Tage jeden Monats ungeeignet sein, da die absolute Aktivität dieser Tage nicht berücksichtigt wird. Z.B. können Q-Tage während eines Sonnenfleckenmaximums gestörter sein als Tage während eines Sonnenfleckenminimums, die nicht zu den fünf ruhigsten dieses Monats gehören. Eine Auswahl der Tage nach einem absoluten Aktivitätsmaß, wie z.B. A_p , wäre dann sinnvoller.

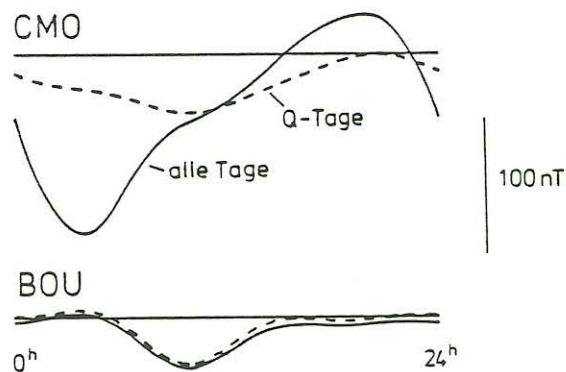


Abb. 1:
Tagesgang (in Ortszeit) der X-Komponente an den Stationen Boulder (BOU) in 49° und College (CMO) in 65° geomagnetischer Breite, berechnet aus Stundenmittelwerten der Äquinoxtialmonate 1979–81.

Zum anderen tritt bei jeder Auswahl das Problem auf, daß Daten entweder ganz verwendet werden (also das Gewicht $w = 1$ bekommen) oder gar nicht ($w = 0$). Wünschenswert wäre dagegen, eine Bewichtung so durchzuführen, daß für die Bestimmung des S_q -Tagesgangs gestörten Tagen ein kleineres Gewicht zugewiesen wird als ungestörten.

Schließlich berücksichtigt eine Auswahl der Daten nach Maßzahlen erdmagnetischer Aktivität keine *lokalen* Effekte, da nach *planetarischen* Kriterien entschieden wird. Stationen in hohen Breiten sind i.A. stärker gestört als solche in mittleren und niedrigen Breiten und müssen deshalb unterschiedlich behandelt werden.

Daher möchte ich ein Verfahren beschreiben, das es erlaubt, die Trennung der unterschiedlichen Prozesse auf statistischem Weg unter Verwendung aller Tage durchzuführen. Dabei wird für jede Station bestimmt, welcher Anteil des Tagesgangs sich S_q zuordnen läßt und welcher von anderen Prozessen, hier „Störungen“ genannt, verursacht wird.

2 Verteilungen der Stundenmittelwerte

Um zu verstehen, wie die unterschiedlichen Tagesgänge bei Verwendung aller bzw. nur ruhiger Tage zustande kommen, betrachten wir die Verteilungen der Stundenmittelwerte zu festen Tageszeiten.

Als Untersuchungsmaterial standen mir Magnetfelddaten der Jahre 1979–81 von 19 Stationen in Nordamerika zur Verfügung. Lage und Koordinaten der Stationen sind *Abbildung 2* und *Tabelle 1* zu entnehmen.

Von den Stundenmittelwerten in Weltzeit wurde ein Trendpolynom 2. Grades, berechnet aus den Mitternachtswerten (in Ortszeit) der Q -Tage, abgezogen. Der Wahl dieses Bezugsniveaus liegt die Modellvorstellung zugrunde, daß an ruhigen Tagen die ionosphärische Leitfähigkeit um Mitternacht sehr klein ist und daher keine Ströme fließen können.

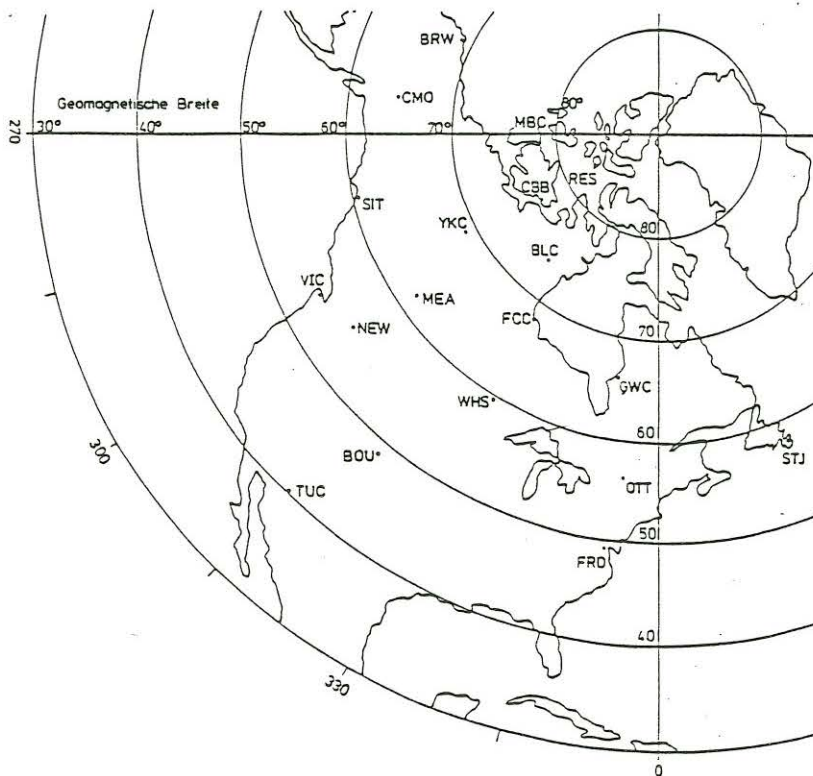


Abb. 2:
Lage der Stationen.

Tab. 1: Liste der verwendeten Stationen.

Station	Kurzname	geomagnetische		geographische	
		Breite	Länge	Breite	Länge
Resolute Bay	RES	83,2°	292,9°	74,7°	265,1°
Mould Bay	MBC	79,4°	258,3°	76,2°	240,6°
Cambridge Bay	CBB	76,9°	297,1°	69,2°	255,0°
Baker Lake	BLC	73,8°	317,7°	64,3°	264,0°
Yellowknife	YKC	69,1°	295,3°	62,4°	245,5°
Barrow	BRW	68,9°	242,7°	71,3°	203,4°
Fort Churchill	FCC	68,7°	325,0°	58,8°	265,9°
Great Whale R.	GWC	66,4°	349,4°	55,3°	282,2°
College	CMO	64,9°	258,1°	64,9°	212,2°
Meanook	MEA	61,9°	303,0°	54,6°	246,7°
Sitka	SIT	60,2°	277,1°	57,1°	224,7°
Whiteshell	WHS	59,7°	327,4°	49,8°	264,8°
St. Johns	STJ	58,2°	22,9°	47,6°	307,3°
Ottawa	OTT	56,7°	353,4°	45,4°	284,5°
Newport	NEW	55,2°	301,9°	48,3°	242,9°
Victoria	VIC	54,4°	294,7°	48,5°	236,6°
Fredericksburg	FRD	49,4°	351,6°	38,2°	282,6°
Boulder	BOU	49,0°	318,2°	40,1°	254,8°
Tucson	TUC	40,5°	313,8°	32,3°	249,2°

Die hier vorgestellten Analysen beziehen sich auf die vier Äquinoktialmonate März und April sowie September und Oktober der drei Jahre 1979–81. Das ergibt pro Station und Komponente eine Zeitreihe mit 366 Tagen á 24 Werten. Um einen größeren Stichprobenumfang zu erhalten, habe ich jeweils zwei aufeinanderfolgende Stundenmittelwerte des UT-Tages zu einer Stichprobe zusammengefaßt. Die erste Stichprobe (zentriert um 1 UT) enthält die Mittelwerte von 0–1 UT und 1–2 UT, also insgesamt 732 Werte; die zweite Stichprobe (zentriert um 3 UT) enthält die Mittelwerte von 2–3 UT und 3–4 UT u.s.f.

Die aus der Stichprobe bestimmbaren Größen arithmetisches Mittel und Standardabweichung legen eine Normalverteilung fest. Diese ist jedoch nur bei normalverteilter Stichprobe ein gutes Abbild der tatsächlichen Verteilungsdichtefunktion. In wie weit dies der Fall ist, zeigt *Abbildung 3* für die Stichproben der Stundenmittelwerte um 6^h und 18^h Ortszeit. Gestrichelt ist die aus allen Tage bestimmte Normalverteilung, strichpunktiert die nur aus den Q-Tagen berechnete Normalverteilung dargestellt. Die durchgezogene Linie stellt die aus dem Histogramm der gesamten Stichprobe geschätzte Verteilungsdichtefunktion¹ dar.

In Boulder sind sich die Verteilungsdichtefunktionen einer Stichprobe ähnlich. Das bedeutet, daß sich die Stichproben gut durch jeweils eine Normalverteilung beschreiben lassen und daher das arithmetische Mittel, der „beste Schätzer“ nach *Maximum-Likelihood* bei normalverteilter Stichprobe, ein „guter Schätzer“ für den Positionsparameter² dieser Stichprobe ist. Anders in College: die geschätzte Verteilungsdichtefunktion ist deutlich unsymmetrisch, um

¹Bestimmt durch gleitendes Mittel über das auf 1 normierte Histogramm mit dem Mittelungskern $K(u) = 1 - u^2$ für $|u| < 1$ und $K(u) = 0$ für $|u| \geq 1$ mit $u = \frac{x - \bar{x}}{h}$. Die Mittelungsbreite h wurde dabei so gewählt, daß die Verteilungsdichtefunktion möglichst glatt erschien, ohne jedoch die charakteristische Form des Histogramms zu verfälschen.

²Als Positionsparameter wird eine Maßzahl zur Charakterisierung der Lage eines Stichprobenkollektivs bezeichnet.

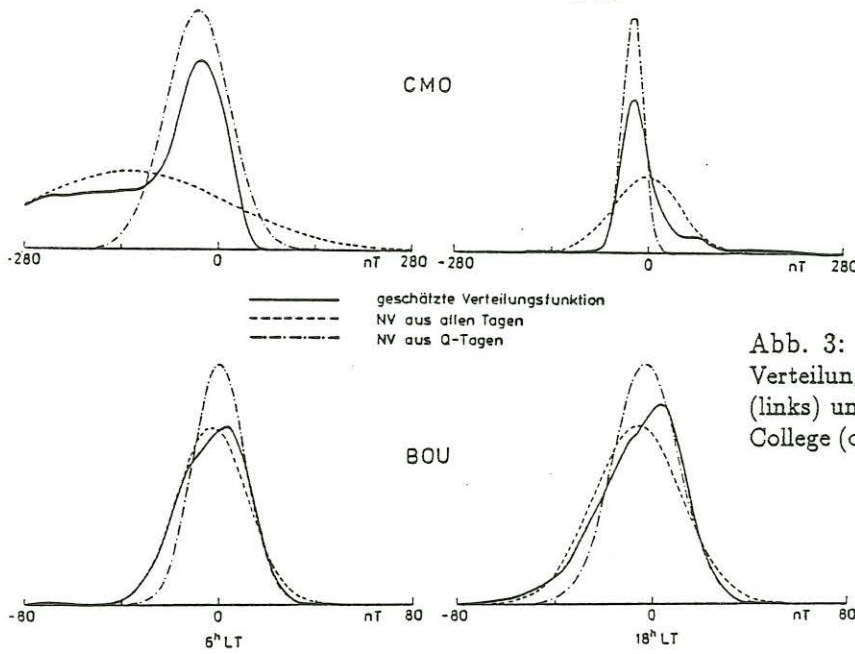


Abb. 3:
Verteilungsdichtefunktionen um 6^h
(links) und 18^h Ortszeit (rechts) für
College (oben) und Boulder (unten).

6^h hat sie negative, um 18^h positive Schiefe. Hier ist die Verwendung des arithmetischen Mittels nicht sinnvoll, da versucht wird, eine Normalverteilung an eine deutlich unsymmetrische Verteilung anzupassen.

Besonders deutlich ist das Vorhandensein der Störungen in College um 6^h zu erkennen. Das Maximum bei etwa -25 nT läßt sich S_q zuordnen; die Störungen liegen überwiegend zwischen -200 und -100 nT und geben Anlaß zu einem Sattel in der Verteilungsdichtefunktion.

3 Statistische Zerlegung des Tagesgangs in zwei Anteile

Ich gehe im Folgenden davon aus, daß sich der Tagesgang aus zwei Anteilen zusammensetzt: S_q und „Störungen“. Um beide zu trennen setze ich für die auftretenden schiefen Verteilungen eine Überlagerung aus zwei Normalverteilungen mit unterschiedlichen Mittelwerten μ und Varianzen σ^2 an (vgl. Abbildung 4):

$$f(x; \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \epsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{\epsilon}{\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(x - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} + \frac{(1 - \epsilon)}{\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(x - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} \right). \quad (1)$$

Die fünf Parameter μ_1, σ_1 der ersten, μ_2 und σ_2 der zweiten Normalverteilung sowie das Verhältnis ϵ zwischen beiden Verteilungen sind aus der Stichprobe zu bestimmen. Die Verteilung mit kleinerer Varianz $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ sei dabei die erste Normalverteilung; sie wird S_q zugeordnet.

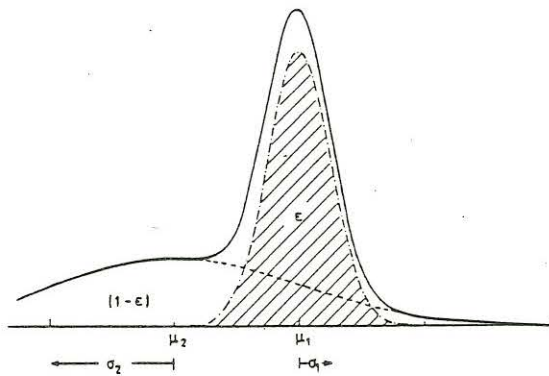


Abb. 4:
Zerlegung einer schiefen Verteilungsdichtefunktion in zwei Normalverteilungen. μ_1 und σ_1^2 sind Mittelwert und Varianz der ersten, μ_2 und σ_2^2 die der zweiten Normalverteilung. ϵ ist das Verhältnis zwischen der ersten und der zweiten Normalverteilung wobei $\sigma_1 < \sigma_2$ angenommen wird.

Von jeder der 12 Stichproben der 2-Stunden-Intervalle wurden die fünf Parameter $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ und ϵ der Mischverteilung (1) mittels der *Maximum-Likelihood-Methode* bestimmt [Hasselblad 1966, Everitt and Hand 1981]. Seien x_1, x_2, \dots, x_N unabhängige Realisierungen eines durch die Verteilungsdichtefunktion (1) gegebenen Zufallsprozesses. Deren fünf Parameter $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \epsilon$ sollen so bestimmt werden, daß die Wahrscheinlichkeit, gerade die vorliegende Stichprobe als Realisierung zu erhalten, maximal wird. Da es sich um unabhängige Zufallszahlen handelt, ist diese Wahrscheinlichkeit gegeben durch die *Likelihoodfunktion* $L = \prod_{n=1}^N f(x_n; \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \epsilon)$. Anstatt L zu maximieren, ist es vorteilhafter, $-\log L$ zu minimieren.

Gesucht wird also die Parameterkombination, die

$$-\log L = -\log \prod_{n=1}^N f(x_n; \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \epsilon) = -\sum_{n=1}^N \log f(x_n; \mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \epsilon) \quad (2)$$

minimiert, wobei N der Stichprobenumfang ist. Dies ist ein nichtlineares Extremwertproblem bezüglich der fünf Unbekannten. Zur Lösung wurde die *Quasi-Newton-Methode* nach *Fletcher* [Press et al. 1986 p. 307] verwendet. Dieser Algorithmus benötigt neben der Funktion $-\log L$ auch deren Ableitung nach den fünf Parametern:

$$-\frac{\partial}{\partial \mu_1} \log L = -\sum_{n=1}^N \frac{(x_n - \mu_1) \epsilon \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\}}{\sigma_1^3 \sqrt{2\pi} f(x_n)} \quad (3)$$

$$-\frac{\partial}{\partial \sigma_1} \log L = -\sum_{n=1}^N \left[\left(\frac{(x_n - \mu_1)}{\sigma_1} \right)^2 - 1 \right] \frac{\epsilon \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\}}{\sigma_1^2 \sqrt{2\pi} f(x_n)} \quad (4)$$

$$-\frac{\partial}{\partial \mu_2} \log L = -\sum_{n=1}^N \frac{(x_n - \mu_2) (1 - \epsilon) \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}}{\sigma_2^3 \sqrt{2\pi} f(x_n)} \quad (5)$$

$$-\frac{\partial}{\partial \sigma_2} \log L = -\sum_{n=1}^N \left[\left(\frac{(x_n - \mu_2)}{\sigma_2} \right)^2 - 1 \right] \frac{(1 - \epsilon) \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}}{\sigma_2^2 \sqrt{2\pi} f(x_n)} \quad (6)$$

$$-\frac{\partial}{\partial \epsilon} \log L = -\sum_{n=1}^N \frac{\frac{1}{\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} - \frac{1}{\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}}{\sqrt{2\pi} f(x_n)} \quad (7)$$

Ausgehend von Startwerten der fünf Parameter wird entlang einer Linie in Richtung des Gradienten das Minimum gesucht und dieser Punkt und sein Gradient als Startwert für die nächste Iteration benutzt. Das Verfahren wird abgebrochen, wenn die relative Änderung von $-\log L$ zwischen zwei aufeinanderfolgenden Iterationen weniger als 10^{-6} beträgt. Ob tatsächlich das *globale* Minimum gefunden wurde, läßt sich jedoch nicht feststellen.

Die Wahl der Startwerte hat großen Einfluß auf die Konvergenz des Verfahrens. Bei Simulationsuntersuchungen mit synthetischen Daten bewährte sich die Wahl von Modus (d.i. das Maximum der Verteilungsdichtefunktion) als Startwert für μ_1 , Standardabweichung als Startwert für σ_1 und 0.99 als Startwert für ϵ . Durch diese Wahl von ϵ wurde also zunächst versucht, die Stichprobe durch eine Normalverteilung darzustellen. Die Startwerte für μ_2 und σ_2 hatte dann wenig Einfluß auf die Ergebnisse; daher wurden arithmetisches Mittel und Standardabweichung verwendet. Keine Konvergenz trat bei synthetischen Daten aus zwei nahe beieinanderliegenden Normalverteilungen ein, d.h. bei einer Mischverteilung mit kleiner Schiefe. Doch werden in diesem Fall lediglich σ_1, σ_2 und ϵ falsch bestimmt, da die

Startwerte für μ_1 und μ_2 , Modus und arithmetisches Mittel, in diesem Fall nahe beieinander und bei den gesuchten Parametern liegen.

Hat man die fünf Parameter der Mischverteilung (1) gefunden, kann man jedem Datum x_n der Stichprobe ein Gewicht w_{1n} zuordnen das angibt, wieviel dieses Datum zur i -ten Verteilung ($i=1$ oder 2) beiträgt. Da diese Parameterkombination die Bedingung $-\log L = \text{Min!}$ erfüllt, müssen die Ableitungen (3) bis (7) verschwinden. Aus (3) erhält man dann $0 = -\sum_{n=1}^N w_{1n}(x_n - \mu_1)$; das läßt sich umformen zu:

$$\mu_1 = \frac{\sum_{n=1}^N w_{1n}x_n}{\sum_{n=1}^N w_{1n}}$$

mit

$$w_{1n} = \frac{\epsilon \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\}}{\sqrt{2\pi\sigma_1}f(x_n)} \quad (8)$$

μ_1 ist also das mit den Gewichten w_{1n} gebildete bewichtete arithmetische Mittel. Aus (5) folgt

$$w_{2n} = \frac{(1 - \epsilon) \exp\left\{-\frac{(x_n - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}}{\sqrt{2\pi\sigma_2}f(x_n)} = 1 - w_{1n} \quad (9)$$

w_{1n} ist der Beitrag des n -ten Datums x_n zur ersten, w_{2n} ist sein Beitrag zur zweiten Normalverteilung. Aus (7) folgt, daß $\epsilon = \frac{\sum_{n=1}^N w_{1n}}{N}$ das arithmetische Mittel der Gewicht w_{1n} ist.

4 Ergebnisse

Aus den 12 Schätzungen für ϵ , dem Verhältnis von S_q -Verteilung zur Störverteilung, wurde ein Tagesmittel gebildet. In *Abbildung 5* ist dessen Variation mit geomagnetischer Breite für alle drei Magnetfeldkomponenten dargestellt. ϵ liegt in niedrigen Breiten bei 90%, dort lassen sich die Stichproben also gut durch jeweils eine Normalverteilung, die S_q -Verteilung, beschreiben und die Verwendung des arithmetischen Mittels ist gerechtfertigt. Physikalische Ursache dieses Tagesgangs ist das Stromsystem des ionosphärischen Dynamo. Zu höheren Breiten hin, etwa ab 55° , ist dessen Einfluß auch vorhanden, wird aber von Störungen überlagert, weshalb ϵ auf 50% absinkt. Das bedeutet, daß sich nur etwa 50% des Tagesgangs aller Tage durch die S_q -Verteilung beschreiben läßt. Zu noch höheren Breiten hin, etwa ab 75° , nimmt ϵ wieder etwas zu, zumindest in der Z -Komponente. Doch ist ab 75° Breite nicht mehr der ionosphärische Dynamo die Hauptursache tagesperiodischer Variationen an ruhigen Tagen, da seine Quellen eher in mittleren und niedrigen Breiten liegen. Z.B. bewirken Vorgänge im Magnetosphärenschweif den sog. S_q^2 -Effekt. Deshalb darf in polaren Breiten die erste Normalverteilung mit $\sigma_1 < \sigma_2$ nicht mehr allein S_q zugeordnet werden.

Den Tagesgang von μ_1 und μ_2 zeigt *Abbildung 6* für einige Stationen. Dazu wurden deren 12 Schätzwerte harmonisch analysiert, die Koeffizienten auf Ortszeit umgerechnet und die ersten drei Harmonischen wieder synthetisiert. Der Tagesgang in μ_1 läßt sich insbesondere in der X -Komponente besser in höhere Breiten fortsetzen als der „mittlere Tagesgang“, berechnet mit Hilfe des arithmetischen Mittel aus allen Tagen.

Die Störverteilung μ_2 hat einen überwiegenden Ganztagesgang. In *Abbildung 7* ist die Breitenabhängigkeit des Realteils des 24-stündigen komplexen Fourier-Koeffizienten c_1 dargestellt. Der ganztägige Anteil berechnet sich zu $\text{Re}\{c_1 e^{i(T-t_0)}\}$ mit T als Ortszeit. Die Wahl

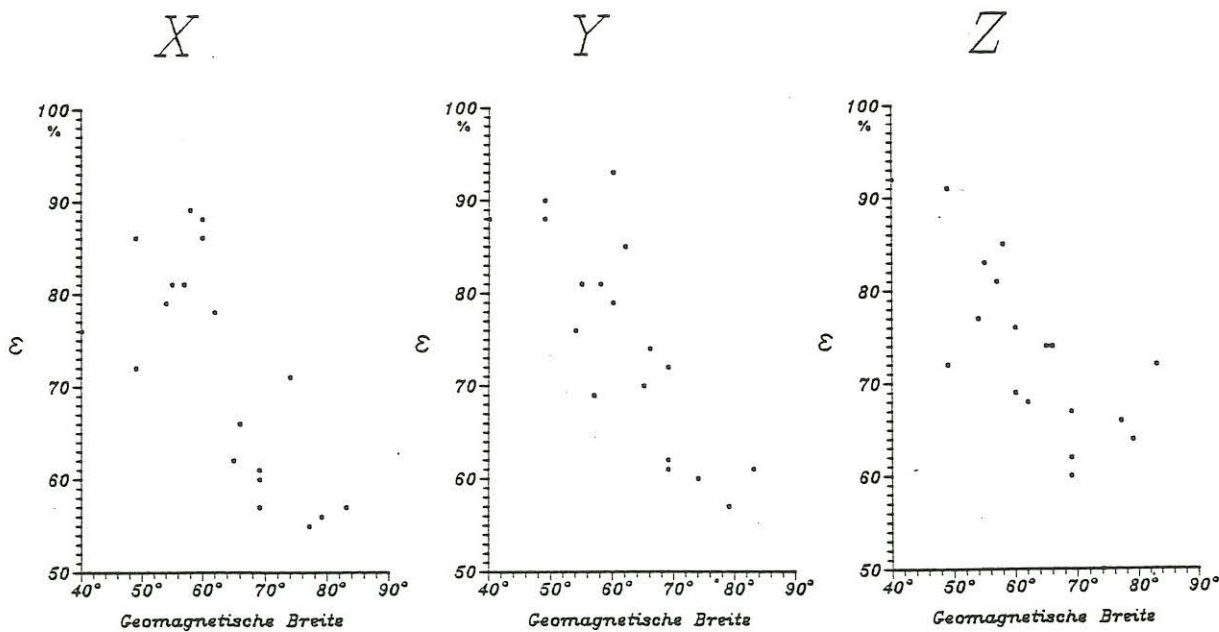


Abb. 5: Breitenabhängigkeit des Tagesmittels von ϵ , dem Verhältnis von S_1 -Verteilung zur Störverteilung.

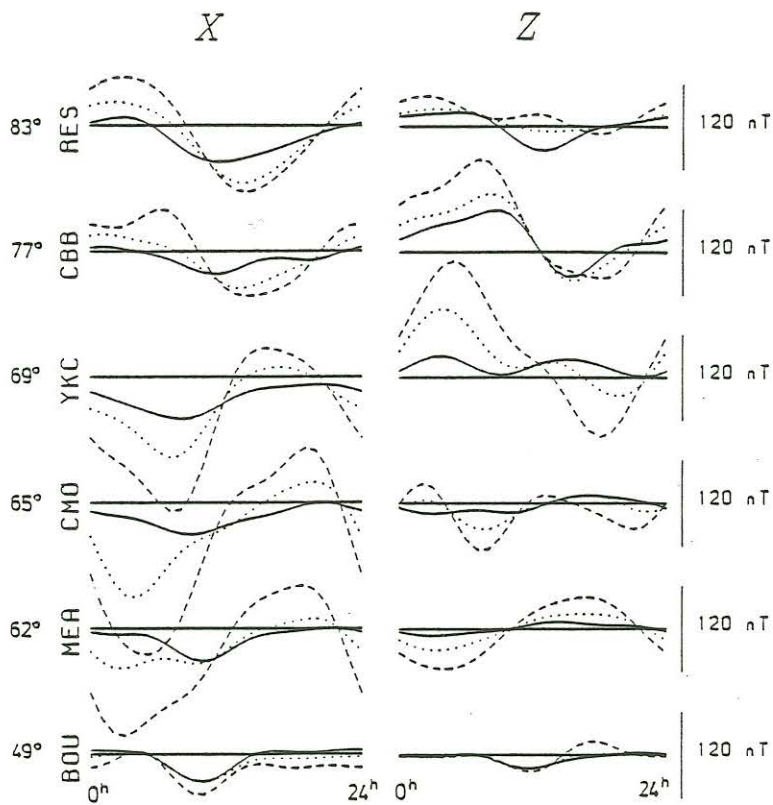


Abb. 6: Tagesgang von μ_1 (durchgezogen) und μ_2 (gestrichelt). Der „mittlere Tagesgang“ bei Annahme nur einer Normalverteilung ist punktiert dargestellt.

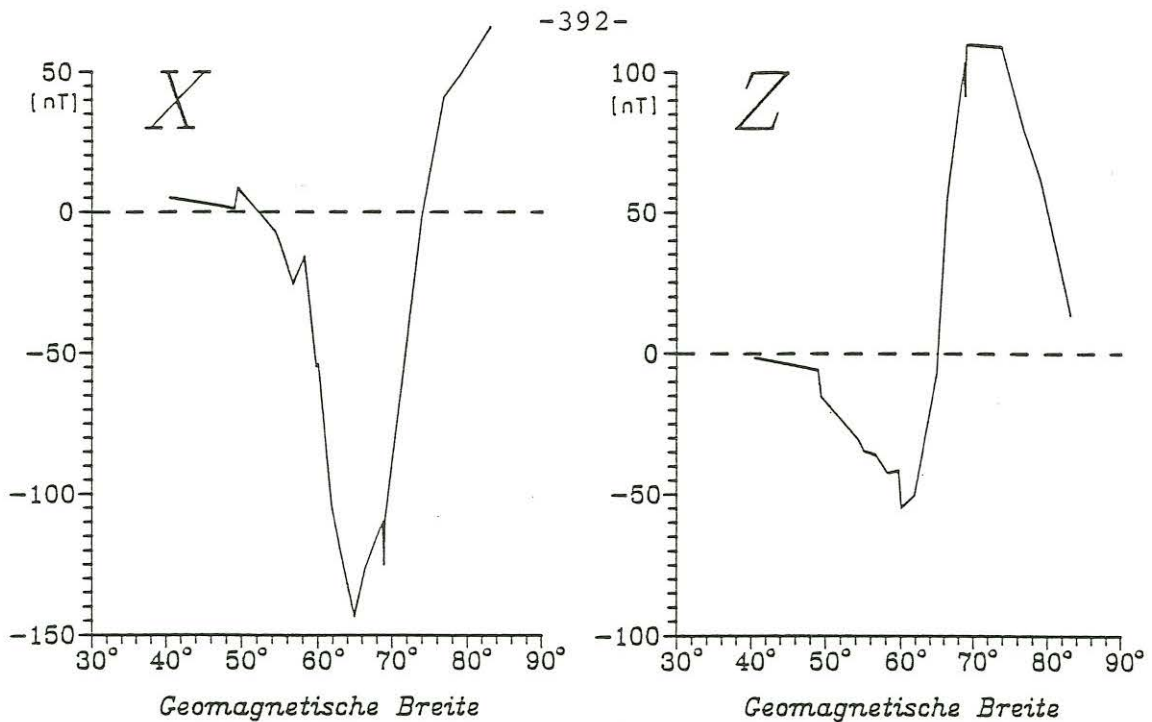


Abb. 7: Breitenabhängigkeit des ganztägigen Anteils in der Störverteilung μ_2 . Dargestellt ist der Realteil der Fourier-Komponente c_1 bezogen auf den Zeitnullpunkt 5^h Ortszeit.

des Zeitnullpunkts $t_0 = 5^h$ erfolgte so, daß der Imaginärteil von c_1 an möglichst vielen Stationen minimal wurde. Das bedeutet, daß im Mittel die Störungen um 5^h Ortszeit durch das in *Abbildung 7* gezeigte Magnetfeld beschrieben werden. In der X-Komponente liegt das Maximum der ganztägigen Variation mit etwa 140 nT bei 65° , genau dort, wo die der Z-Komponente verschwindet. Südlich von 65° hat die Z-Komponente gleiches, nördlich davon entgegengesetztes Vorzeichen als die X-Komponente.

Ein solches Magnetfeld läßt sich durch einen westwärts gerichteten äußeren Linienstrom der Stärke 210 kA beschreiben. In *Abbildung 8* ist durchgezogen das Magnetfeld eines Linienstroms bei 65° in einer Höhe von 410 km gezeichnet. Als Leitfähigkeitsmodell zur Berechnung des im Erdinneren induzierten Stroms wurde ein idealer Leiter in der Tiefe 500 km angenommen. Dessen Magnetfeld ist gestrichelt dargestellt.

Die Phase der ganztägigen Komponente liegt so, daß in den frühen Morgenstunden (5^h) westwärts gerichtete Ströme auftreten. Betrachtet man nur diesen ganztägigen Anteil, so würden 12 Stunden später, um 17^h Ortszeit, gleich starke östliche Ströme auftreten. Aus dem Tagesmittel von μ_2 folgt jedoch ein zeitunabhängiger westlich gerichteter Linienstrom. Die Überlagerung beider ergibt einen starken westlichen Strom um 5^h und einen schwachen östlichen Strom um 17^h .

Offenbar ist das durch den Polaren Elektrojet (PEJ) verursachte Magnetfeld Ursache für die Störverteilung. Der PEJ tritt unregelmäßig auf, bevorzugt jedoch in den frühen Morgenstunden. Obwohl er ein relativ kurzzeitiges Phänomen ist (1–2 h), beeinflusst er durch dieses tagesperiodisch modulierte Auftreten die Bestimmung des Tagesgangs.

Bis jetzt wurden die Daten ohne Berücksichtigung ihrer zeitlichen Aufeinanderfolge betrachtet. Nun sollen die Zeitreihen der Gewichte w_1 mit der Aktivität a_p verglichen werden. Um z.B. das Gewicht w_1 um 1 UT des n -ten Tages zu erhalten, werden die aus der 1. Stichprobe geschätzten Parameter μ_1, σ_1, \dots sowie das n -te Datum x_n dieser Stichprobe in (8) einge-

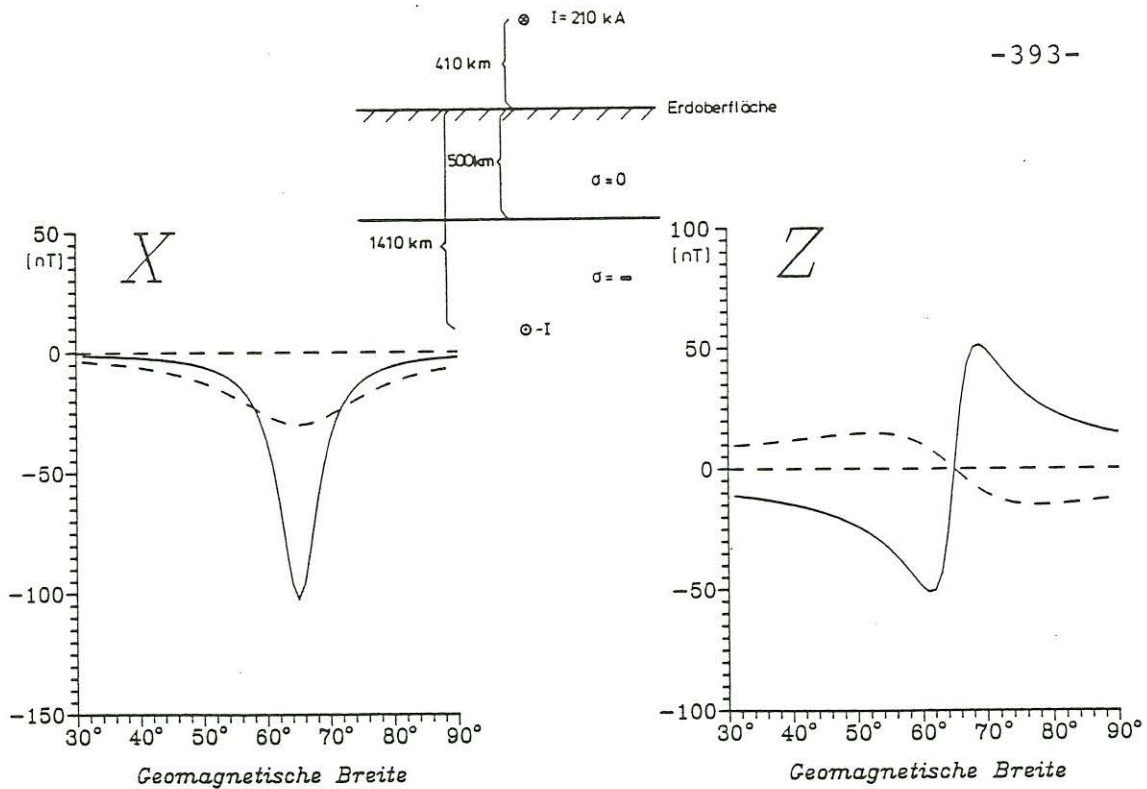


Abb. 8: Magnetfeld eines Linienstroms der Stärke 210 kA in einer Höhe von 410 km bei 65°. Durchgezogen ist der äußere Anteil, gestrichelt der im Erdinneren induzierte Anteil gezeichnet. An der Erdoberfläche wird die Summe von beiden beobachtet. Ein unendlich guter Leiter wurde in einer Tiefe von 500 km angenommen.

setzt. w_1 für 3 UT desselben Tages ergibt sich aus x_n und μ_1, σ_1, \dots der 2. Stichprobe u.s.f. In *Abbildung 9 oben* ist die so berechnete Zeitreihe der Gewichte w_1 der X-Komponente an der Station CMO für März 1979 sowie a_p dargestellt. Zur Glättung wurden beide Zeitreihen mit einem Tiefpaßfilter der Abschneideperiode 24 h behandelt. w_1 ist deutlich mit der Aktivität a_p korreliert: große w_1 für kleine Aktivität und umgekehrt.

Aus den Tagesgängen von μ_1 und μ_2 (vgl. *Abbildung 6 links*) und der Zeitreihe der Gewichte w_1 läßt sich eine synthetische X-Variation $X_{synth.} = w_1\mu_1 + w_2\mu_2 = w_1\mu_1 + (1 - w_1)\mu_2$ berechnen³. Diese und die beobachtete X-Variation ist in *Abbildung 9 unten* zu sehen. Beachte, daß die Variabilität von $X_{synth.}$ ausschließlich durch die variierenden Gewichte zustande kommt; der Tagesgang von μ_1 und μ_2 ist für jeden Tag gleich.

Vom 12. bis 14. März liegt w_1 fast bei eins, die Aktivität a_p ist niedrig und sowohl $X_{beob.}$ als auch $X_{synth.}$ haben kleine Amplituden. Am Ende des Monats wird die Aktivität stärker, die Gewichte w_1 nehmen ab und die Amplituden von $X_{beob.}$ und $X_{synth.}$ nehmen zu. Da der Tagesgang jetzt im wesentlichen von der „Störverteilung“ bestimmt wird und diese eine größere Varianz als die „ S_q -Verteilung“ besitzt, sind die Unterschiede zwischen $X_{beob.}$ und $X_{synth.}$ stärker als zu Zeiten niedriger Aktivität.

³Der Index k zur Kennzeichnung der aus der k -ten Stichprobe ($k = 1, 2, \dots, 12$) gewonnenen Parameter w_1, μ_1 und μ_2 wurde fortgelassen.

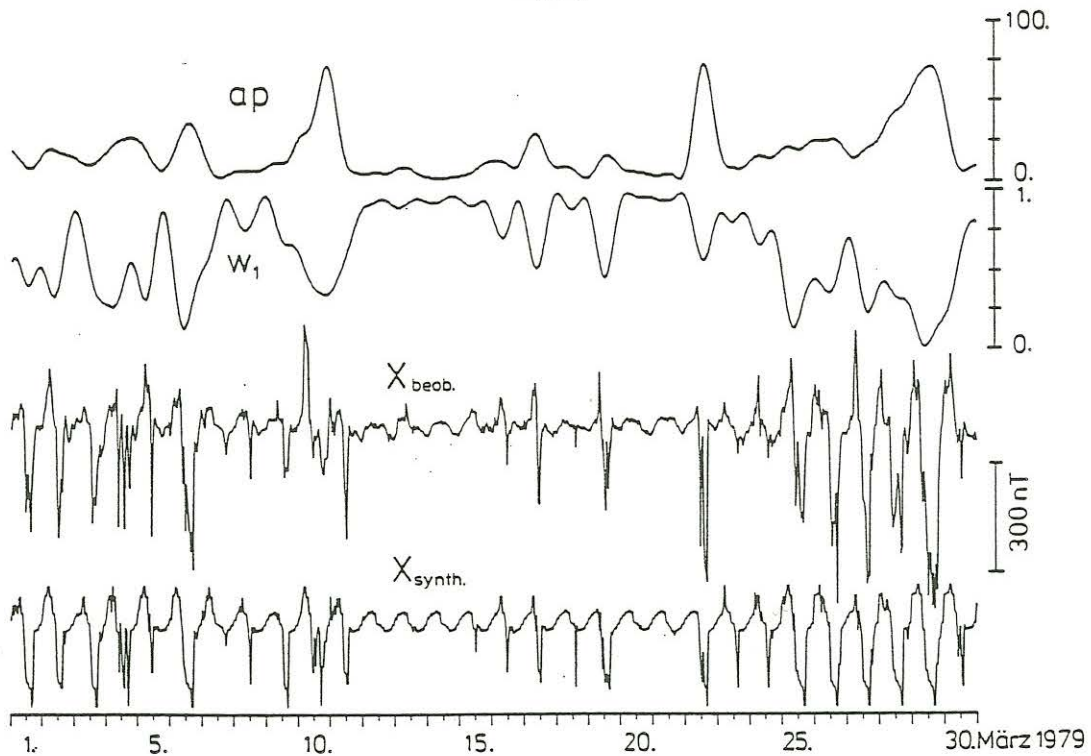


Abb. 9: Zeitreihen von ap , sowie der Gewichte w_1 , der gemessenen X -Variationen und der mittels w_1 aus den Tagesgängen von μ_1 und μ_2 berechneten synthetischen X -Variationen für CMO und März 1979. ap und w_1 wurden tiefpaßgefiltert mit Abschneideperiode 24 h.

5 Zur Quellenstruktur Tagesperiodischer Variationen

Abschließend soll das globale Stromsystem tagesperiodischer Variationen dargestellt werden. Da in mittleren und niedrigen Breiten ϵ nahe 1 liegt und daher ein Tagesgang in der Störverteilung nur ungenau bestimmbar ist, habe ich S_q aus den Q -Tagen und S_d aus den D -Tagen für die Äquinoktialmonate der Jahre 1979–81 bestimmt. Dazu wurden die Stundenmittelwerte von 75 weltweit verteilten Stationen harmonisch untersucht. Anstelle der auf den geographischen Nordpol bezogenen Horizontalkomponenten X und Y wurden die auf den geomagnetischen Nordpol bezogene Horizontalkomponenten X_M und Y_M verwendet. *Abbildung 10* zeigt die Breitenabhängigkeit der ganztägigen Amplitude der X_M -Komponente. Besonders im Bereich der Polarlichtzone unterscheiden sich die Amplituden für ruhige und gestörte Tage.

Demnach lassen sich vier Bereiche unterscheiden:

1. *EEJ*: Der Äquatoriale Elektrojet ist eine Verstärkung des S_q -Stromsystems in einem Bereich von etwa 500 km ($\pm 5^\circ$) um den Dip-Äquator. Eine Auswahl der Tage nach erdmagnetischer Aktivität ergibt im wesentlichen den gleichen Tagesgang wie die Verwendung aller Tage. Daher ist die Berechnung des mittleren Tagesgangs aus allen Tagen gerechtfertigt.
2. S_q : In niedrigen und mittleren Breiten, bis etwa 60° geomagnetischer Breite, sind die Stromwirbel des ionosphärischen Dynamo die Hauptursache tagesperiodischer Variationen. Ihre Zentren liegen bei etwa 30° und werden durch den Nulldurchgang von X_M

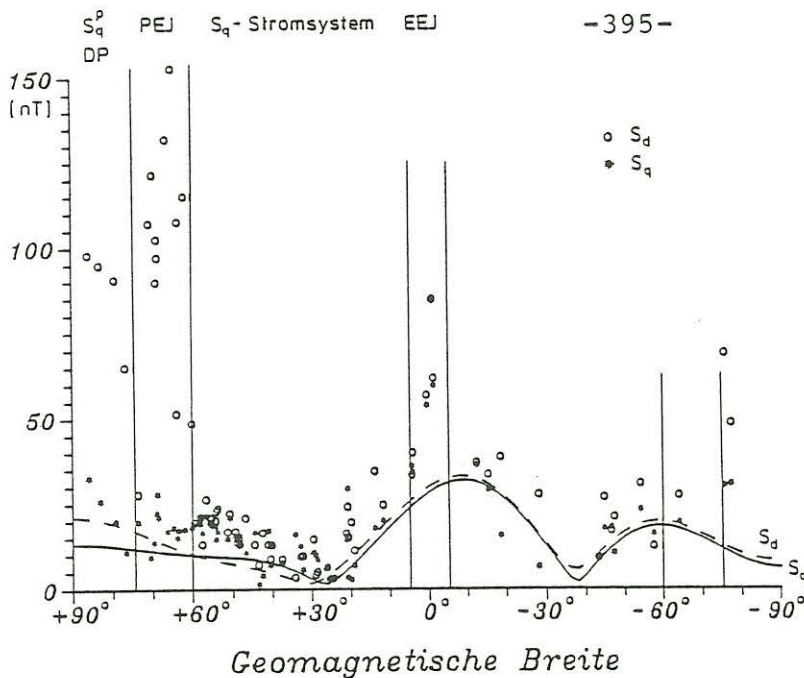


Abb. 10:
Amplitude der ganztägigen
Variation von S_q und S_d in
 X_M .

in *Abbildung 10* markiert. Auch in diesem Bereich wirkt sich eine Auswahl der Tage kaum auf die Bestimmung des Tagesgangs aus.

3. PEJ: In der Polarlichtzone, etwa zwischen 65° und 70° geomagnetischer Breite, bewirkt der Polare Elektrojet, daß die Stundenmittelwerte zu fester Tageszeit nicht annähernd normalverteilt sind. Deshalb ist der mittlere Tagesgang aus allen Tagen bei Stationen nördlich 60° geomagnetischer Breite keine den unterschiedlichen Prozessen angemessene Beschreibung.
4. S_q^p und DP: In noch höheren Breiten sind an ruhigen Tagen Vorgänge im Schweif der Magnetosphäre Ursache des sog. S_q^p -Effekts, an gestörten Tagen kommen DP-Störungen hinzu. Eine Auswahl der Tage hat Einfluß auf die Bestimmung des Tagesgangs, sollte hier jedoch nicht nur nach der Aktivität, sondern z.B. auch nach der Richtung des interplanetaren Magnetfelds erfolgen, da dieses über den Magnetosphärenschweif großen Einfluß auf tagesperiodische Variationen in höchsten Breiten hat.

Schließlich habe ich eine Kugelfunktionsentwicklung der S -Variationen durchgeführt, zum einen, um eine Zerlegung in innere und äußere Anteile vornehmen zu können, zum anderen, um eine Konsistenz der Horizontalkomponenten in ihrer Breitenabhängigkeit herzustellen. Dabei wurde vorausgesetzt, daß es sich bei S -Variationen um einen reinen Ortszeiteffekt (geomagnetische Ortszeit) handelt.

Seien X_M und Y_M Gradienten einer skalaren Potentialfunktion und deren m -te Zeitharmonische ausgedrückt durch die Kugelflächenfunktionen $P_n^m(\cos \vartheta_M) e^{im\lambda_M}$ als Funktion von geomagnetischer Poldistanz ϑ_M und Länge λ_M . Eine Ausgleichsrechnung ergibt die Entwicklungskoeffizienten des Potentials aus den beobachteten Harmonischen von X_M und Y_M .

Zunächst wurden nur fünf Kugelfunktionsterme mit $m = 1$ und $n = m, m + 1, \dots, m + 4$ bestimmt und keine Zerlegung in äußere und innere Anteile vorgenommen. Die Kurven in *Abbildung 10* stellen die aus diesen fünf Termen synthetisierten X_M -Amplituden dar.

Eine solche Kugelfunktionsentwicklung mit nur 5 Termen kann nicht die großen Amplituden im Bereich der Elektrojets modellieren. Daher unterscheiden sich die Ergebnisse für S_q (durchgezogen) und S_d (gestrichelt) kaum.

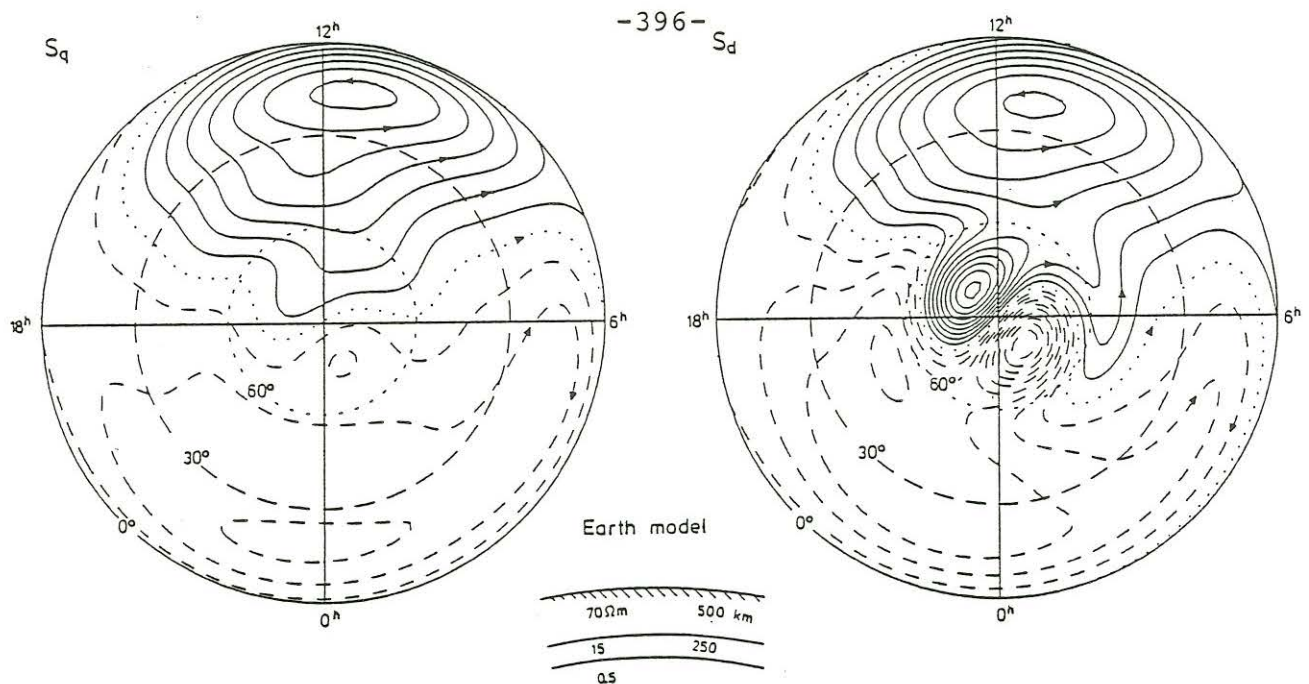


Abb. 11: Äquivalentes Stromsystem äußeren Ursprungs von S_q und S_d sowie das zur Trennung von äußeren und inneren Quellen benutzte Erdmodell der elektrischen Leitfähigkeit. Zwischen je zwei Isolinien fließt ein Strom von 15 kA.

Deshalb wurde eine Kugelfunktionsentwicklung mit den ersten drei Tagesharmonischen $m = 1 - 3$ und je 12 Termen ($n = m, m + 1, \dots, m + 11$) durchgeführt. Das äquivalente Stromsystem des äußeren Anteils ist in *Abbildung 11* dargestellt. Die Abtrennung dieses äußeren Anteils erfolgte nicht in der üblichen Weise mittels Z -Komponente, sondern mit Hilfe eines Erdmodells der elektrischen Leitfähigkeit, aus dem sich das Verhältnis von äußerem zu innerem Anteil berechnen läßt [Olsen 1988].

Da das absolute Niveau durch die Verwendung der drei ersten Harmonischen nicht berücksichtigt wird, treten auf der Nachtseite Stromwirbel auf, die jedoch – zumindest in niedrigen Breiten – nicht reell sind.

In niedrigen Breiten unterscheiden sich die beiden Stromsysteme kaum. Große Unterschiede sind jedoch oberhalb 60° zu sehen. Dort tritt in S_d die stärkste Bündelung der Stromlinien und damit die größten Magnetfeldamplituden etwas oberhalb 60° auf. Etwa bei 70° sind zwei Stromwirbel, die sich bei Verwendung ruhiger Tage nur andeuten, stark ausgeprägt. Dies ist das Stromsystem der DP -Störungen.

Auch hier zeigt sich, daß es nicht sinnvoll ist, in hohen Breiten über alle Tage zu mitteln, da sich die äquivalenten Stromsysteme von S_q und S_d deutlich unterscheiden.

Literatur:

Everitt, B. S. and Hand, D. J. (1981):

Finite Mixture Distributions. Chapman and Hall. London.

Hasselblad, V. (1966):

Estimation of parameters for a mixture of normal distributions *Technometrics*, 8, p. 431-444

Olsen, N. (1988):

Globale Analysen von S_q und L – Die Abtrennung ihrer äußeren Anteile mit und ohne Erdmodell. Protokoll Koll. Elektromagnetische Tiefenforschung Königstein 1988, S. 77-84.

Press, W. H. et al. (1986):

Numerical Recipes. The Art of Scientific Computing. Cambridge University Press. Cambridge.