

広大科研

15

13640423

0130484571

広帯域グローバル地震記録の解析による
スロー地震の検出

課題番号 13640423

平成13年度～平成14年度

科学研究費補助金（基盤研究（C）（2））

研究成果報告書

平成15年3月

広島大学図書

0130484571



スローストリー
須田直樹（広島大学大学院理学研究科）助教授

広帯域グローバル地震記録の解析による
スロー地震の検出

課題番号 13640423

平成13年度～平成14年度

科学研究費補助金（基盤研究（C）（2））

研究成果報告書



平成15年3月

研究代表者 須田直樹（広島大学大学院理学研究科）

はしがき

この科学研究費補助金を執行するにあたっては、多くの方々のご協力を頂きました。特に、産業技術総合研究所研究員の名和一成博士、広島大学理学研究科大学院生の大鳥居咲恵さんからは、本研究に関わる研究発表の共著者として多大なご貢献を頂きました。また、広島大学理学研究科地球惑星システム学専攻事務員の平野洋子さんには、本補助金の経理でお世話になりました。ここに感謝致します。

研究組織

研究代表者 須田 直樹 (広島大学大学院理学研究科 助教授)

研究経費

(金額単位：千円)

	直接経費	間接経費	合計
平成13年度	1,500	0	1,500
平成14年度	1,400	0	1,400
総計	2,900	0	2,900

研究発表

(1) 学会誌等

名和一成・須田直樹, 南極から見た地球自由振動の研究, 地球, 特集号「新しい南極地球科学」, 26-31, 2001.

Nawa, K., N. Suda, S. Aoki, K. Shibuya, T. Sato and Y. Fukao, Sea level variation in seismic normal mode band observed with on-ice GPS and on-land SG at Syowa Station, Antarctica, Geophys. Res. Lett., doi:10.1029/2003GL016919, 2003.

名和一成・須田直樹, 地球自由振動帯域における潮位変動の影響: 昭和基地の場合, 地球, 特集号「地球内部を覗く極域の窓 - グローバル地震学における意義と展望 -」, 印刷中.

(2) 口頭発表

須田直樹・大鳥居咲恵・名和一成, 地球自由振動を用いた未知のイベント探索, 地球惑星関連学会合同大会, 2001年6月, 東京.

須田直樹, 常時地球自由振動研究の展開, 地球惑星関連学会合同大会, 2001年6月, 東京.

須田直樹・名和一成, 地球自由振動を用いた未知のイベント探索-旧IDAデータからの検出, 日本地震学会秋季大会, 2001年10月, 鹿児島.

名和一成・須田直樹・青木茂・渋谷和雄・佐藤忠弘・深尾良夫, 南極昭和基地で観測された短周期潮位変動と超伝導重力計観測に与える影響, 日本地震学会秋季大会,

2001年10月、鹿児島。

Suda, N., S. Ootorii and K. Nawa, Searching for unidentified events using Earth's free oscillations from IRIS GSN and GEOSCOPE records, 2001 AGU Fall Meeting, Dec 2001, San Francisco.

Nawa, K. and N. Suda, Global comparison of superconducting gravimeter records of GGP and OHP networks at normal-mode frequencies, 2001 AGU Fall Meeting, Dec. 2001, San Francisco.

須田直樹・三谷知郁枝・小林直樹・西田究、常時火星自由振動の理論計算、地球惑星関連学会合同大会、2002年6月、東京。

名和一成・須田直樹、自由振動帯域における超伝導重力計ネットワーク記録の比較、地球惑星関連学会合同大会、2002年6月、東京。

須田直樹・名和一成・山田功夫・宮島力雄、犬山超伝導重力計記録の予備的解析、地球惑星関連学会合同大会、2002年6月、東京。

Suda, N., C Mitani, N Kobayashi and K Nishida, Theoretical Calculation of Mars' Background Free Oscillations, 2002 AGU Fall Meeting, Dec. 2002, San Francisco.

Nawa, K., N Suda, S Aoki, K Shibuya, T Sato and Y Fukao, Sea Level Variation in Seismic Normal Mode Band Observed With On-Ice GPS and On-Land SG at Syowa Station, Antarctica, 2002 AGU Fall Meeting, Dec. 2002, San Francisco.

(3) 出版物

該当なし

目次

1. 検出理論と IRIS GSN 及び GEOSCOPE データの予備的解析	1
2. IRIS GSN 及び GEOSCOPE データの解析	25
3. 旧 IDA データの解析	58
4. 参考文献	69

1 検出理論と IRIS GSN 及び GEOSCOPE データの予備的解析

1.1 はじめに

Pacheco et al. (1993) によると、世界各地の沈み込み帯におけるサイスミックカップリングはほとんどが 0.5 以下であり、VLBI や GPS の観測から求められたプレート運動は、沈み込み帯においては地震のみでは説明することができない。従って、沈み込み帯では通常の地震以外の何らかのイベントによって、沈み込みの不足分が解消されていると考えられている。このような未知のイベントとして、スローアースクェイクやサイレントアースクェイクがある (Beroza and Jordan, 1990)。これらは断層の破壊速度がゆっくりとしたイベントの総称である。これまでに、GPS や伸縮計の記録の解析 (Heki et al., 1997) や広帯域地震計記録の解析 (Mcguire and Jordan, 2000) などから、通常の地震に比べて破壊速度が非常にゆっくりとしたイベントが大地震の前後に発生していることが確認されている。また、大地震に付随しない単独の極めてゆっくりとしたイベントが沈み込み帯で起こっていることも近年盛んに報告されている (例えば Hirose et al., 1999)。

Beroza and Jordan(1990) は、地球自由振動のスペクトルの解析からスローアースクェイクの検出を試みた。その結果、旧 IDA の 10 観測点の 1978-1979 年の 2 年分のデータの解析から合計 27 個のスローアースクェイクと考えられる未知のイベントを検出した。その当時は知られていなかったが、現在では地球には大気・海洋を励起源とする微弱な常時自由振動が存在することが明らかになっている (例えば Suda et al., 1998)。従って、彼らの方法のようなイベント検出法で求められるのは、このような微弱な常時励起のレベルを超えて励起されている、通常の地震とは異なる未知のイベントである。最近の常時自由振動の研究から、mHz の周波数帯では固体地球と大気は音響的にカップリングしていることが明らかになっている。従って、未知のイベントとしてはスローアースクェイクばかりでなく、何らかの突発的な大気・海洋現象なども考えられる。今回、このような地表付近での未知のイベント検出を目的として、自由振動のスペクトルを用いたイベント探索を 10 年分の広帯域地震計記録に対して行った。その結果、地震の影響の無い期間において、およそ 20 個の未知のイベントを検出した。

1.2 手法

本研究では、基本的には Beroza and Jordan (1990) と同様に、自由振動のモード励起の有無の検定の結果を用いてイベントの有無の検定を行う 2 段階の統計的検定法を用いている。ただし、検定統計量や数値的な方法を用いていることに違いがある。

仮説検定では、証明したい仮説を「対立仮説」、その逆の仮説を「帰無仮説」とし、帰無仮説を棄却するという形で間接的に対立仮説を採用する。これは、ある統計的仮説が真であるかどうかは直接的に証明ができないからである。具体的手続きとしては、まず適当な統計的検定量を定める。帰無仮説の下で、統計的検定量の値として観測値以上の値が得られる確率を何らかの方法で求め、その値が極めて小さい場合は帰無仮説を棄却する。すなわち、その場合は観測値は偶然ではなく、何らかの必然的原因によって得られたと考える。帰無仮説を棄却するときの確率の閾値は有意水準と呼ばれ、仮説検定においては任意のパラメータである。

1.2.1 モード励起の有無の検定

この場合は、「モードの励起が無い」とする仮説が帰無仮説、「モードの励起が有る」とする仮説が対立仮説である。地球自由振動のモードの理論固有周波数は既知であり、イベントが発生した場合にはその固有周波数帯付近にスペクトルのピークが現れるはずである。特に、地表付近のイベントの場合は主に基本モードが励起されるので、主に基本モードのピークが現れる。このような考えのもとで、周波数帯を基本モードのスペクトルピークが存在する「シグナルバンド」とそれ以外の「ノイズバンド」に分ける (Beroza and Jordan, 1990)。

モード励起の有無を検定する際に用いる検定統計量としては、以下のような量を用いる。

$$t(\mathbf{x}) = \frac{\bar{z} - \bar{y}}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/m}} \quad (1)$$

ここで、 \bar{z} はシグナルバンドの平均パワー、 \bar{y} はノイズバンドの平均パワーである。また、 σ_1^2, σ_2^2 はそれぞれのバンドにおける分散、 n, m はそれぞれのバンドでの離散周波数データ点数である。基本的な考えとしては、 $t(\mathbf{x})$ が 0 を越えた値を持つときにそのモードの励起があった可能性がある。

仮説検定を行うには検定統計量の確率密度関数が必要である。通常は、検定統計量の適

当な解釈から、確率密度関数を仮定することによって検定を行っている。今回は、ブートストラップ法を用いることによって確率密度関数を仮定することなく仮説検定を行った。ブートストラップ法では、データを独立同分布と見なして、それらから重複を許してリサンプリングを行なう。そのようにして得られた仮想的なデータを実際のデータと同様に解析する。今回の場合は、観測されたパワースペクトルの離散周波数データ \mathbf{x}^{obs} から、重複を許したランダムサンプリングで仮想的なデータ x^{*b} を作成し、それらに対する検定統計量の値

$$t(\mathbf{x}^{*b}) = \frac{\bar{z}^{*b} - \bar{y}^{*b}}{\sqrt{\sigma_1^{2*b}/n + \sigma_2^{2*b}/m}} \quad (2)$$

を求めることになる。このような作業を適当な回数 B 回行なうことによって、検定統計量の頻度分布が得られ、それは確率密度関数の近似と見なせる。今回の解析においては $B = 200$ とした。次のような確率

$$P_{mode}(\mathbf{x}, l) = \frac{\#\{t(\mathbf{x}^{*b}) \geq t(\mathbf{x}^{obs})\}}{B} \quad (3)$$

を考える。ここで、 \mathbf{x} は各観測点でのモードに対応する離散周波数データ、 l はモードの次数である。これは、帰無仮説のもとで、すなわち、スペクトルの離散周波数データがランダムと仮定したとき、観測された検定統計量よりも大きな値が得られる確率である。この値が、任意に決定された有意水準 α より小さい場合に帰無仮説を棄却し、対立仮説「モードの励起が有る」を採択する。

1.2.2 イベントの有無の検定

前回の検定によってある時刻における各観測点でのモード励起の有無が求められた。次に、ある時刻におけるすべての観測点の結果を用いて、その時刻にイベントがあったかどうかの検定を行う。この場合は、「イベントが無い」とする仮説が帰無仮説、「イベントが有る」とする仮説が対立仮説である。

イベントの有無を検定する際に用いる検定統計量としては、以下のような量を用いる。

$$M = \sum_{\mathbf{x}, l} I(\mathbf{x}, l) \quad (4)$$

ここで、 $I(\mathbf{x}, l)$ はモード励起が有った場合に 1、無かった場合に 0 となる量である。従って、この場合の検定統計量 M はその時刻で励起があったモードの総数である。

帰無仮説のもとでの M の頻度分布は、 $P_{mode}(\mathbf{x}, l)$ を用いたモンテカルロ法によるシミュレーションにより求められ、それは M の確率関数の近似と見なせる。

次のような確率

$$P_{event} = \frac{\#\{M^{*n} \geq M^{obs}\}}{N} \quad (5)$$

を考える。ここで、 M^{obs} は観測された M 、 M^{*n} はシミュレーションにより得られた M である。これは、帰無仮説のもとで、すなわち、モードの励起が $P_{mode}(\mathbf{x}, l)$ に従ってランダムに起きると仮定したとき、観測された検定統計量よりも大きな値が得られる確率である。この値が、任意に決定された有意水準 α より小さい場合に帰無仮説を棄却し、対立仮説「イベントが有る」を採択する。

この方法では、当然通常の地震もイベントとして検出される。地震の影響の無い期間で P_{event} 値が小さければ、それが未知のイベントということになる。以上のような方法を10年分のデータに対して3時間ごとに行い、求められた P_{event} の時間変動のグラフを作成する。

1.3 データ解析

解析に用いたデータは、IRIS GSN と GEOSCOPE のノイズレベルが $10^{-18} (m^2/sec^3)$ 程度以下である計 21 観測点 (図 1) で記録された、1990 年から 1999 年までの VHZ チャンネルの連続記録である。これらの全観測点において、センサーは STS-1 または STS-2 型地震計である。モードとしては、27 個の伸び縮み基本モード ${}_0S_{17} - \dots - {}_0S_{43}$ を解析した。これは、地球自由振動の基本モードは地球の表層付近のイベントで励起されやすいことと、これらのモードの周波数帯がノイズレベルが最も低い周波数帯だからである。ある時刻でのモード励起を検定する際、最適なデータ開始時刻及びデータ長はモード毎に異なっているが、それらは数値実験で決定した。表 1 に解析したモードの角周波数 ω_i , $1000/Q_i$ と数値実験で求めた最適なデータ長 T_i , スタート時間のシフト量 τ_i を示す。解析は 3 時間毎に行い、各時刻でのデータにはハニング窓を掛けて FFT でパワースペクトルを求めた。その際、システム応答を補正し、速度を加速度に変換した。

1.4 結果

解析例として1993年の結果の一部を図2に示す。モード励起の有無を決定する有意水準 α は5%である。ここで、赤の実線で描かれているものが P_{event} を表わしている。この図より、マグニチュードが6以上の地震が発生しているほとんどの時間では、 P_{event} 値が小さくなっていることが分かる。 E は解析されたモードのうちで励起されたモードの割合を、 A は解析する全モードのうちで実際に解析を行ったモードの割合を示す。データには観測点ごとに何らかの理由による欠測があるので、欠測値としては0を割り当てている。欠測値の割合が解析する時系列の10%を越えた場合は、その観測点についてはモードは解析しないこととした。これら2つの値は、解析結果に対する信頼度の指標として見ることができる。

未知のイベントの検出に際しては、既知の通常地震が発生していない時期における P_{event} 値を見る必要がある。ハーバードCMTカタログに記載のある通常地震の発生している時期を除いた箇所について P_{event} 値を見ていくと、丸で囲った部分では地震が発生していないにもかかわらず P_{event} 値が小さくなっている。こうした部分が未知のイベントである。ここでは、有意水準 α を5%としたが、実際には P_{event} は任意パラメータである有意水準 α の値に大きく影響される。そこで、 α の変化が P_{event} 値に与える影響について検討する。

1.4.1 有意水準について

統計的検定法の難点は有意水準が任意なことである。ここでは、 α を変化させて通常地震の検出率を求め、適切な有意水準を決定する。図3は1993年における α の値を変化させたときの P_{event} 値を示している。 α が30%以上と大きい場合には地震の有無に関係なく、常に P_{event} 値は小さい。この状態は α の減少とともに徐々に緩和されていき、1%の場合には大地震の発生している部分にのみ P_{event} 値のピークが見られるようになる。

未知のイベントの検出においては、これまでに存在が明らかになっているイベントは除去する必要がある。 α が30%以上の場合に見られるような常に P_{event} 値のピークが見られる状態は、常時地球自由振動を検出しているものと考えられる。従って、常時地球自由振動の平均的な励起以上の未知のイベントを捉えるためには、 α の値としては10%以下を選択する必要がある。そこで、 α を10%以下で変化させた場合の通常地震の検出率を調べ、それを用いて α を決定する際の指標とする。

図4は α を1%、5%、10%と変化させた場合の通常地震の検出率とマグニチュードの関係を示している。まず、マグニチュードの上昇とともに、地震の検出率も上昇することから、今回の検出方法が有効であるということが出来る。次に、変化させた α について見ていくと、1%の場合にはマグニチュードが6.0という比較的大きな地震に対する検出率でさえ50%に達していない。これは、 $\alpha = 1\%$ では検出条件としては厳しすぎるために本来検出されるべき地震すら検出されていないと考えられる。逆に、 α が10%と大きい場合にはマグニチュードが5.5以下という小さな地震に対しても地震の検出率が見かけ上大きくなっており、それらには常時地球自由振動も含まれている可能性がある。そこで、適当な α として、常時地球自由振動を検出せず、かつ未知のイベントが検出される可能性のある $\alpha = 5\%$ を採用した。また、 α' は P_{event} 値の時間変化から未知のイベントを同定する際に必要となるが、その値については後述する。

1.4.2 未知のイベント

未知のイベントは地震の影響の無い静穏期で起こっているものとした。ここでは、静穏期はTanimoto and Um (1998)に従って地震モーメント M_0 ごとに以下の基準を適用した。すなわち、 $M_0 < 5 \times 10^{-18}$ (Nm)の場合には地震の起こった日から1日、 $5 \times 10^{-18} < M_0 \leq 5 \times 10^{-19}$ (Nm)の場合は3日、 $M_0 > 5 \times 10^{-19}$ (Nm)の場合には5日をイベントによる影響のある期間として除去し、その間の期間を静穏期とした。 $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha' = 0.1\%$ とした場合に静穏期において検出された16の未知のイベントを表2に示す。

この表より未知のイベントのほとんどが1994年までに検出されていることが分かる。未知のイベントが検出された箇所から前後5日分の P_{event} 、 E 、 A を図5に示す。各図における中央の箇所が未知のイベントによる P_{event} 値のピークになっている。未知のイベントが90年代の前半部分に集中している理由は現段階では良く分かっていない。またイベントの有無を決定する有意水準 α' も α と同様に任意のパラメータである。 $\alpha' = 1\%$ とした場合にはさらに3イベント付加された。加えられる未知のイベントを表3に示す。

1.4.3 異常な地震の候補

さらに、カタログに記載されている通常地震の中からスローアースクェイクの候補を探した。1990年から1999年の10年間に発生した通常地震についてマグニチュードに対す

るモードの励起率 E をプロットすると図 6 のようになる。これより、マグニチュードとモードの励起率の間には、おおよその傾向があることが分かる。ここで、各マグニチュードで E の中央値を求め、その値より 0.1 以上離れている場合を異常なモード励起とした。この 0.1 という値は、Beroza and Jordan (1990) が行った同様の解析における値にほぼ一致させた。この基準を用いて調べると、マグニチュードに対してモード励起率が異常に大きい地震が 10 年間で 76 個存在した。表 4 にそれらの一覧を示す。

またイベントの有無を決定する P_{event} 値とマグニチュードが有意水準 α' より小さい期間の長さ T をプロットすると図 7 のようになる。 T の値はおおよそ 5 から 10 時間程度であり、マグニチュードによる系統的な変化はない。ここでも E の場合と同様に、各マグニチュードでの T の中央値をもとに調べると、他の地震と比べ異常に T の値が大きい地震が 10 年間では 21 個存在した。表 5 にそれらの一覧を示す。

ここで調べたような地震は、他の通常地震とは違う現象が起ったことによって異常が見られたと考えられる。しかし、現段階ではその詳細は不明である。また、こうした異常は未知のイベントの場合とは異なり、発生時期に偏りは見られない。

1.5 考察

今回は、イベントの検出に際して数値的な統計的検定方法を用いたが、この方法を用いることによって通常の地震についても妥当な検出率を得ることができた。このことより、イベント検出に際して今回用いた方法は有効であるということが出来る。また任意パラメータである有意水準をもとにモード励起およびイベントの有無を決定を行っているが、この値が妥当であるかどうかの客観的基準は求められない。そこで有意水準に変わるなんらかの検定基準を用いることにより、任意性を排除した方法を考えることが必要であろう。

今回の解析では、90年代の10年間でおよそ20個の未知のイベントを検出した。それらがISCなどの地震カタログに未掲載の通常地震ではないことは時系列データを見て確認した。今回検出した未知のイベントの75%は前半の5年間に起きていた。また、Beroza and Jordan (1990)では、1978-79年の旧IDAの10観測点の記録を解析して27個の未知のイベントを検出している。これは今回の結果に比べて1桁以上大きい頻度である。このような解析時期による頻度の違いが有意かどうかは、データや方法の違いを考慮して今後慎重に検討する必要がある。

スローアースクェイクのように通常地震によらないモード励起のイベントとしては常時地球自由振動がある。今回はモード励起の有無を決定する有意水準 α の値を小さくすることによって常時地球自由振動を検出しない状態下でのイベントの検出を試みたが、常時地球自由振動がまったく検出されていないとは言い切れない。この可能性を否定するためには、常時地球自由振動によって励起されたモードのパワーを差し引いた上で再度検出を試み、同様にイベントが検出されるかどうか確認する必要がある。また通常地震のうち、 E または T 値が異常なものに対しても原因は現時点でははっきりしておらず、個々のイベントに対するさらに詳しい解析を行うことによって、そのような異常が引き起こされた原因を特定する必要がある。

今回検出された未知のイベントは、波形記録による視覚的な確認によって、検出された未知のイベントが通常地震である可能性は否定される。しかし、発生場所や現象自体については、今回の方法では明らかにすることができない。それらも含めて未知のイベントを探索できる方法の開発が今後の課題である。

参考文献

- Beroza, G. and Jordan, T., Searching for slow and silent earthquakes using free oscillations, *J. Geophys. Res.*, 95, 2485–2510, 1990
- Efron, B. and Tibshirani, R. J., An Introduction to the Bootstrap, pp.220–234, Chapman & Hall, New York, 1993
- Heki, K., Miyazaki, S. and Tsuji, H., Silent fault slip following an interplate thrust earthquake at the Japan Trench, *Nature*, 386, 595–598, 1997
- Hirose, H., Hirahara, K., Kimata, F., Fujii, N. and Miyazaki, S., A slow thrust slip event following the two 1996 Hyuganada earthquakes beneath the Bungo Channel, southwest Japan, *Geophys. Res. Lett.*, 26, 3237–3240, 1999
- McGuire, J. J. and Jordan, T., Further evidence for the compound nature of slow earthquakes: The Prince Edward Island earthquake of April 28, 1997, *J. Geophys. Res.*, 105, 7819–7827, 2000
- Pacheco, J., Sykes, L. R. and Scholz, C. H., Nature of seismic coupling along simple plate boundaries of the subduction type, *J. Geophys. Res.*, 98, 14133–14159, 1993
- Ringdal, B. F., Study of magnitudes, seismicity, and earthquake detectability using a global network, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, 76, 1641–1659, 1986
- Rouland, B. D., Condis, C., Paramentier, C. and Souriau, A., Previously Undetected earthquakes in the southern hemisphere located using long-period geoscope data, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, 82, 2448–2463, 1992
- Roult, G. and Crawford, W., Analysis of 'background' free oscillations and how to improve resolution by subtracting the atmospheric pressure signal, *Phys. Earth Planet. Inter.*, 121, 325–338, 2000
- Shearer, P., Global seismic event detection using a matched filter on long-period seismograms, *J. Geophys. Res.*, 99, 13713–13725, 1994
- Suda, N., Nawa, K., and Fukao, Y., Earth's background free oscillations. *Science*, 279, 2089–2091, 1998
- Tanimoto, T. and Um, J., Earth's continuous oscillations observed on seismically quiet days, *Geophys. Res. Lett.*, 25, 1553–1556, 1998

l	ω_l (mHz)	$1000/Q_l$	T_l (hour)	τ_l (hour)
17	2.567230	3.71913	34.92	9.12
18	2.673415	3.85984	31.68	8.52
19	2.777093	4.00555	27.60	7.80
20	2.878491	4.15380	29.04	8.04
21	2.977848	4.30241	29.04	8.04
22	3.075403	4.44953	27.60	7.80
23	3.171389	4.59372	26.16	7.68
24	3.266028	4.73391	24.96	7.32
25	3.359524	4.86934	22.32	6.36
26	3.452064	4.99959	21.84	6.36
27	3.543815	5.12443	20.52	6.24
28	3.634924	5.24384	19.44	5.76
29	3.725518	5.35793	19.08	9.60
30	3.815710	5.46688	18.00	5.40
31	3.905593	5.57097	16.92	5.04
32	3.995247	5.67050	16.68	5.04
33	4.084742	5.76578	14.52	4.56
34	4.174132	5.85713	14.52	4.56
35	4.263465	5.94487	13.56	4.20
36	4.352780	6.02930	13.80	4.20
37	4.442109	6.11068	13.44	4.08
38	4.531476	6.18930	12.96	3.96
39	4.620903	6.26537	11.76	3.60
40	4.710405	6.33912	11.52	3.48
41	4.799997	6.41074	11.28	3.48
42	4.889685	6.48040	11.16	3.36
43	4.979479	6.54824	10.08	3.00

表 1: 解析したモードと解析時のパラメータ。 l は次数、 ω_l は角周波数、 T_l は解析したデータ長、 τ_l は解析時刻のシフト量

Date		P_{event}	$E(\%)$	$A(\%)$
90/2/13	12:00:9.78	0.0000	41.97	75.0
90/6/5	0:00:9.78	0.0005	41.48	62.5
90/8/31	21:00:9.78	0.0000	43.52	50.0
90/10/5	9:00:9.78	0.0000	43.52	50.0
92/6/20	3:00:1.40	0.0000	40.89	90.6
92/9/22	3:00:1.40	0.0000	42.96	90.9
93/3/24	3:00:1.40	0.0000	42.74	92.9
93/4/3	18:00:1.40	0.0000	41.08	78.6
93/4/4	6:00:1.40	0.0000	44.11	78.6
93/6/14	18:00:1.40	0.0000	41.70	62.2
93/8/24	9:00:4.70	0.0005	42.90	78.6
94/6/22	0:00:5.79	0.0000	42.42	73.3
94/11/7	12:00:5.79	0.0000	41.56	76.0
95/6/10	15:00:8.40	0.0000	41.67	88.9
99/6/2	15:00:7.13	0.0000	41.67	81.9
99/10/9	12:00:7.13	0.0000	42.45	68.4

表 2: $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha' = 0.1\%$ とした場合の未知のイベント

Date		P	$E(\%)$	$A(\%)$
90/1/24	0:00:9.78	0.0020	40.74	75.0
92/4/11	15:00:1.40	0.0060	38.51	99.7
97/7/30	12:00:1.62	0.0080	39.91	47.4

表 3: $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha' = 1\%$ とした場合に付加される未知のイベント

Date		M_w	$E(\%)$
90/2/8	7:15:35.9	6.764	69
90/3/16	15:52:49.0	6.140	55
90/4/3	20:04:42.4	5.152	57
90/4/26	9:37:22.8	6.282	67
90/5/24	19:34:53.6	6.510	72
90/6/8	13:49:30.3	5.659	54
90/10/15	1:35:49.9	6.724	70
90/10/17	12:16:31.3	5.833	73
90/11/6	17:28:00.0	5.236	55
91/1/3	15:18:53.9	5.419	54
91/1/8	22:04:19.0	6.168	55
91/4/29	6:54:57.2	5.304	61
91/5/24	18:28:41.4	5.780	54
91/5/30	9:06:29.3	5.316	63
91/12/27	2:32:43.7	6.020	54
92/2/17	0:02:1.8	5.976	55
92/3/2	9:05:59.7	5.548	58
92/3/30	18:09:50.2	5.936	55
92/4/23	4:50:29.5	6.186	59
92/5/30	12:42:6.6	6.040	57
92/6/2	20:00:56.2	5.220	54
92/6/28	6:52:34.2	4.976	57
92/7/18	6:57:15.7	5.522	62
92/8/28	17:15:5.3	5.533	62
92/9/9	13:08:58.3	6.104	55
92/9/24	18:17:20.7	6.110	63
93/1/13	17:11:13.0	5.500	56
93/3/12	12:06:22.2	5.649	57
93/5/2	11:27:4.0	6.443	70
93/5/6	13:03:25.4	6.140	54
93/7/22	4:57:14.8	6.050	58
93/9/10	16:02:26.5	5.292	70
93/9/26	3:31:21.2	6.299	62
93/10/24	5:53:34.2	5.642	62
93/11/5	22:37:24.8	6.185	58
94/1/17	7:19:42.5	5.227	56
94/1/25	5:41:20.3	5.443	54
94/2/15	15:08:26.4	5.923	58

94/6/27	4:10:15.7	6.137	59
94/8/28	15:02:22.3	5.565	55
94/10/4	12:09:51.7	5.245	54
94/10/9	20:25:9.5	5.155	64
95/2/19	0:17:49.7	5.969	64
95/4/21	0:02:45.4	6.008	65
95/5/26	3:11:29.7	6.493	74
95/5/31	13:51:24.5	5.572	60
95/8/2	21:39:31.8	5.405	54
95/10/1	15:57:23.4	6.419	68
95/10/6	18:09:51.2	6.748	80
95/10/23	22:46:57.5	6.196	58
96/1/2	2:06:31.4	5.199	60
96/1/30	21:14:57.4	5.197	62
96/3/22	3:24:28.0	6.737	70
96/6/2	0:50:39.4	5.368	63
96/7/20	0:00:47.1	6.221	60
96/9/14	12:50:43.1	5.215	54
96/10/18	9:26:9.2	5.360	63
96/11/11	0:47:28.4	6.118	55
97/3/9	11:43:51.8	6.182	55
97/5/11	22:16:24.3	6.419	70
97/5/29	17:02:45.7	6.482	70
97/7/6	9:54:9.5	6.827	81
97/7/19	12:23:3.6	5.892	63
97/8/10	9:20:38.0	6.242	62
97/10/17	9:55:25.3	6.186	62
97/11/25	12:14:42.9	7.047	76
97/12/5	8:08:55.0	5.508	58
98/3/14	18:33:34.1	5.432	62
98/3/20	21:08:20.2	6.715	74
98/3/30	4:06:5.5	5.589	55
98/5/10	3:40:0.0	5.247	59
98/8/23	13:57:16.6	6.697	70
98/8/30	11:33:41.1	6.099	55
99/4/8	11:30:22.5	5.541	59
99/11/15	1:34:39.5	5.694	57
99/11/19	11:21:25.9	5.908	55

表 4: モード励起率が大きい通常地震のリスト

Date		M_w	$T(\text{hour})$
91/11/19	11:56:40.1	6.0313	39.058
92/2/12	17:06:28.7	5.9757	30.892
92/6/21	10:52:48.2	5.0920	28.120
92/6/28	6:52:34.2	5.7878	35.124
92/9/26	5:45:55.9	6.0835	42.235
93/5/29	0:18:39.6	5.9462	29.690
93/9/10	16:02:36.5	6.1202	43.958
94/3/9	12:08:35.3	6.5146	29.858
94/6/2	18:18:15.8	5.4358	41.697
95/4/21	0:02:45.4	6.0437	26.956
95/11/21	18:17:9.2	6.3104	32.716
96/1/1	8:05:23.1	5.1988	27.911
97/7/19	12:23:3.6	6.0796	29.616
97/9/20	16:11:43.0	5.8153	31.805
98/5/21	5:34:30.8	5.3039	39.427
98/11/29	14:10:45.1	6.5910	36.823
99/8/20	1:25:8.5	5.2452	28.583
99/9/20	17:47:35.3	6.4893	39.209
99/10/16	3:15:47.0	5.2773	29.739
99/11/26	0:29:2.4	6.4055	41.518
99/12/6	23:12:39.6	6.5250	27.791

表 5: T 値の異常な地震のリスト

図の説明

図 1 解析に用いた観測点分布。丸は IRIS、三角が GEOSCOPE における今回用いた観測点位置を示す。

図 2 1993 年、 $\alpha = 5\%$ の結果。A はモードの解析率、E はモードの励起率、P は帰無仮説のもとでイベントの起こる確率 P_{event} 。解析に際して用いた観測点は、ATD、CAN、ECH、ESK、HIA、INU、KIP、KMI、MAJO、NOUC、SCZ、SSE、TAM、WUS。

図 3 α が P_{event} に及ぼす影響。上から順に $\alpha = 50\%$ 、 $\alpha = 30\%$ 、 $\alpha = 10\%$ 、 $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha = 1\%$ の場合の P_{event} 値の変化を示す。

図 4 通常地震の検出率。1990 年から 1999 年までのハーバード CMT カタログに記載されている地震のうち検出された地震の割合を示す。赤の実線は $\alpha = 1\%$ 、黒の実線は $\alpha = 5\%$ 、青の実線は $\alpha = 10\%$ の場合。

図 5 静穏期における未知のイベント。未知のイベントが起っている時刻を中心に前後 5 日ずつの P_{event} 、E および A を示す。

図 6 通常地震によるモード励起率。1990 年から 1999 年までのハーバード CMT カタログに記載されている地震のうち $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha' = 0.1\%$ の条件で検出された地震におけるモードの励起率を示す。×が 1 個のイベントに相当する。赤丸はマグニチュードの割にモードの励起率が大きい地震を示す。

図 7 通常地震によるイベント励起時間。 $\alpha = 5\%$ 、 $\alpha' = 0.1\%$ の条件で検出された地震によるイベント励起時間をプロットしたもの。青丸は検出時間が長い地震を示す。

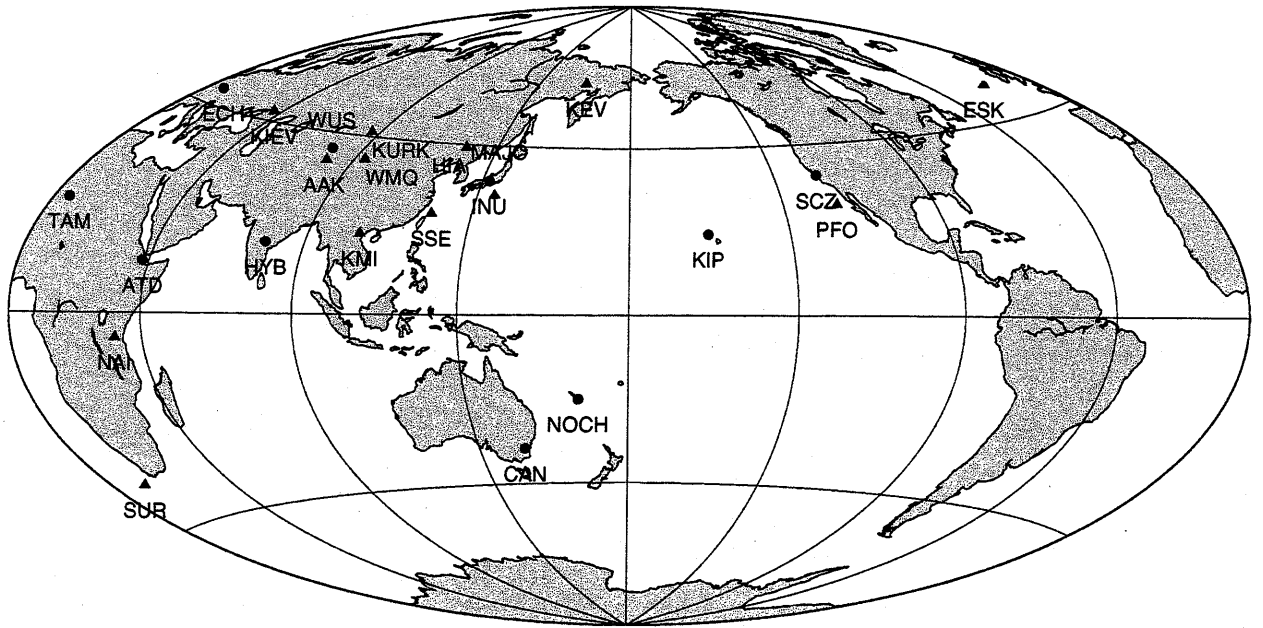
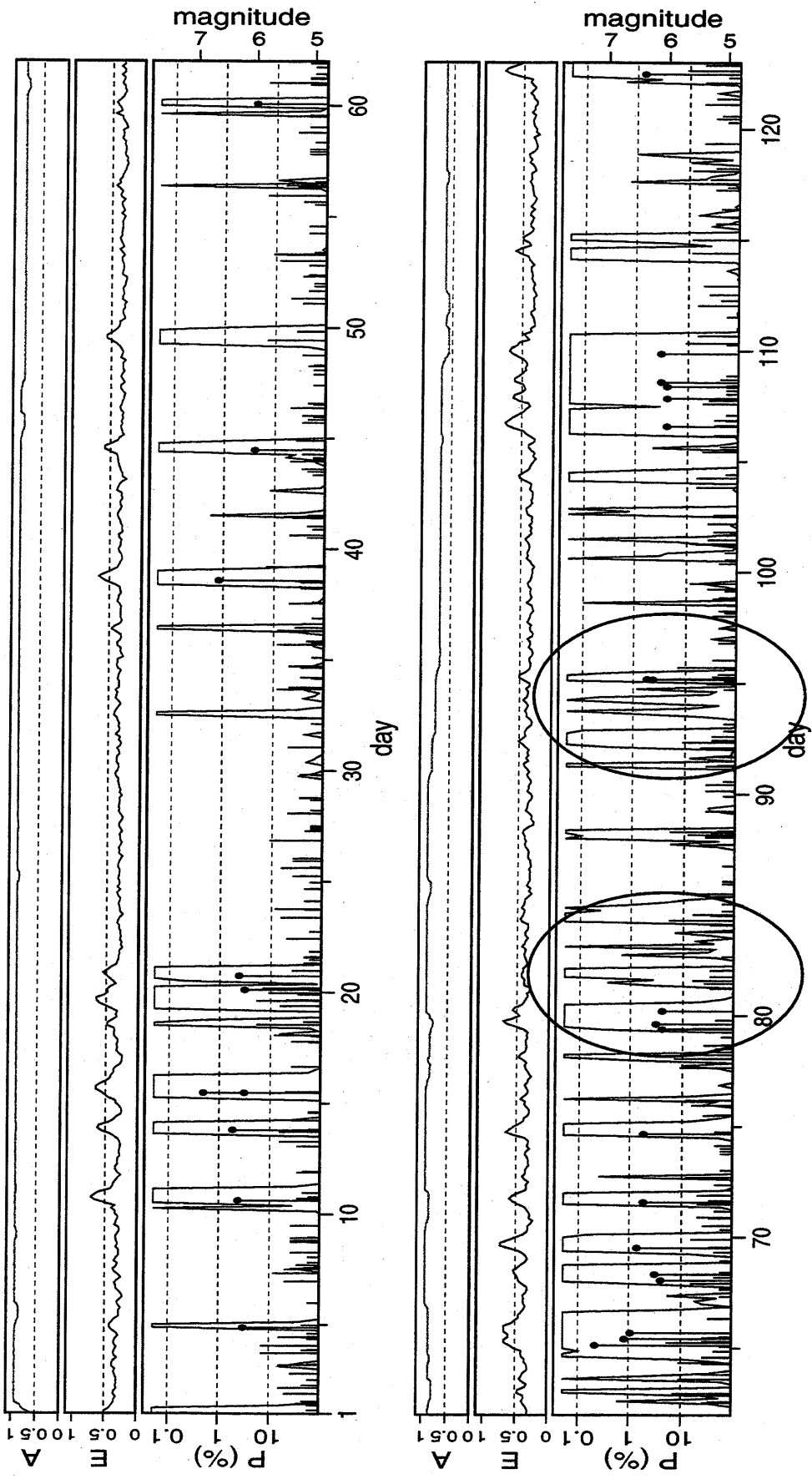


图 1



2

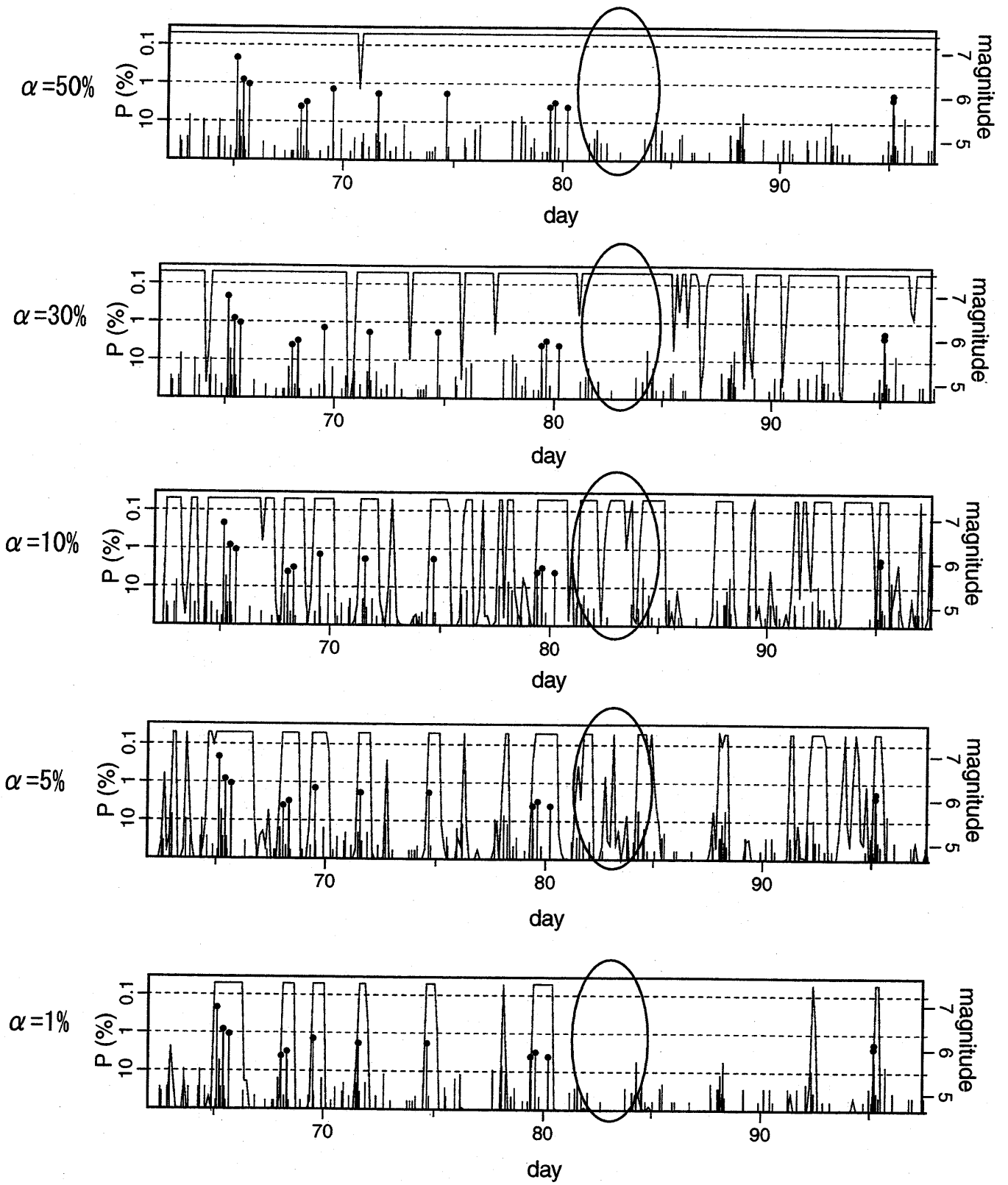


图 3

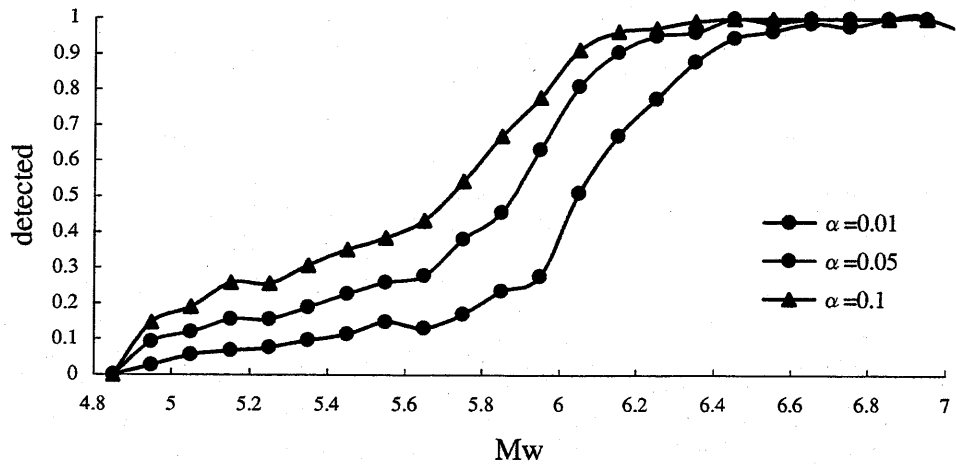
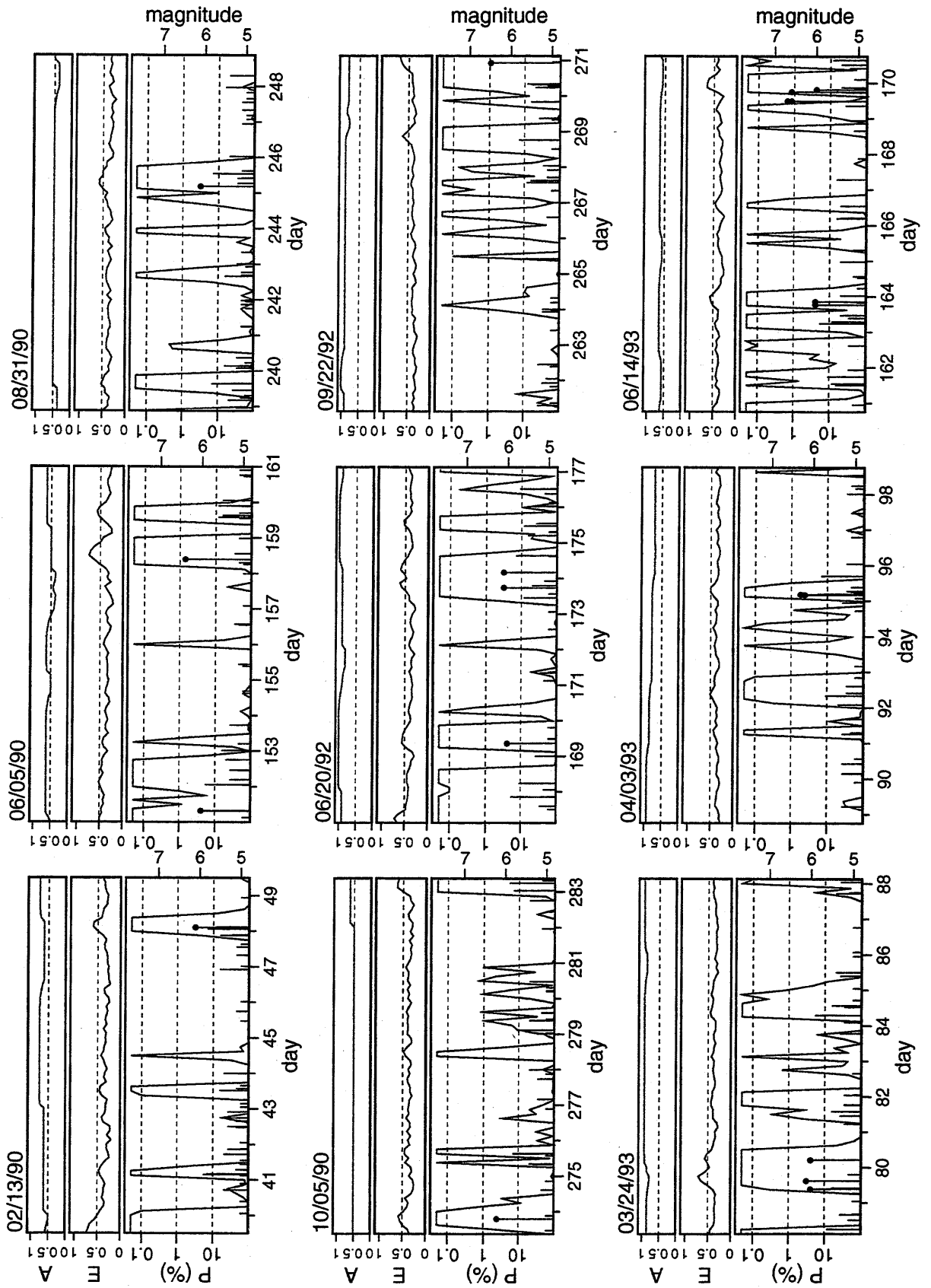


图 4



5

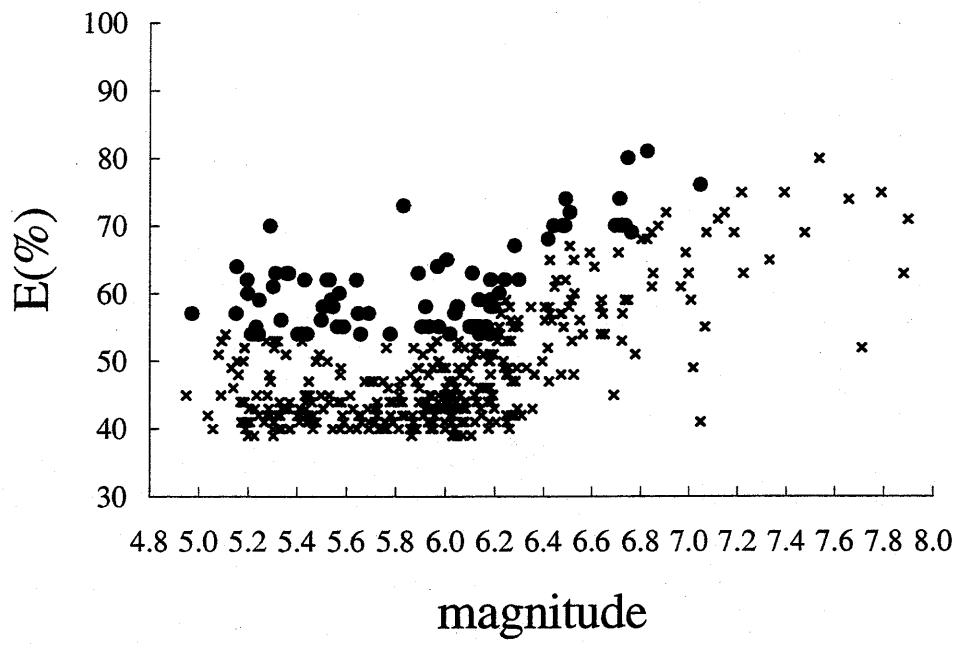


图 6

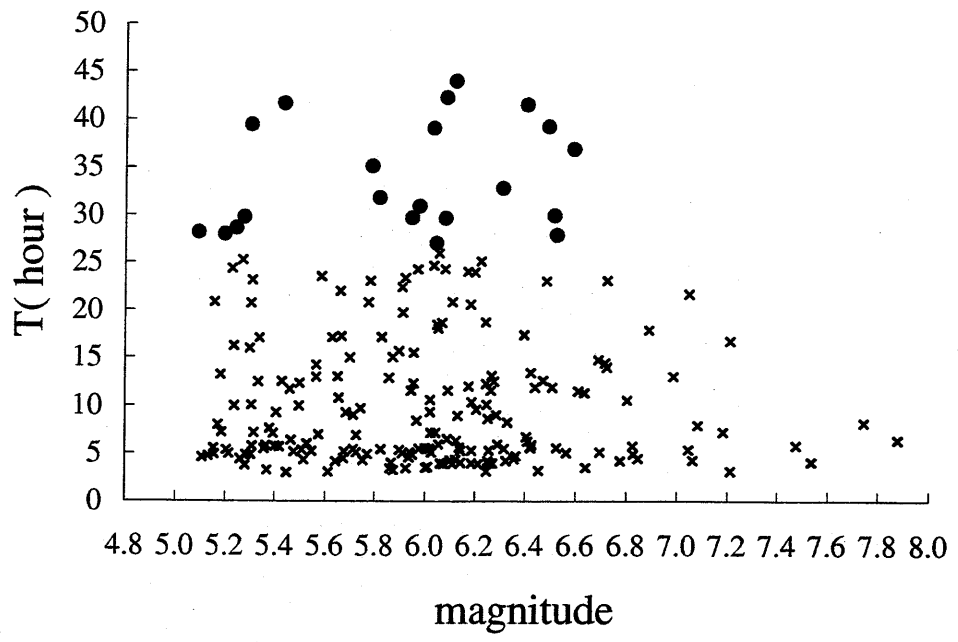


图 7

2 IRIS GSN, GEOSCOPE データの解析

【はじめに】

現在、地球には大気・海洋を励起源とする微弱な常時自由振動が存在することが明らかになっている。このような微弱な常時励起のレベルを超えて、通常地震とは異なる未知のイベントにより自由振動が励起されている可能性がある。未知のイベントとしては、沈み込み帯やトランスフォーム断層で起きるスローアースクェイク、何らかの突発的な大気・海洋現象などが考えられる(Fig. 1)。今回、このような地表付近での未知のイベント検出を目的として、自由振動のスペクトルを用いたイベント探索を10年分の広帯域地震計記録に対して行った。その結果、地震の影響の無い期間において、およそ20個の未知のイベントを検出した。

【解析方法】

本研究では、基本的には Beroza & Jordan (1990)と同様に、自由振動のモード励起の有無の検定の結果を用いてイベントの有無の検定を行う2段階の統計的検定法を用いている(Fig. 2)。ただし、検定統計量や数値的な方法を用いていることに違いがある。この方法で、ある時刻でのイベントの有無を検定することを考える。地表付近のイベントの場合は、主に基本モードが励起される。このとき、周波数帯は基本モードのスペクトルピークが存在する「シグナル帯」とそれ以外の「ノイズ帯」に分けられる。第1段階のモード励起の検定では、モードのシグナル帯とその両側のノイズ帯での平均パワーの差を検定量とする(Fig. 3)。モード励起が無い、という帰無仮説のもとでの検定量の確率密度関数としては、離散的なパワースペクトルデータのブートストラッピングから得られる経験分布を用いる。これによって、帰無仮説のもとで検定量が観測値以上の値をとる確率 p_{mode} が求められる。その値がある有意水準 α_{mode} 以下ならば、帰無仮説を棄却、すなわち、モード励起が有るとする(Fig. 4)。このような検定を、解析する全観測点・全モードに対して行う。第2段階のイベントの検定では、励起されたモードの総数を検定量とする。イベントが無い、という帰無仮説のもとでの検定量の確率関数は、 p_{mode} を用いたモンテカルロ法で推定できる。これによって、帰無仮説のもとで検定量が観測値以上の値をとる確率 p_{event} が求められる。その値がある有意水準 α_{event} 以下ならば、帰無仮説を棄却、すなわち、イベントが有るとする(Fig. 5)。この方法では、当

然通常の地震もイベントとして検出される。地震の影響の無い期間で p_event の値が小さければ、それが未知のイベントということになる。

【データ解析】

解析には、IRIS GSN と GEOSCOPE の観測点からバックグラウンドノイズの小さい 30 観測点を選び、それらの 1990-99 年の 10 年分の上下動連続記録を用いた (Table 1)。解析したモードは、最もバックグラウンドノイズが小さい周波数帯である 2.5-5mHz に固有周波数を持つ OS17 から OS43 の 27 個の伸び縮み基本モードである。ある時刻でのモード励起を検定する際、最適なデータ開始時刻及びデータ長はモード毎に異なっているが、それらは数値実験で決定した。解析は 3 時間毎に行い、各時刻でのデータにはハニング窓を掛けて FFT でパワースペクトルを求めた。その際、システム応答を補正し、速度を加速度に変換した。

統計的検定法の難点は有意水準が任意なことである。本研究のような方法では、特に第 1 段階の有意水準 α_mode が最終的な p_event の値に大きく影響する。 $\alpha_mode=30\%$ 以上では、ほとんどの時刻で p_event は 0.1% 以下になってしまう。これは、常時自由振動を検出してしまっていると考えられ、未知のイベントの検出基準としては緩すぎる。また、 $\alpha_mode=1\%$ 以下では、マグニチュード 6 の地震の p_event の値が 4 割程度しか 0.1% 以下にならず、検出基準としては厳しすぎると考えられる (Fig. 6)。今回は、マグニチュード 5.9 の地震の p_event の値が 5 割程度 0.1% 以下になる値として $\alpha_mode=5\%$ を採用した (Fig. 7)。また、有意水準 α_event には 0.1% を採用した。これによって、通常の地震の検出率に関しては Beroza & Jordan (1990) と同等になっている。

【結果】

Fig. 8 に求められた p_event の 10 年分の時系列を示す。今回の解析では 90 年代の 10 年間でおよそ 23 個の未知のイベントを検出した (Fig. 9)。それらが ISC カタログに未掲載の通常の地震ではないことは時系列データを見て確認した。

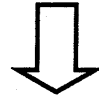
【考察】

今回検出した未知のイベントの 50% は終わりの 3 年間に起きていた (Table 2)。また、Beroza & Jordan (1990) では、1978-79 年の旧 IDA の 10 観測点の記録を解析して 27 個の未知のイベントを検出している。これは今回の結果に比べて 1

桁以上大きい頻度である。このような解析時期による頻度の違いが有意かどうかは、データや方法の違いを考慮して今後慎重に検討する必要がある。また、本研究の方法ではイベントの有無が分かるだけで、イベントの起きた場所や大きさは分からない。それらも含めて探索できる方法の開発が今後の課題である。

通常地震とは異なる未知のイベント

- ・ スロー・アースクエイク
- ・ 大気・海洋現象
- ・ 火山噴火

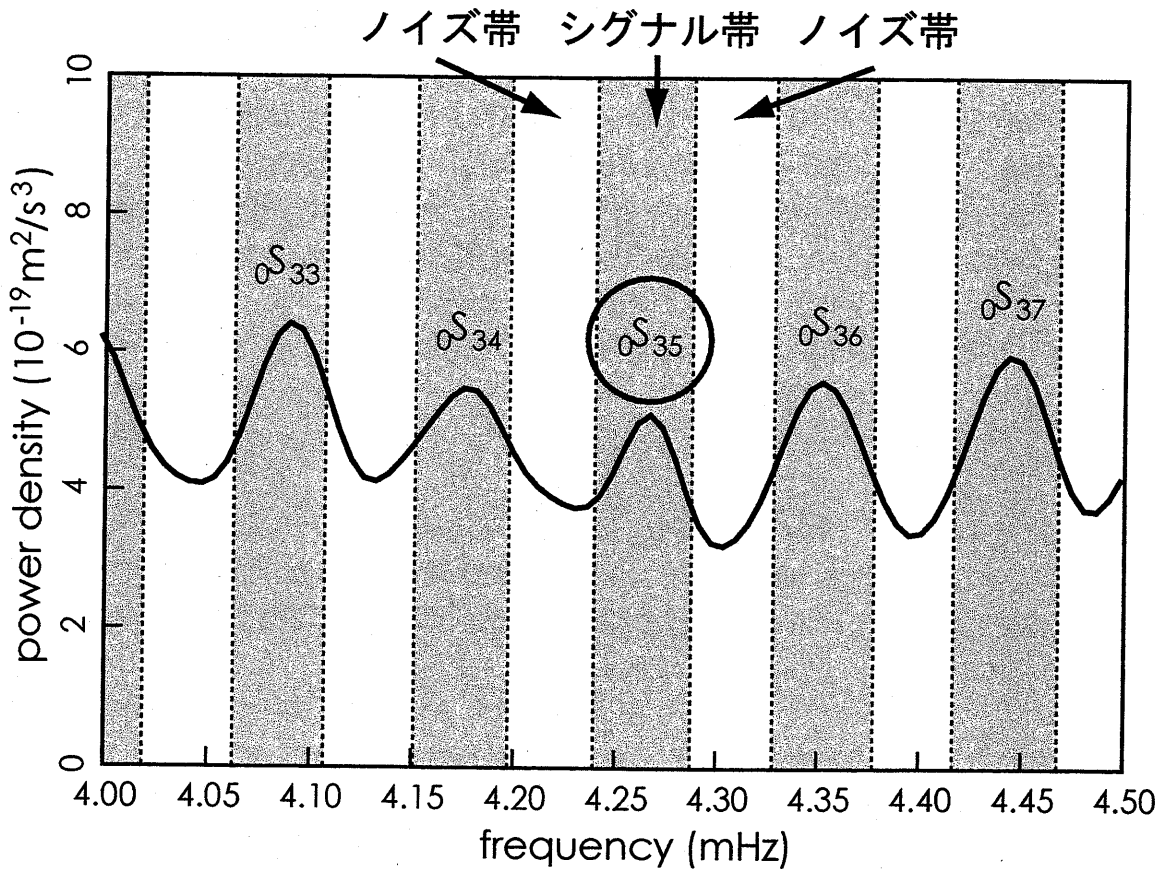


地球自由振動の励起源

地表に近いイベントならば主に基本モードが励起

スロー・アースクエイク探索

Beroza & Jordan (1990)



$0S_{17} - 0S_{43}$ (2.6 - 5.0 mHz)
28

Fig. 1

ある時刻でのイベントの有無の判定

2段階の統計的仮説検定法

仮説検定

帰無仮説 … 棄却したい仮説

対立仮説 … 証明したい仮説

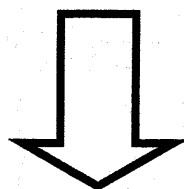
帰無仮説を棄却することで対立仮説を採用

1. モード励起の有無の仮説検定

帰無仮説 … モードの励起が無い

対立仮説 … モードの励起が有る

(ブートストラップ法)



2. イベントの有無の仮説検定

帰無仮説 … イベントが無い

対立仮説 … イベントが有る

(モンテカルロシミュレーション)

1. モード励起の有無の仮説検定

検定統計量

$$t(x) = \frac{\bar{z} - \bar{y}}{\sqrt{\sigma_z^2/n + \sigma_y^2/m}}$$

シグナル帯 ノイズ帯

\bar{z} \bar{y} 平均パワー

σ_z^2 σ_y^2 分散

n m 周波数データ点数

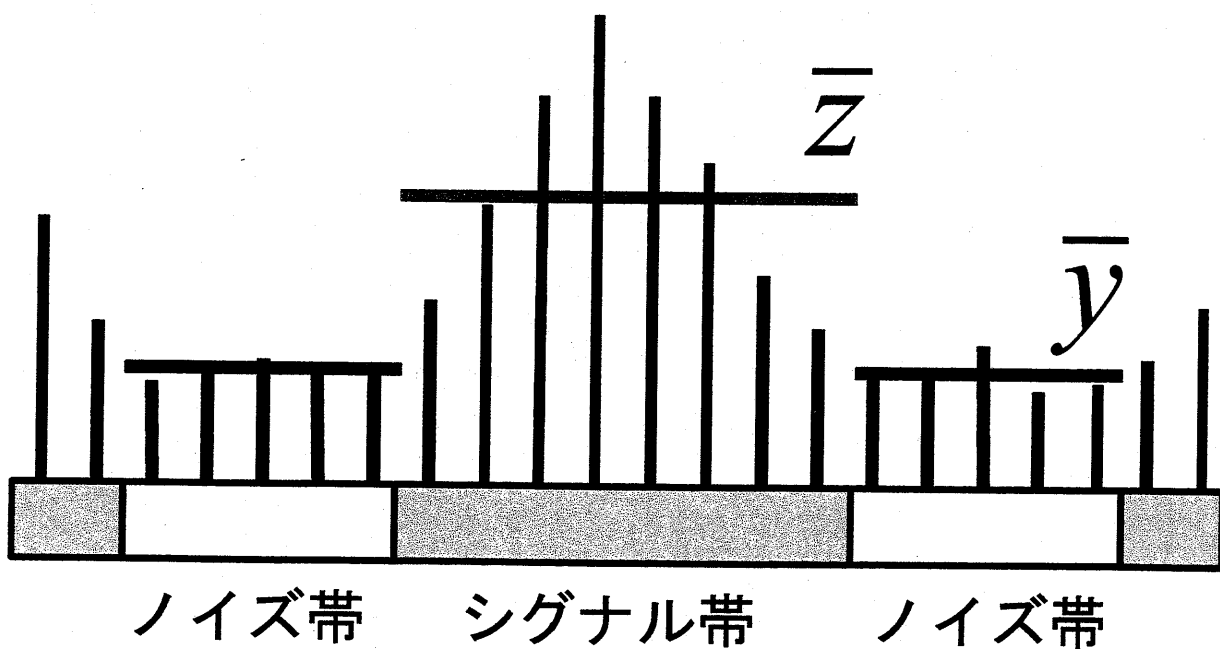
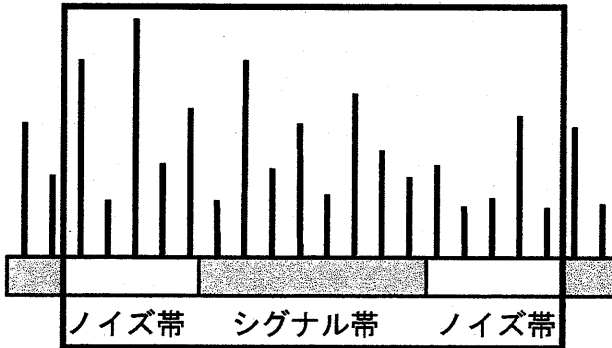


Fig. 3

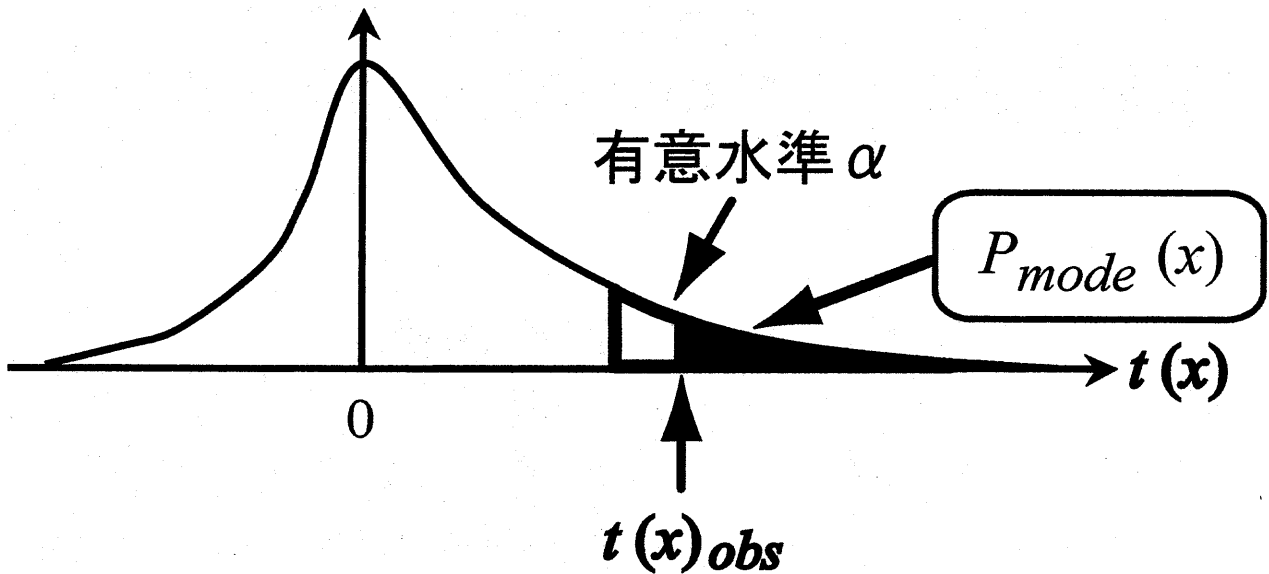
ブートストラップ法により帰無仮説のもとでの $t(x)$ の確率密度関数を推定

離散パワー値を
重複を許してランダムに選択



ブートストラップ複製

$$t^*(x) = \frac{\bar{z}^* - \bar{y}^*}{\sqrt{\sigma_z^{2*}/n + \sigma_y^{2*}/m}}$$



$P_{mode} \leq \alpha \longrightarrow$ 帰無仮説棄却
(モードの励起が有る)

Fig. 4

2. イベントの有無の仮説検定

検定統計量

$$M = \sum_x I(x)$$

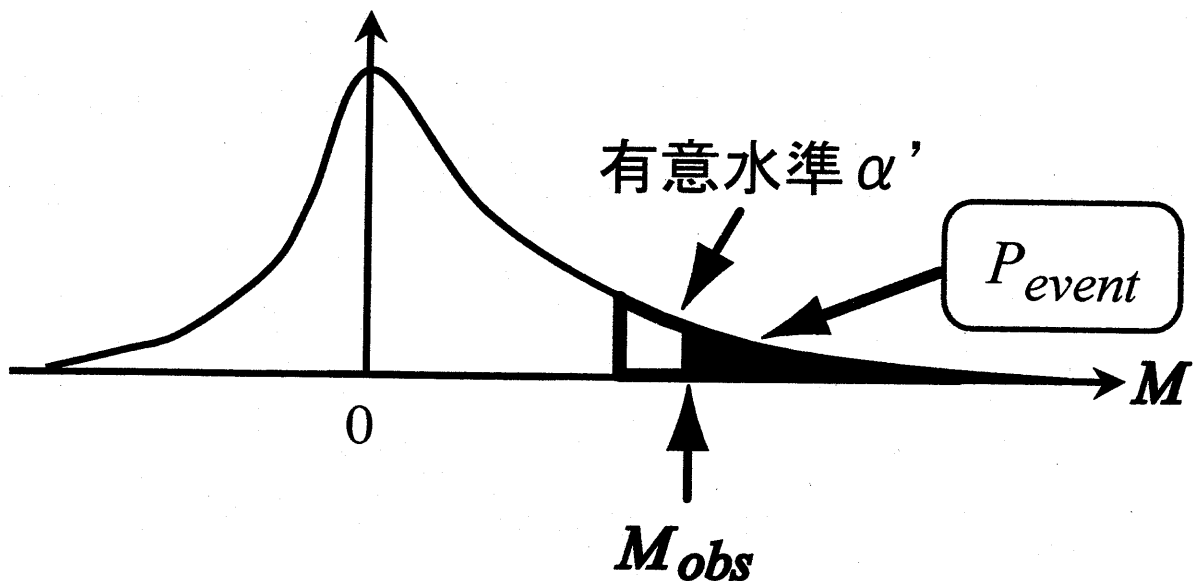
(励起されたモードの総数)

モードの励起有り $\dots I(x) = 1$

無し $\dots I(x) = 0$

$P_{mode}(x) \dots I(x) = 1$ となる確率

モンテカルロシミュレーションにより
帰無仮説のもとでの M の確率関数を推定



$P_{event} \leq \alpha'$ \longrightarrow 帰無仮説棄却
(イベントがある)

Fig. 5

Table 1

1990 1991 1992 1993 1994 1995 1996 1997 1998 1999

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
ATD				●	●	●	●	●	●	●
CAN	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
ECH	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
HYB	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
INU	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
KIP	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
NOUC				●	●	●	●	●	●	●
SCZ			●	●	●	●	●	●	●	
TAM		●	●	●	●	●	●	●	●	●
WUS	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
ENH			●	●	●	●	●	●	●	●
HIA	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
KMI	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
MDJ		●	●	●	●	●	●	●	●	●
SSE			●	●	●	●	●	●	●	●
WMQ	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
AAK		●	●	●		●	●	●	●	●
BFO							●	●	●	●
ESK	●	●	●	●						
KURK						●	●	●	●	●
PFO			●	●	●	●	●	●		●
SUR	●	●	●	●	●	●	●	●		
COR		●	●	●	●	●	●	●	●	●
CTAO			●	●	●	●	●			
HRV	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
KEV				●	●	●	●	●	●	●
KIEV						●	●	●	●	●
MAJO	●	●	●	●	●			●	●	●
NAI						●				
TSUM							●	●	●	●
GSC										

Variations of P_{event}

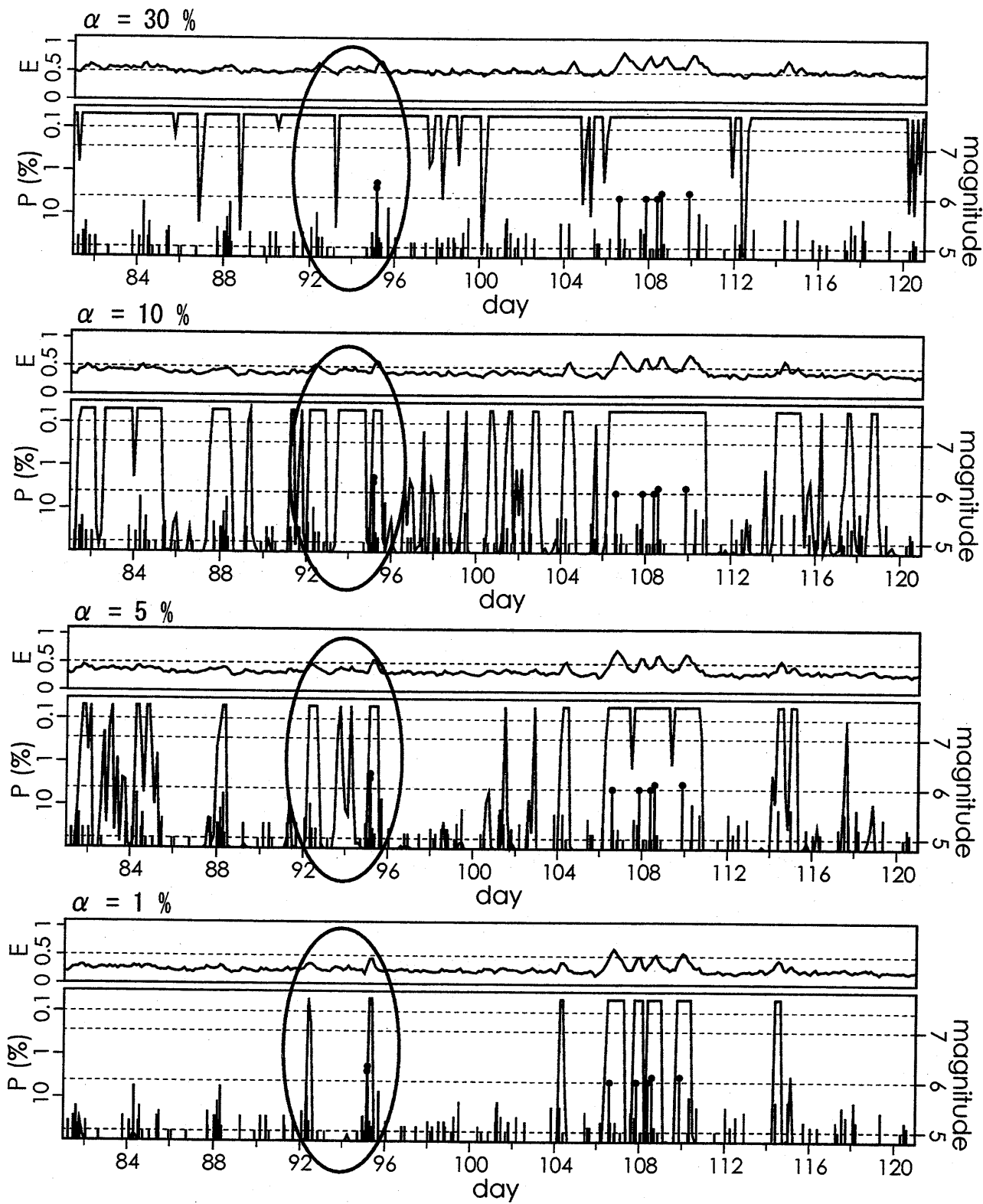


Fig. 6

Earthquake Detection Rate

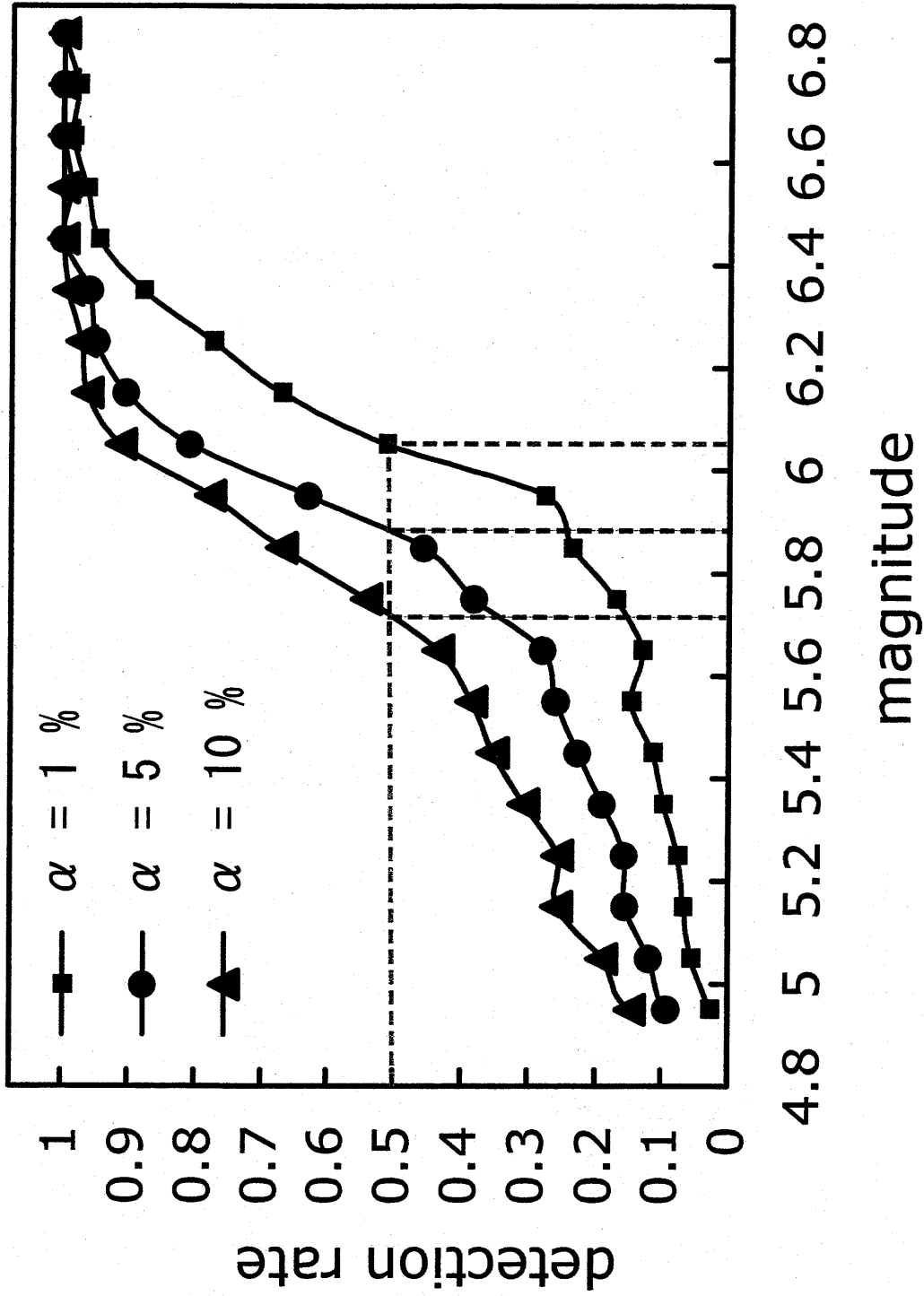
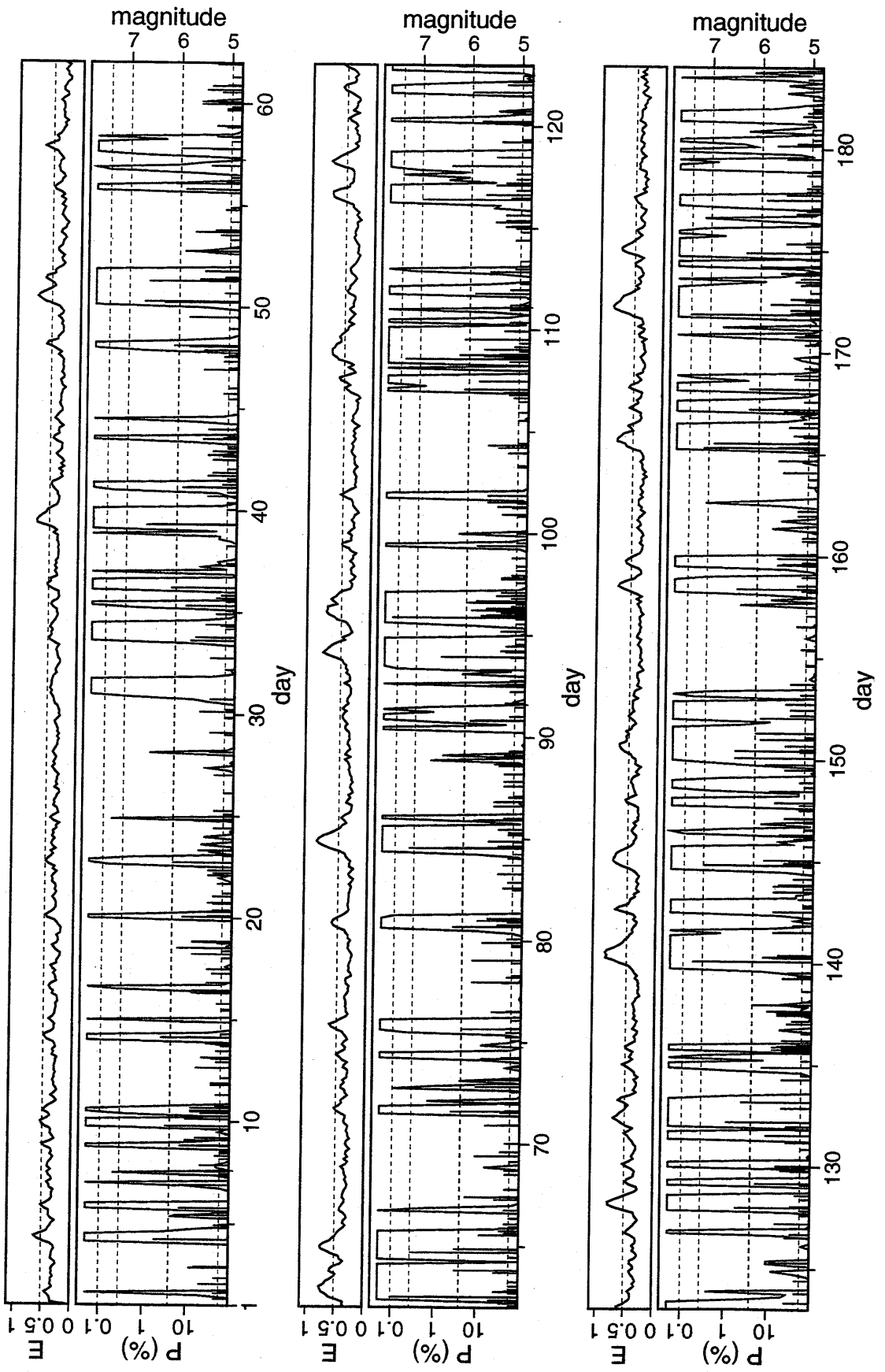


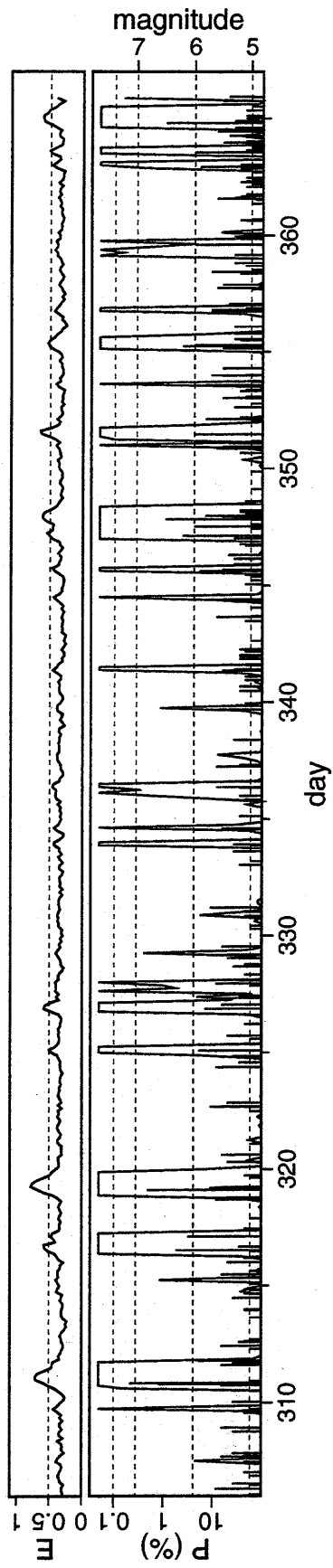
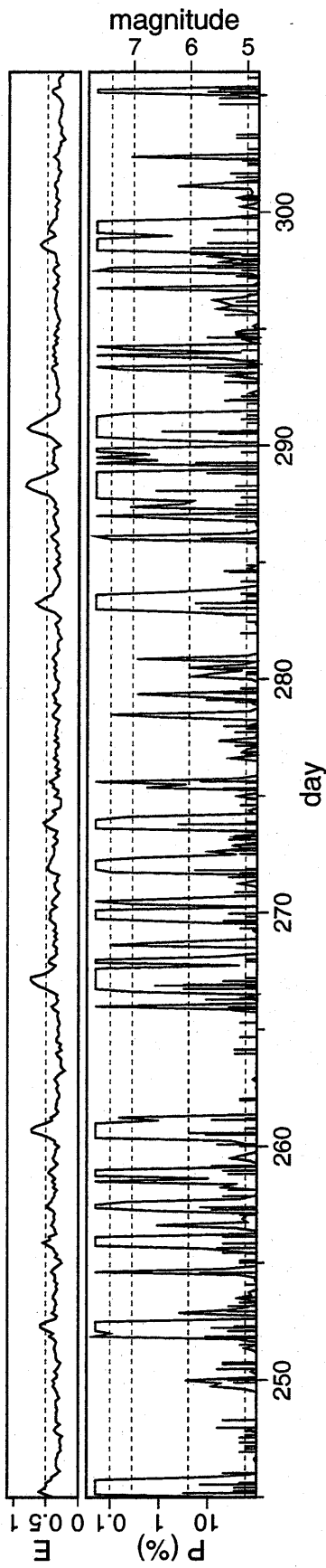
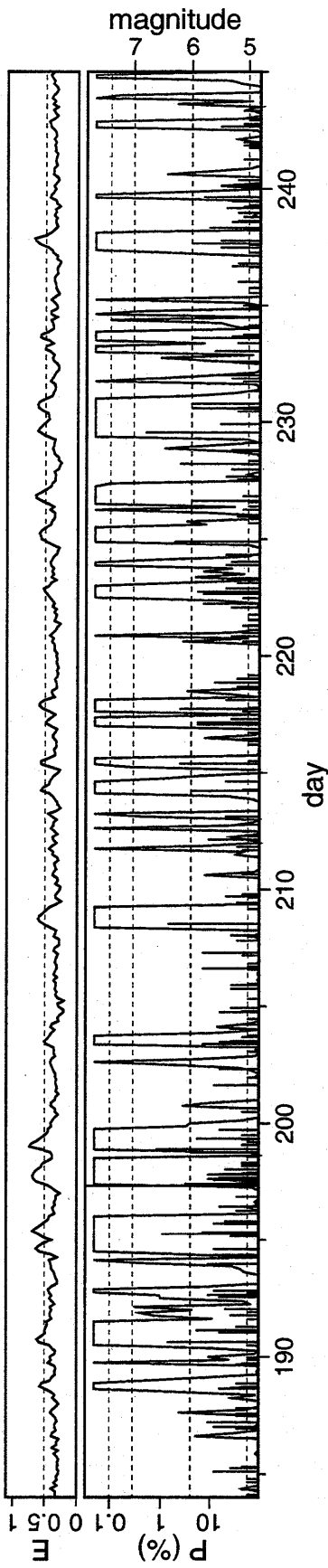
Fig. 7

Fig. 8

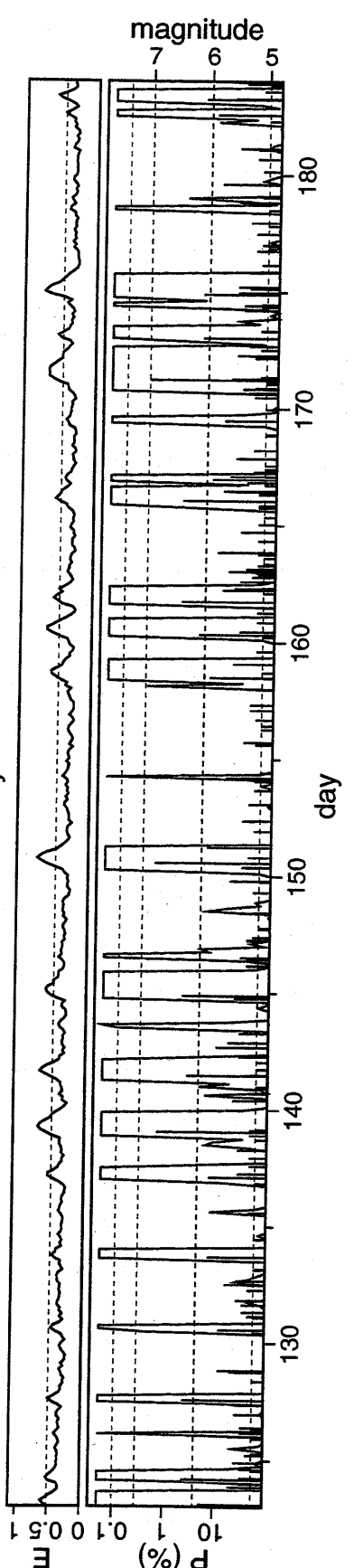
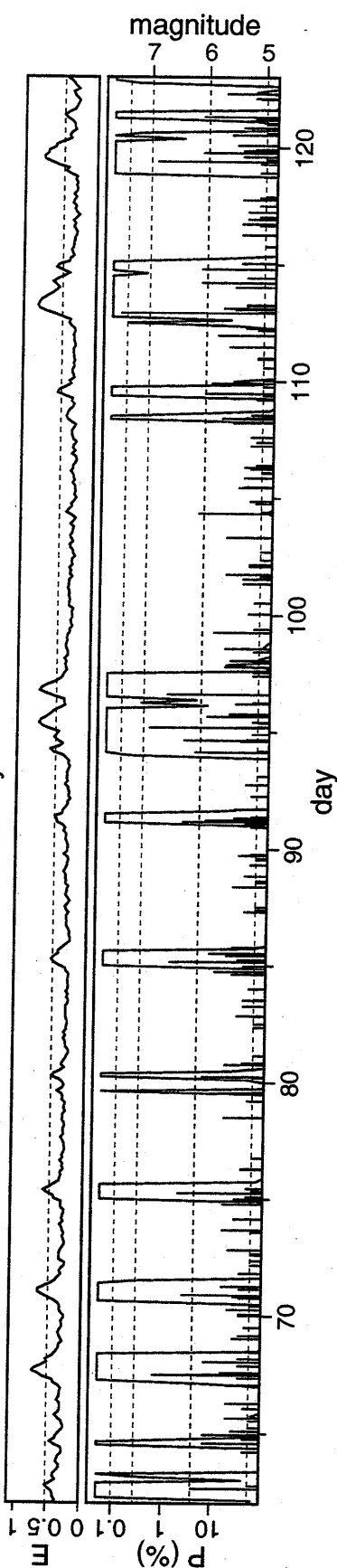
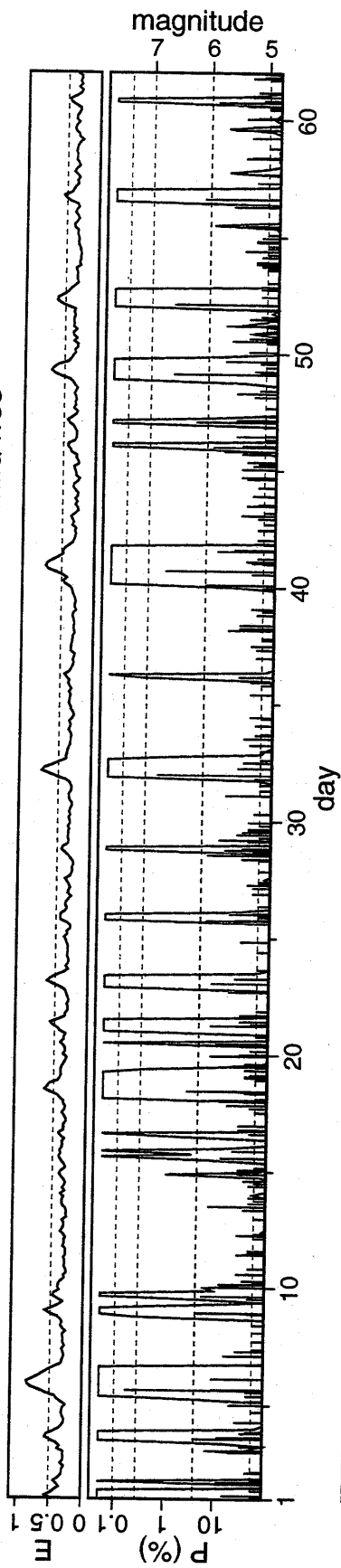
Year: 1990, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: CAN ECH ESK GSC HIA HRV HYB INU KIP KMI MAJO SUR WMQ WUS



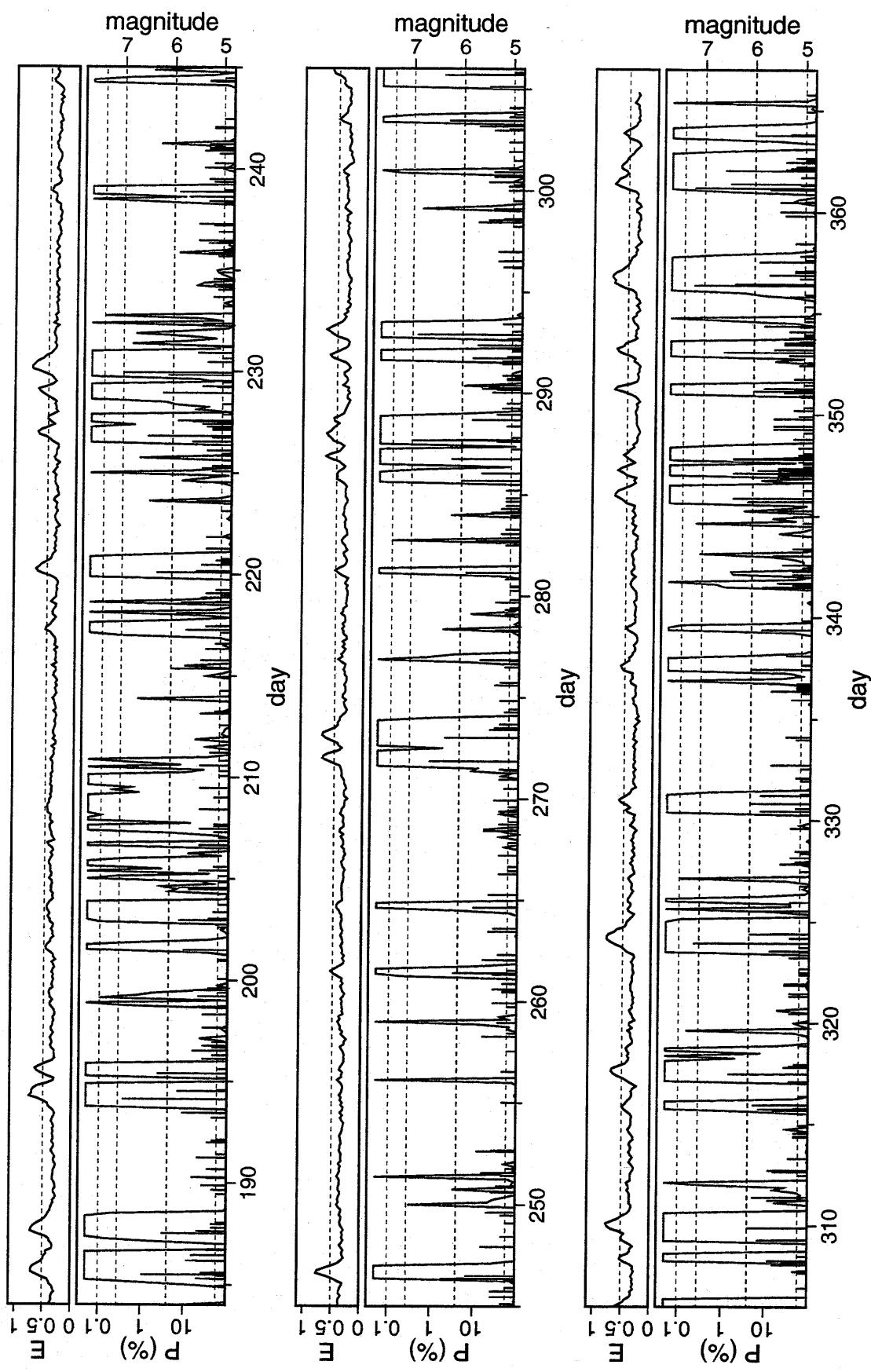
Year: 1990, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: CAN ECH ESK GSC HIA HRV HYB INU KIP KMI MAJO SUR WMQ WUS



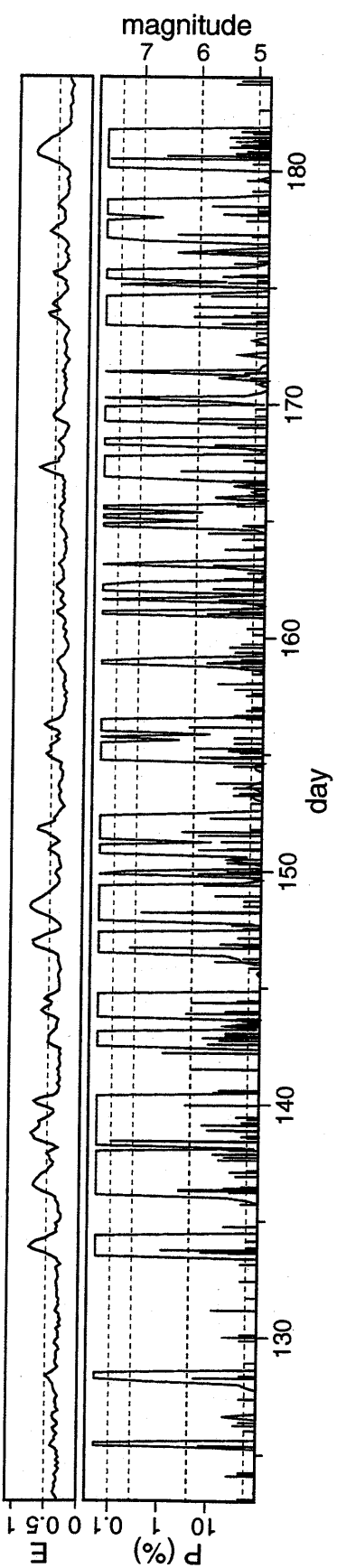
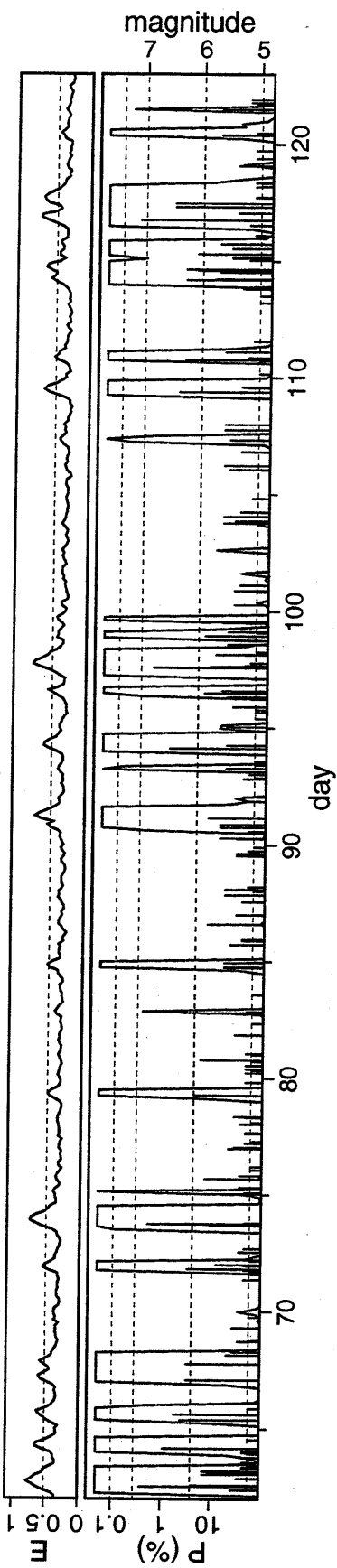
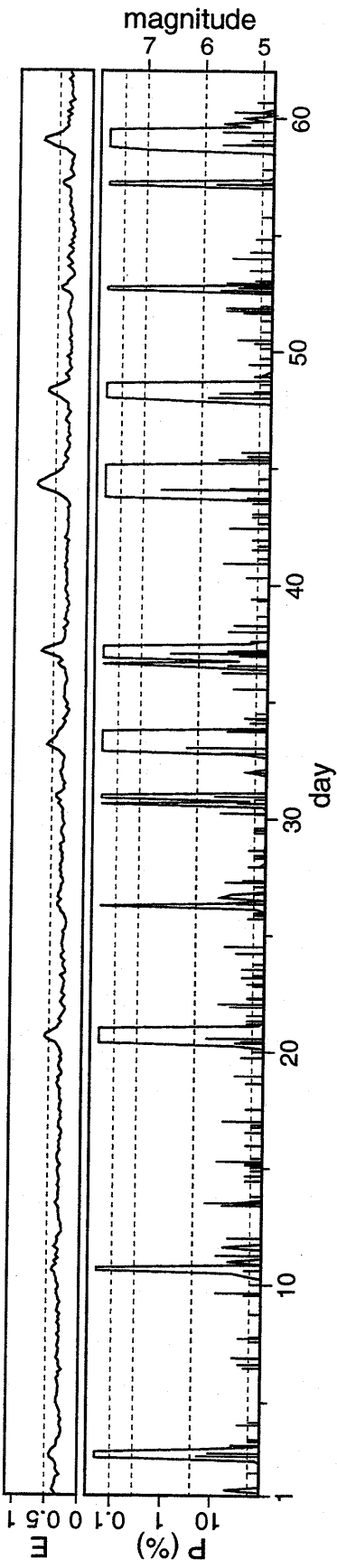
Year: 1991, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK CAN COR ECH ESK GSC HIA HRV HYB INU KIP KMI MAJO MDJ SUR TAM WMQ WUS



Year: 1991, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK CAN COR ECH ESK GSC HIA HRV HYB INU KIP KMI MAJO MDJ SUR TAM WMQ WUS

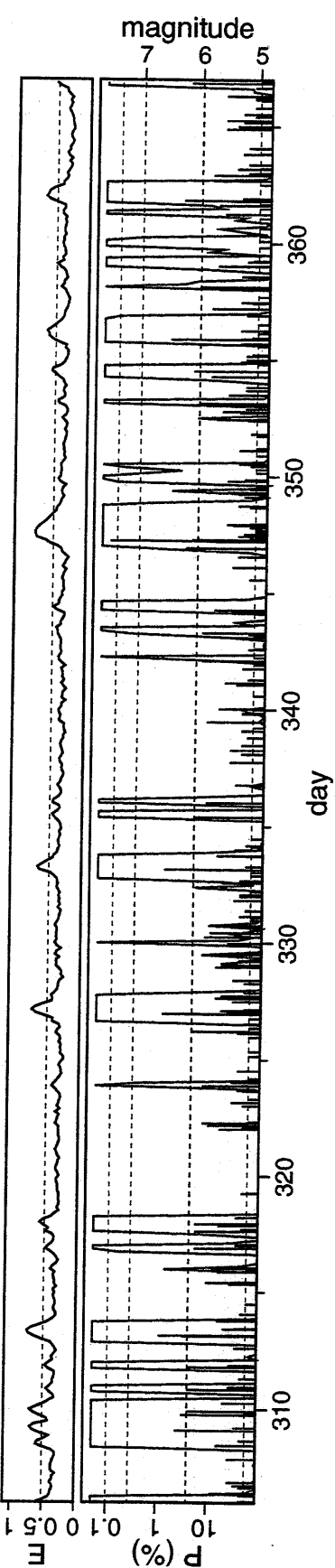
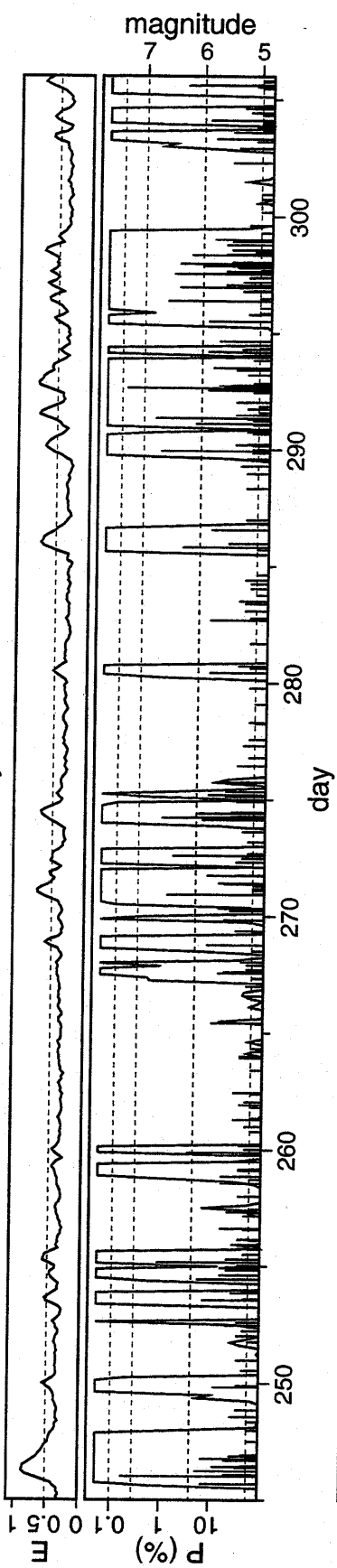
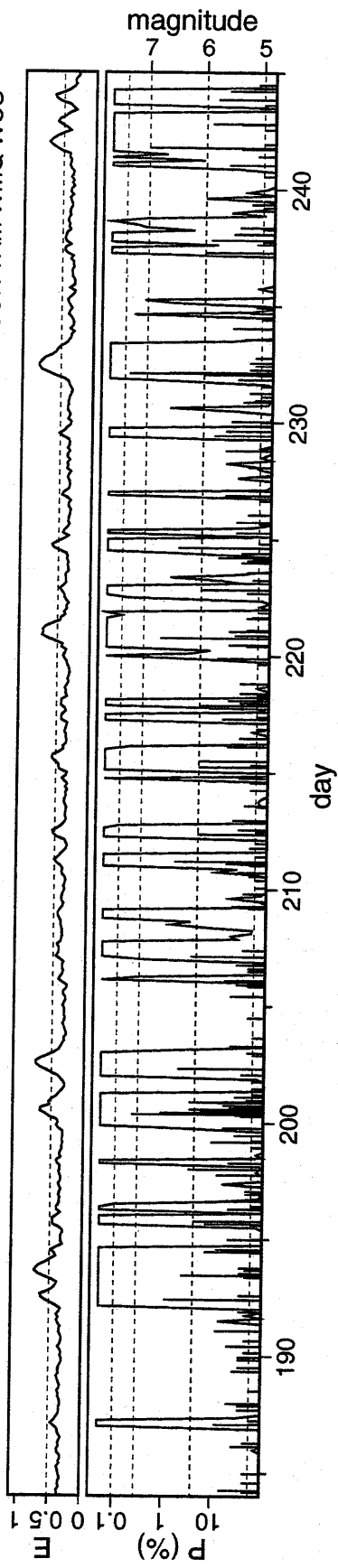


Year: 1992, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK CAN COR CTAO ECH ENH ESK GSC HIA HRV INU KIP KMI MAJO MDJ PFO SCZ SSE SUR TAM WMQ WUS

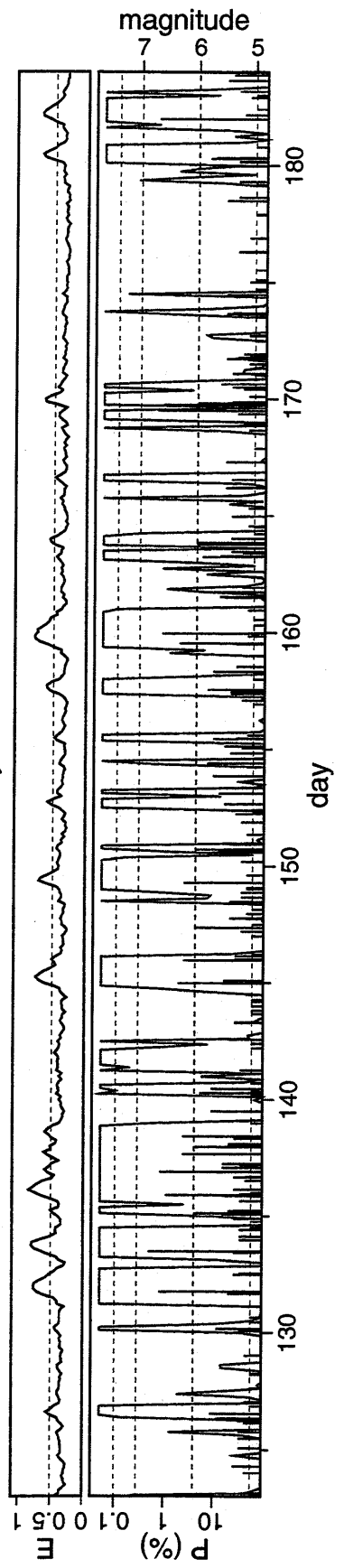
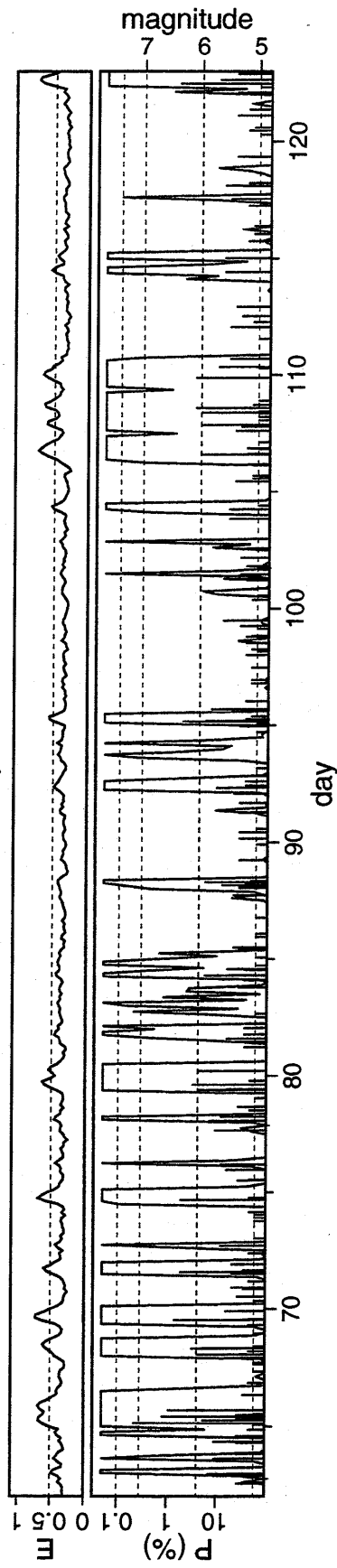
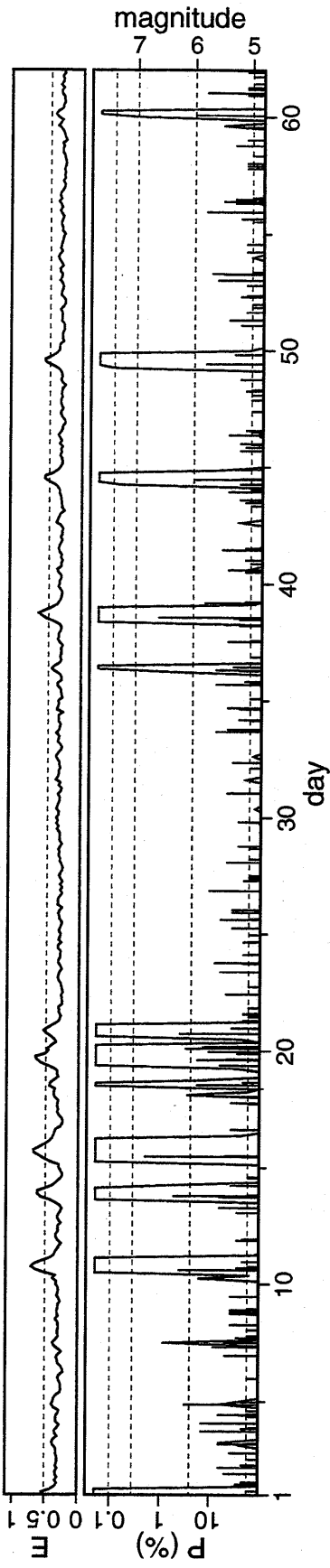


Year: 1992, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0

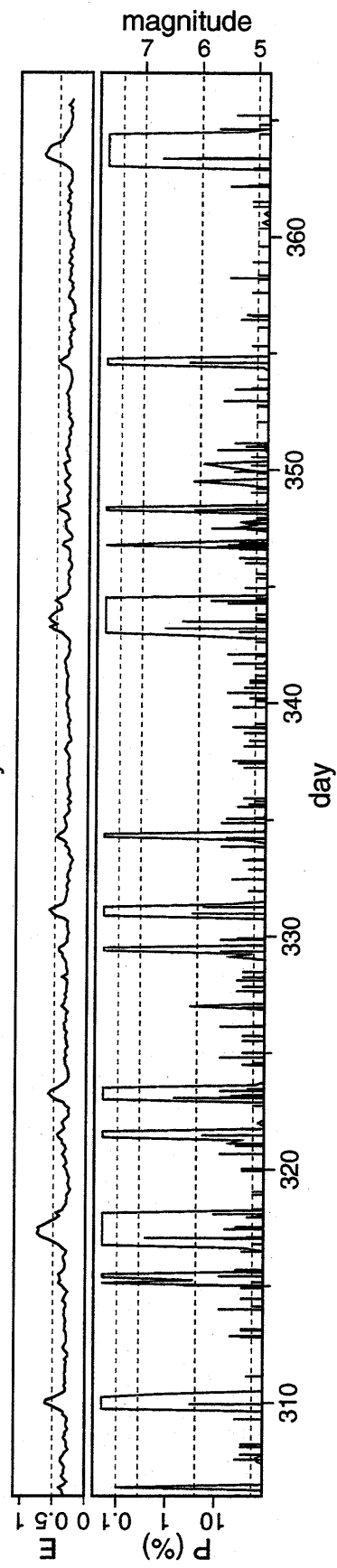
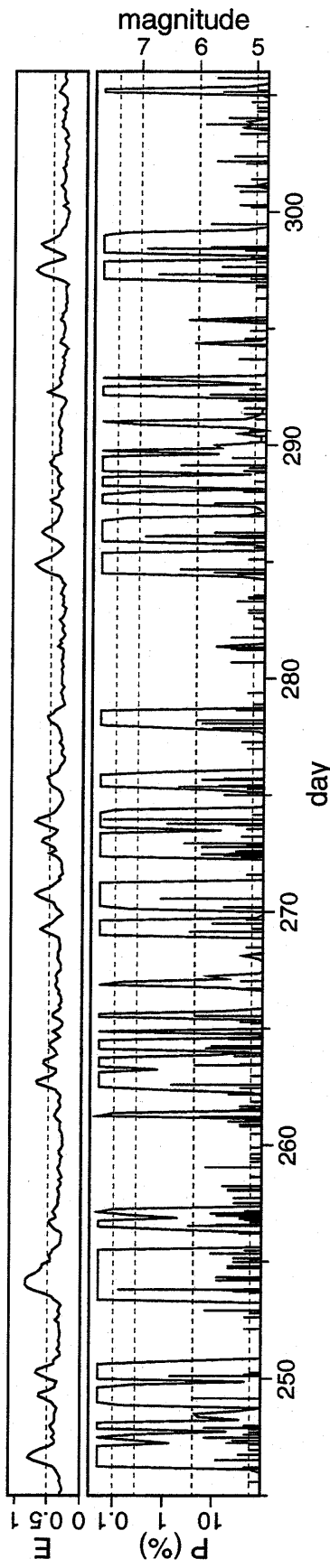
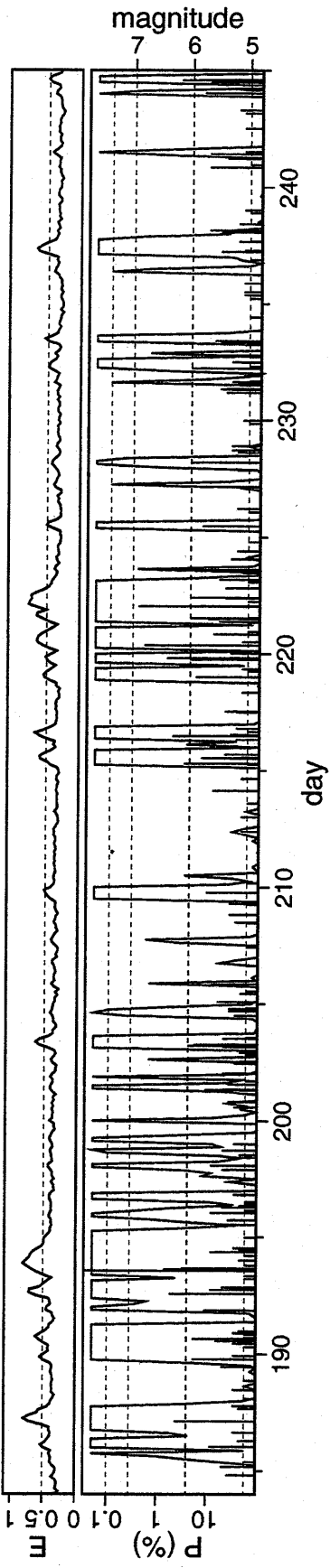
Station: AAK CAN COR CTAO ECH ENH ESK GSC HIA HRV HYB INU KIP KMI MAJO MDJ PFO SCZ SSE SUR TAM WMQ WUS



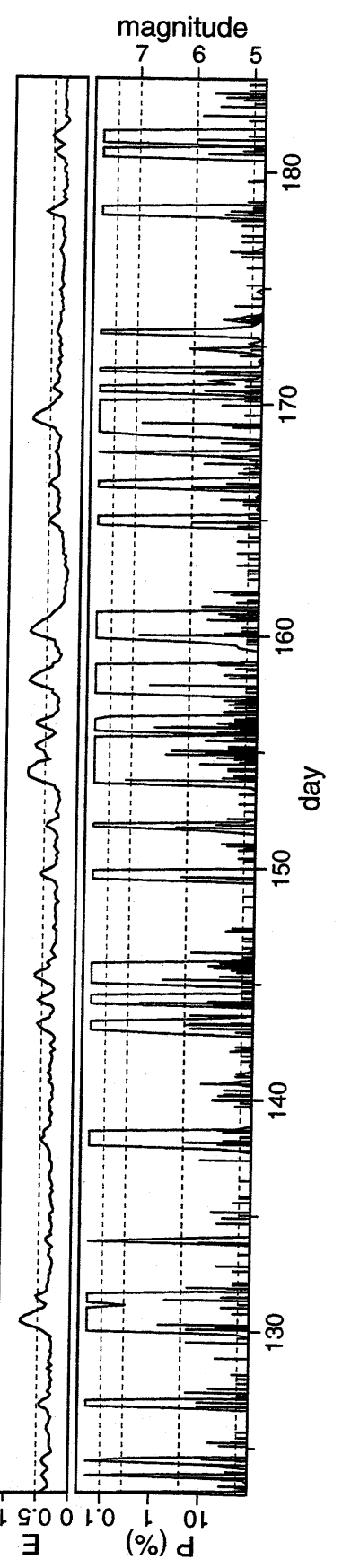
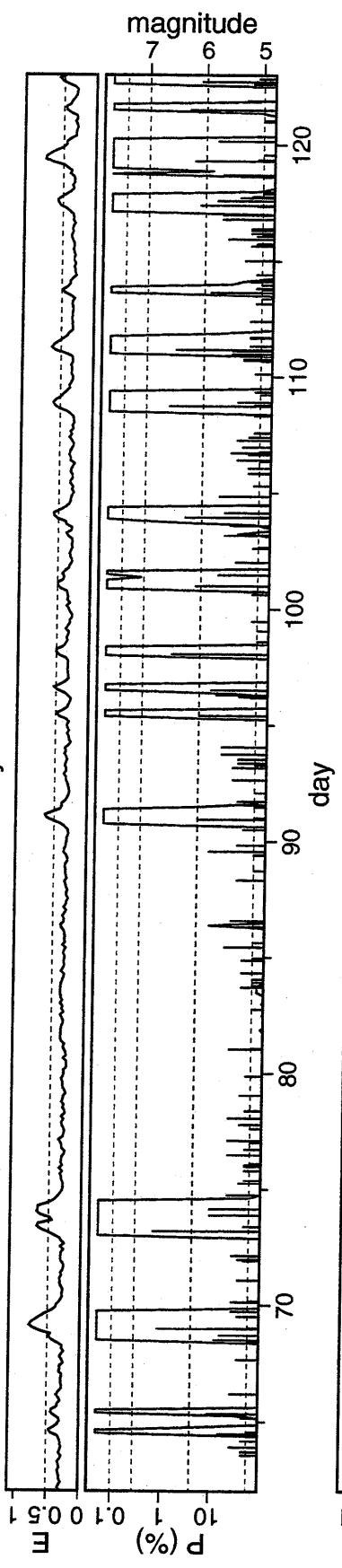
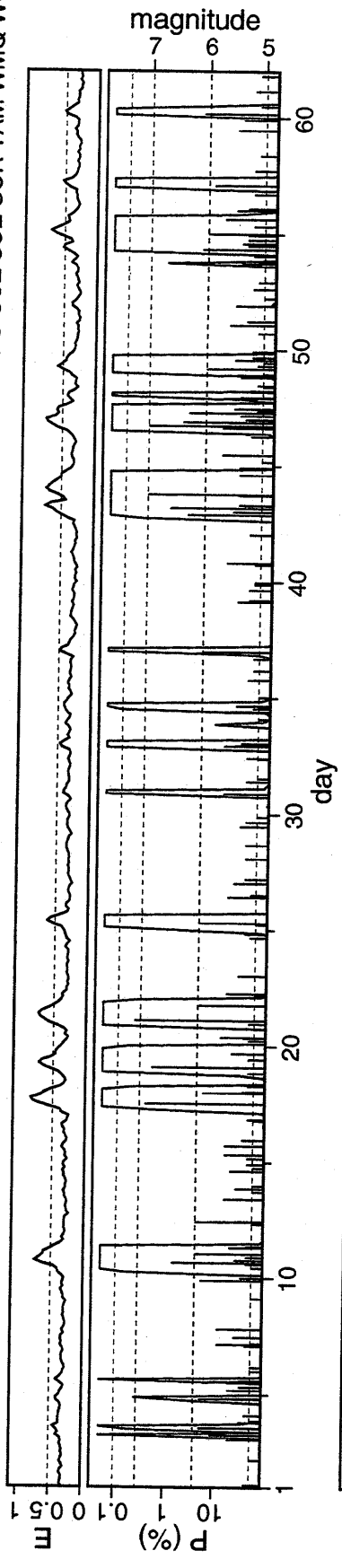
Year: 1993, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK ATD CAN COR ECH ESK HIA HYB INU KEV KIP KMI MAJO MDJ NOUC PFO SCZ SSE TAM WMQ WUS



Year: 1993, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD CAN COR ECH ESK HIA HYB INU KEV KIP KMI MAJO MDJ NOUC PFO SCZ SSE TAM WMQ WUS

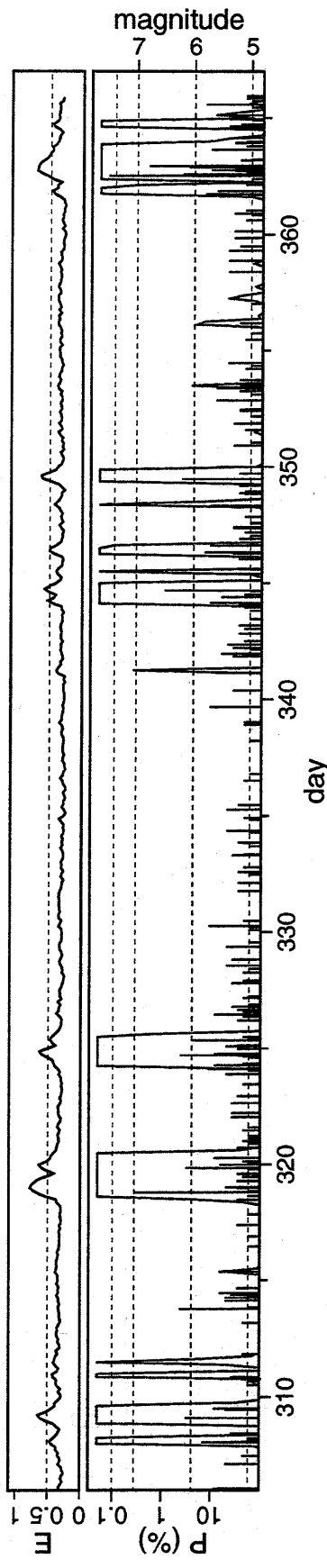
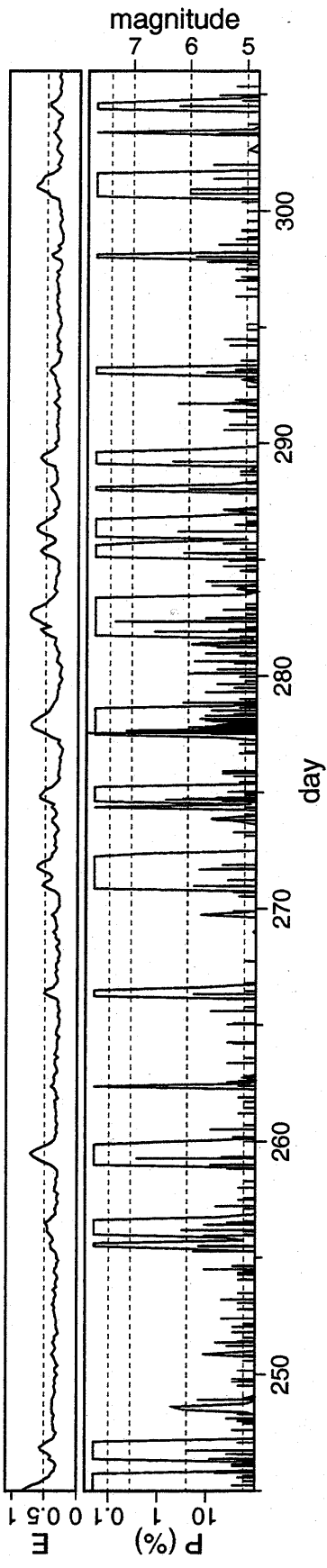
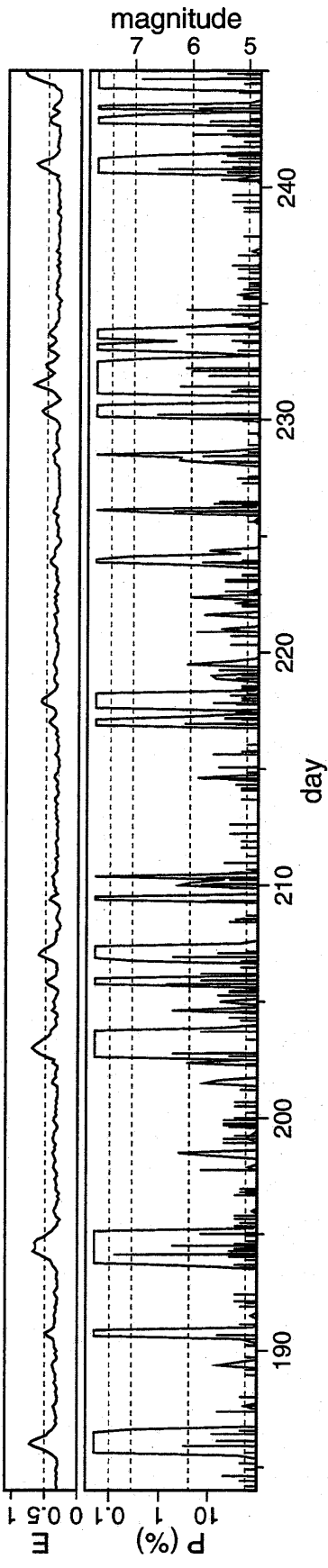


Year: 1994, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD CAN COR CTAO ECH ENH ESK GSC HIA HRV INU KEV KIP KMI MAJO MDJ NOUC PFO SCZ SSE SUR TAM WMQ WUS



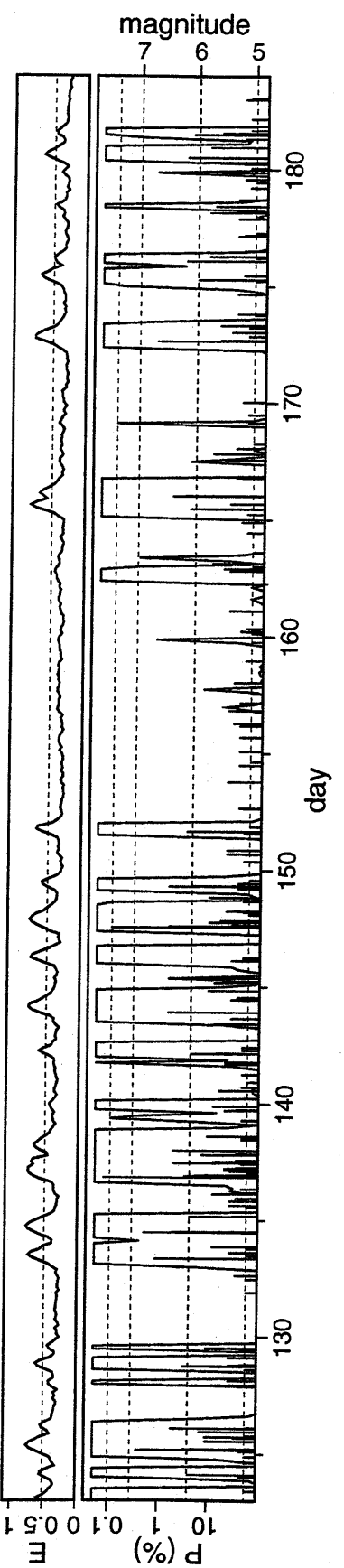
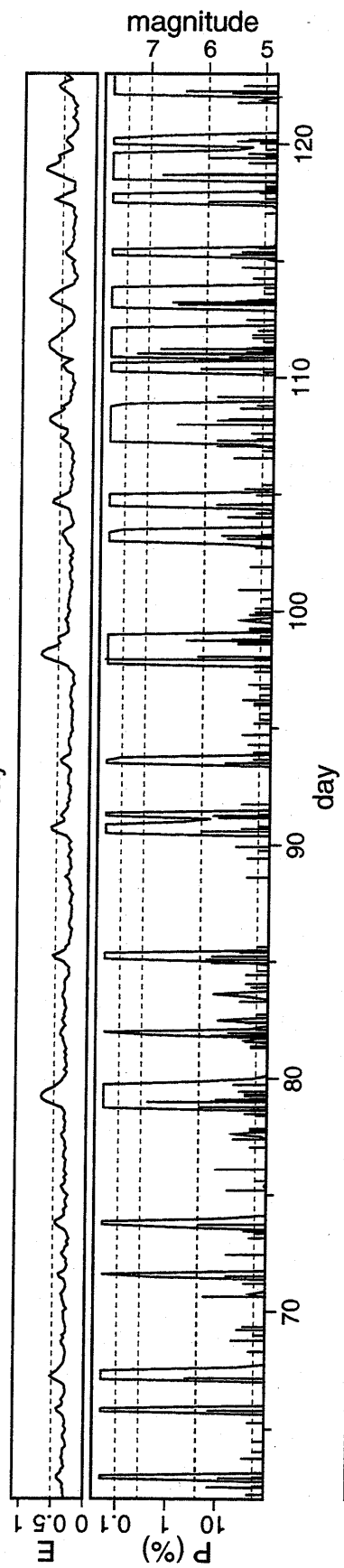
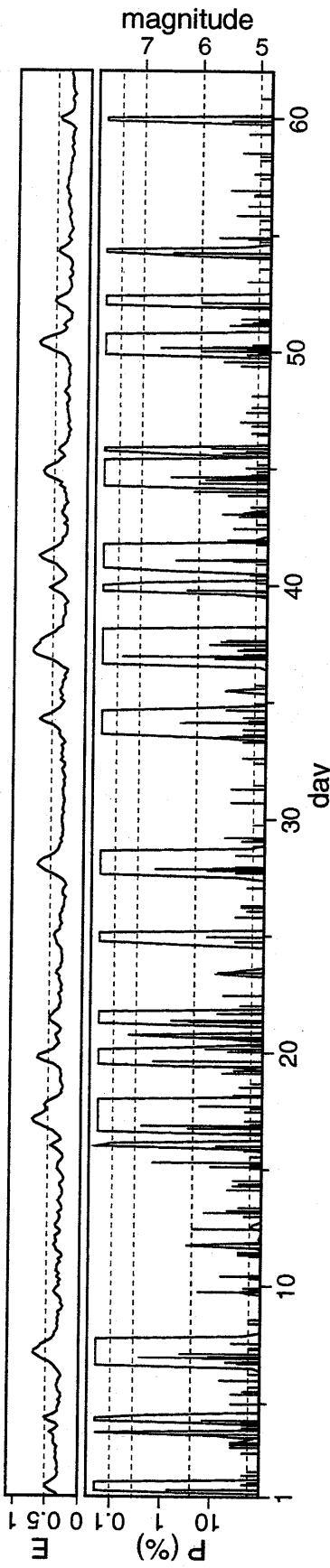
Year: 1994, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0

Station: AAK ATD CAN COR CTAO ECH ENH ESK GSC HIA HRV HYB INU KEY KIP KMI MAJO MDJ NOUC PFO SCZ SSE SUR TAM WMQ WUS

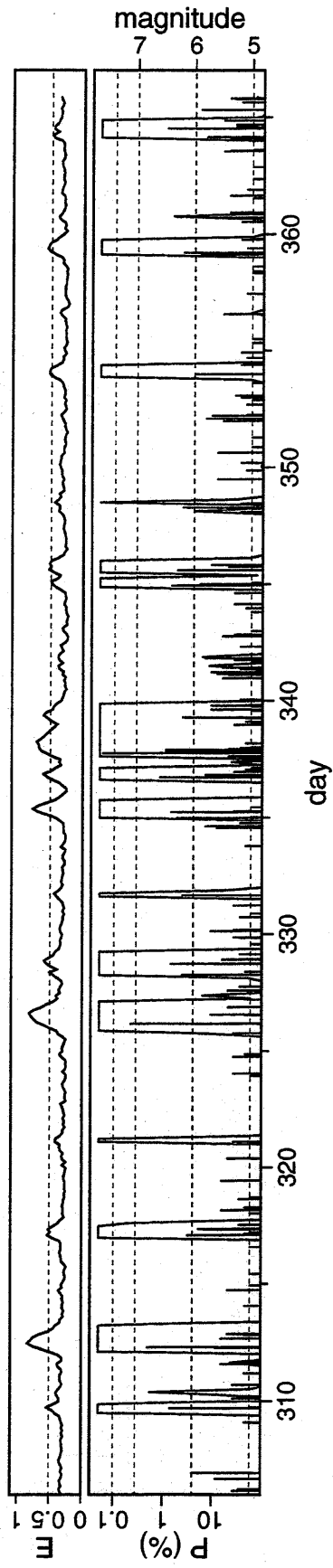
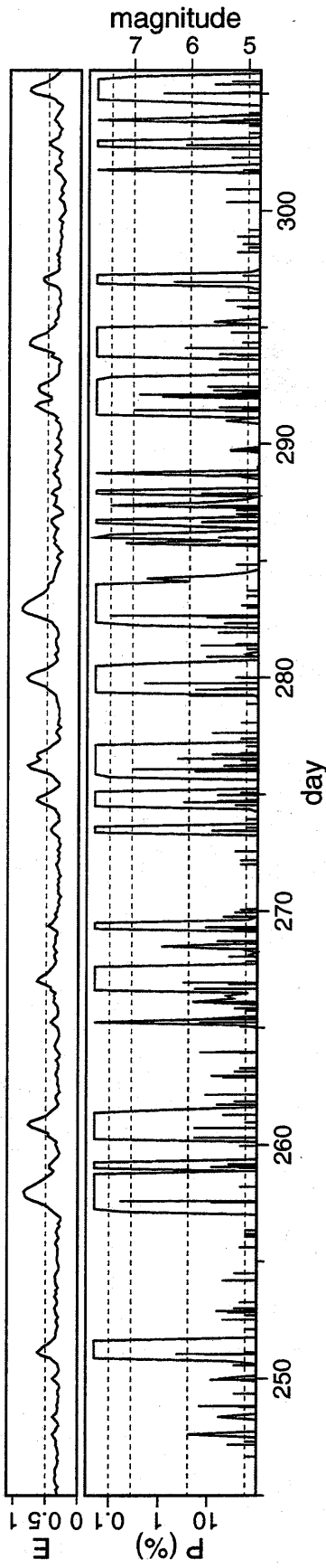
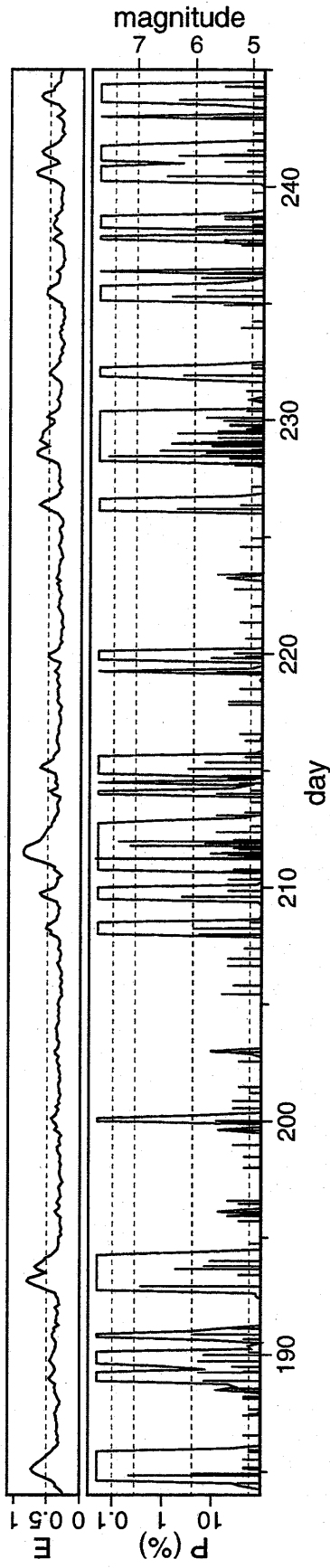


Year: 1995, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0

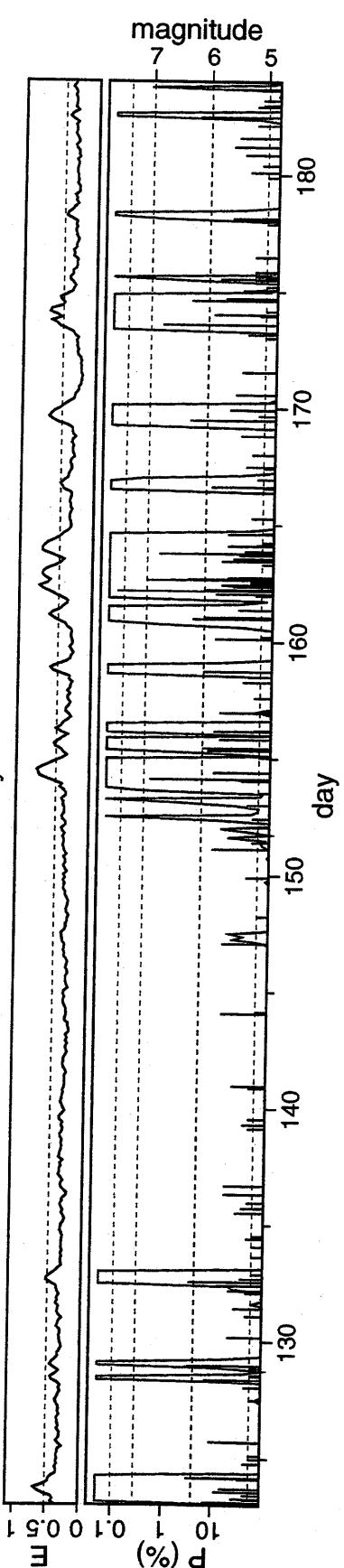
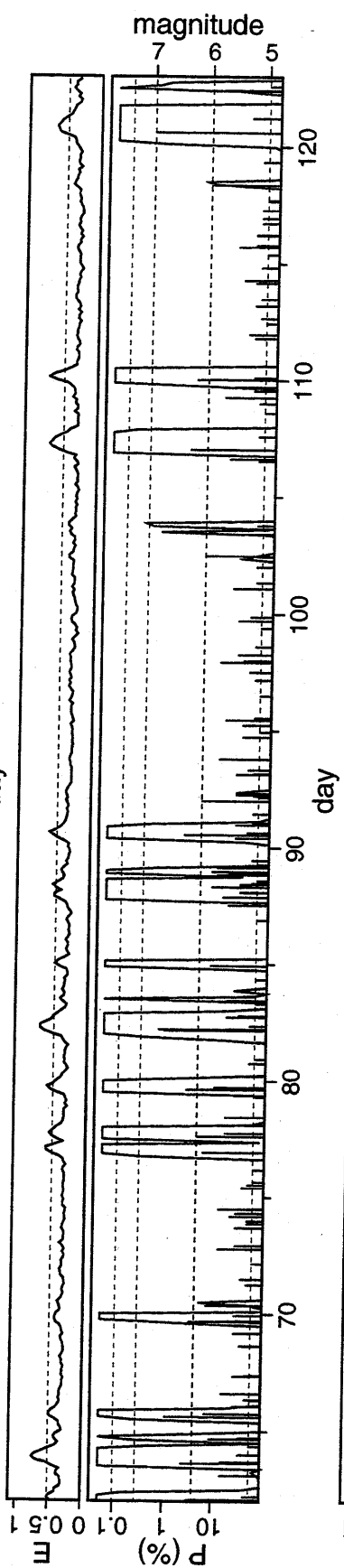
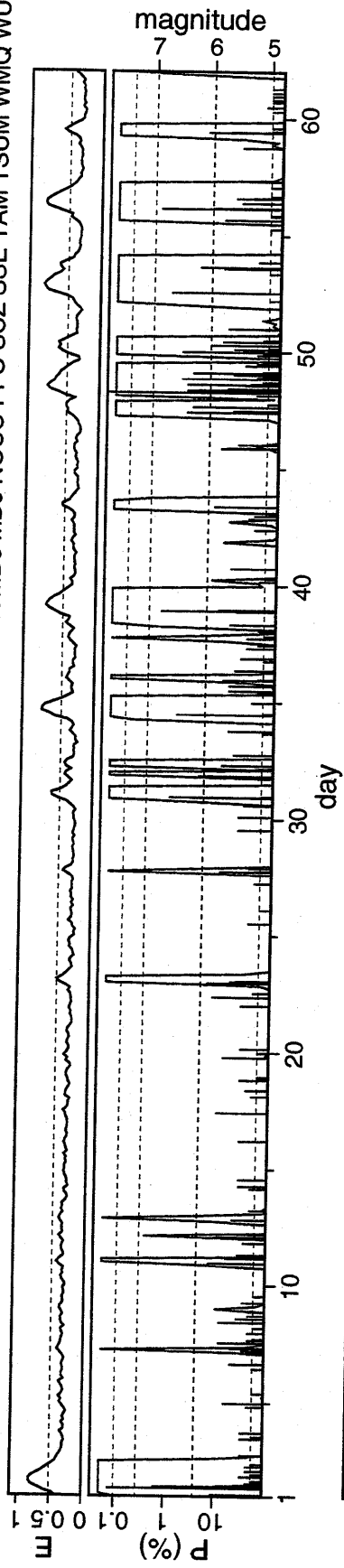
Station: AAK ATD CAN CTAO ECH ENH ESK HIA HKT HRV HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NAI NOUC PFO SCZ SSE SUR



Year: 1995, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD CAN COR CTAO ECH ENH ESK HIA HKT HRV HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NAI NOUC PFO SCZ SSE SUR

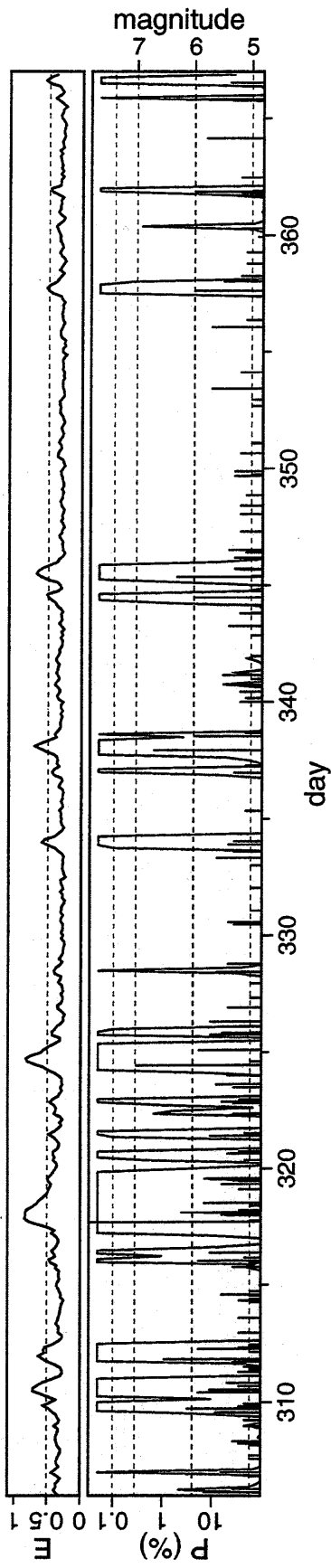
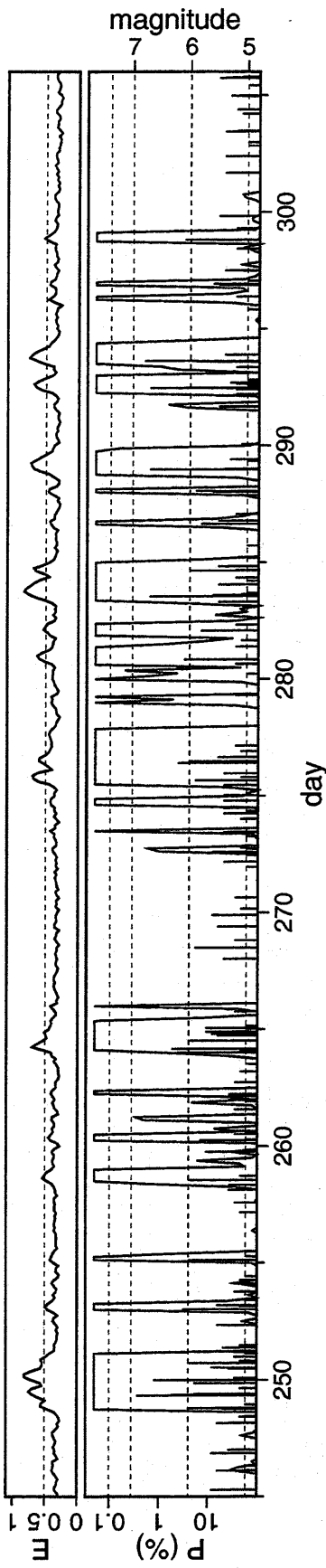
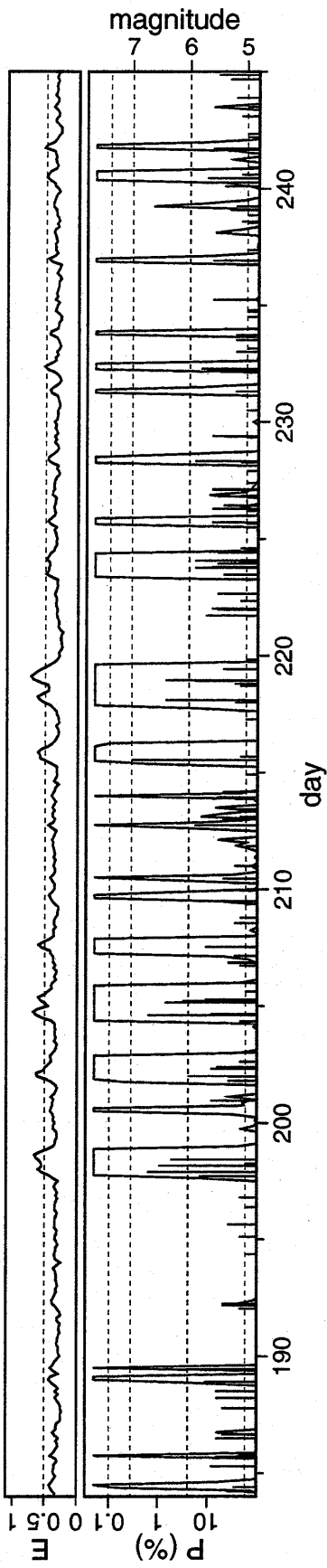


Year: 1996, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD BFO CAN COR CTAO ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MDJ MDJ NOUC PFO SCZ SSE TAM TSUM WMQ WUS

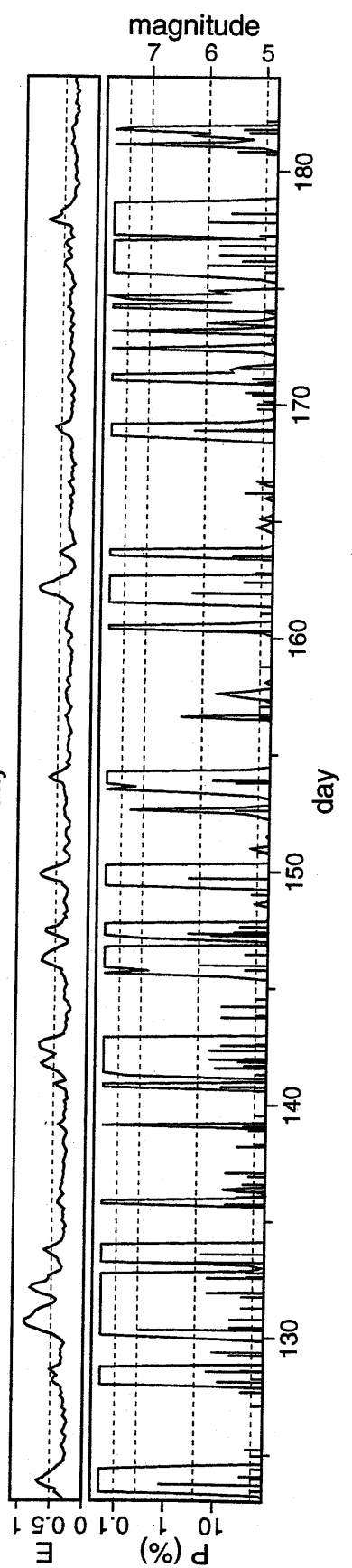
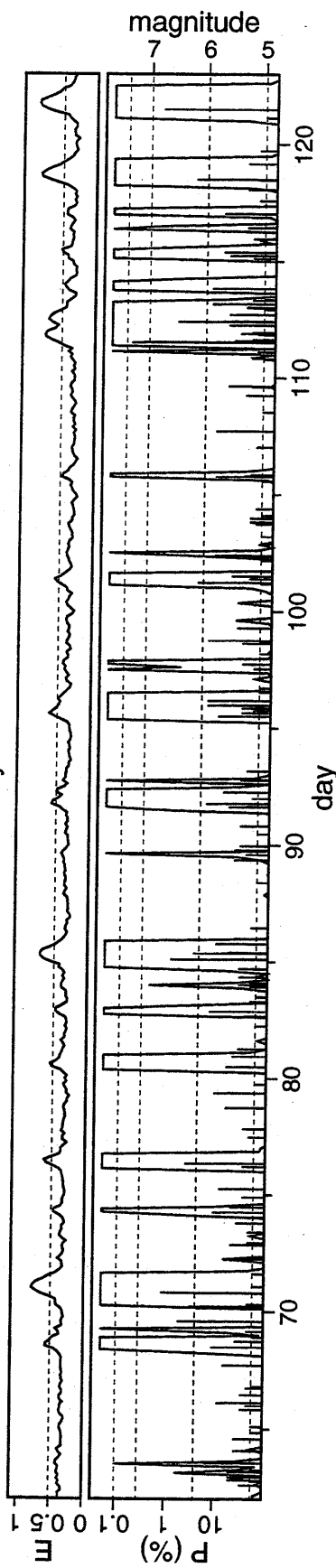
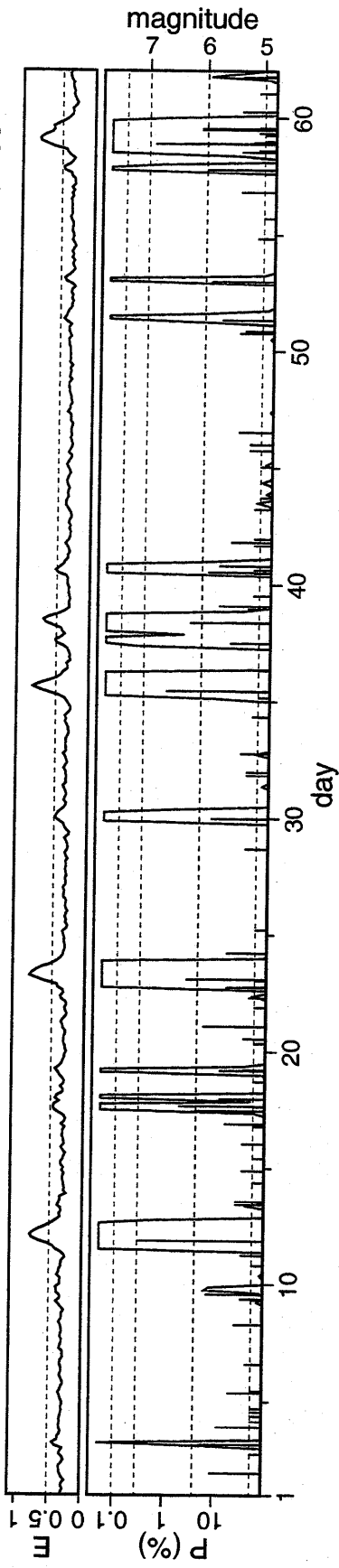


Year: 1996, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0

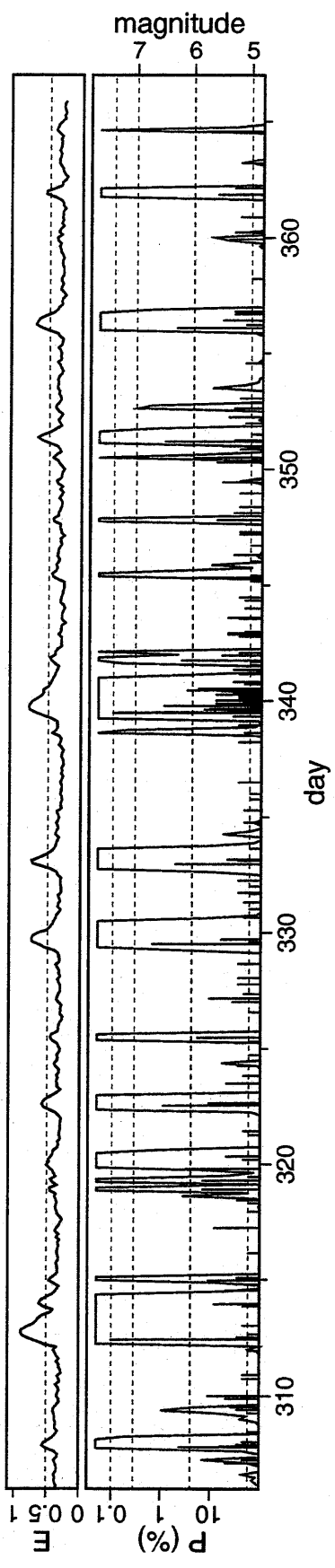
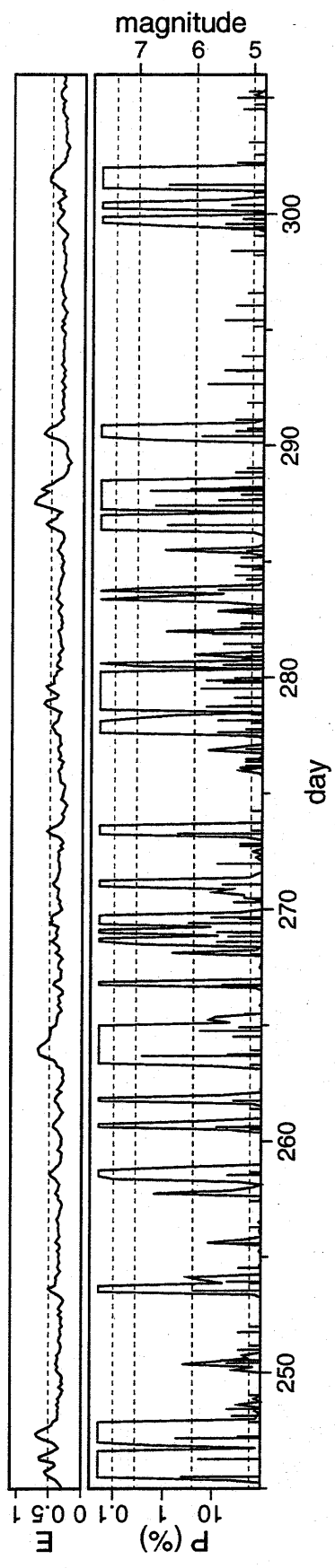
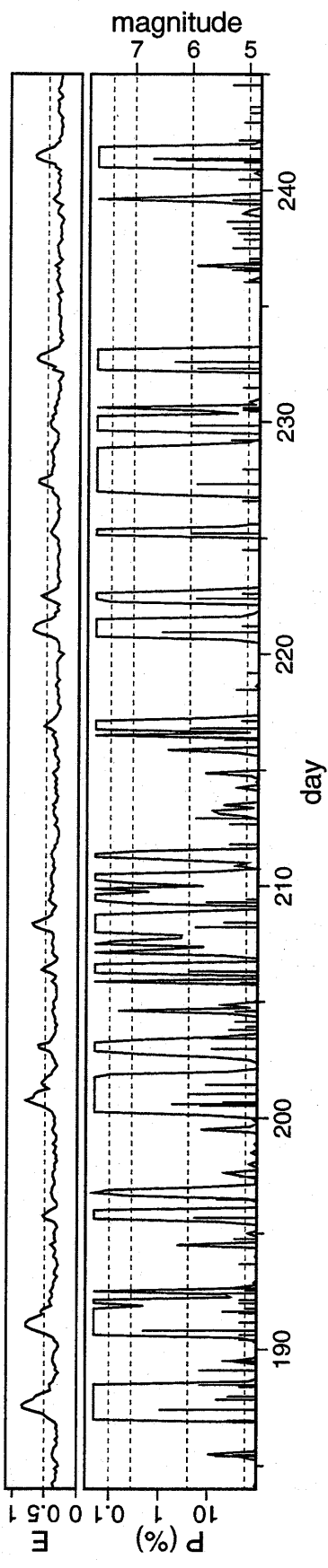
Station: AAK ATD BFO CAN COR CTAO ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MDJ NOUC PFO SCZ SSE TAM TSUM WMQ WUS



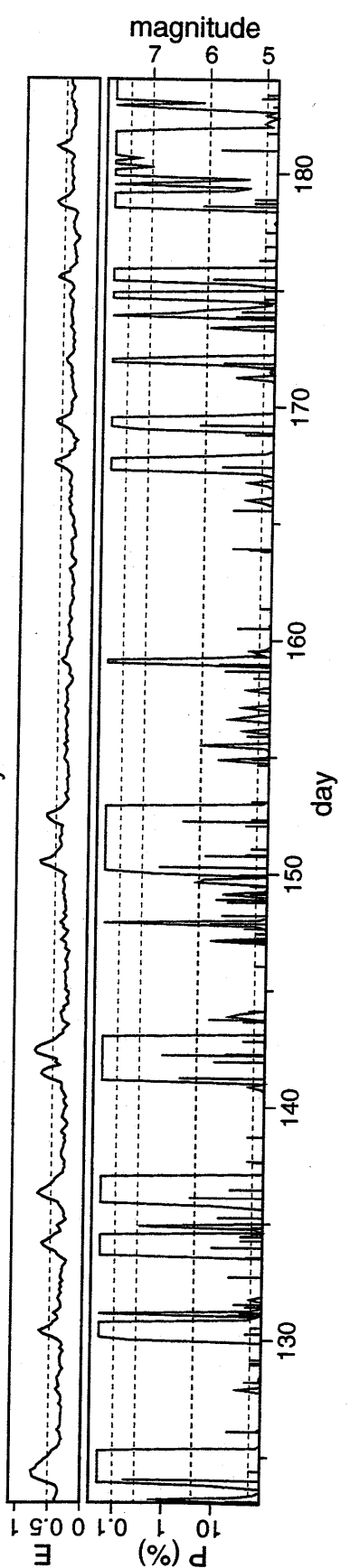
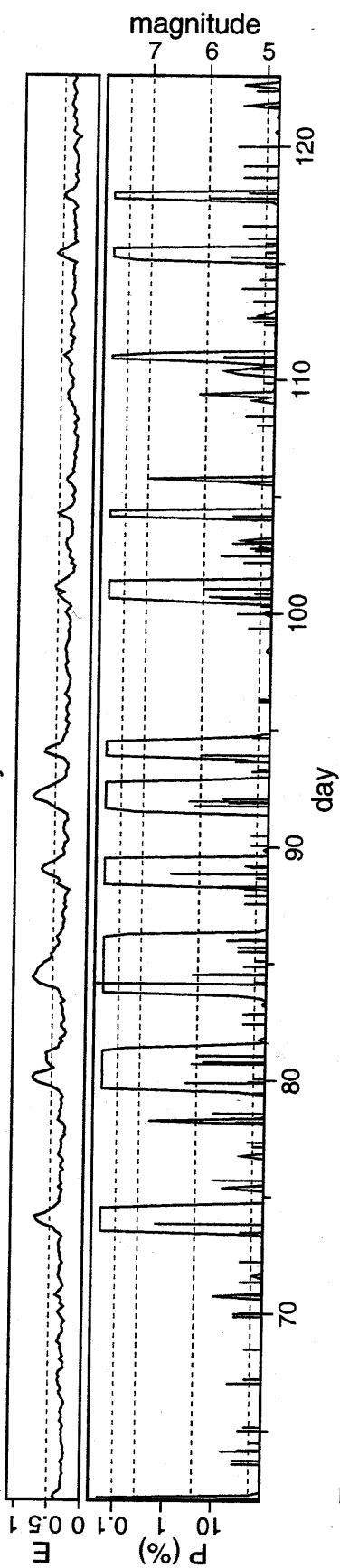
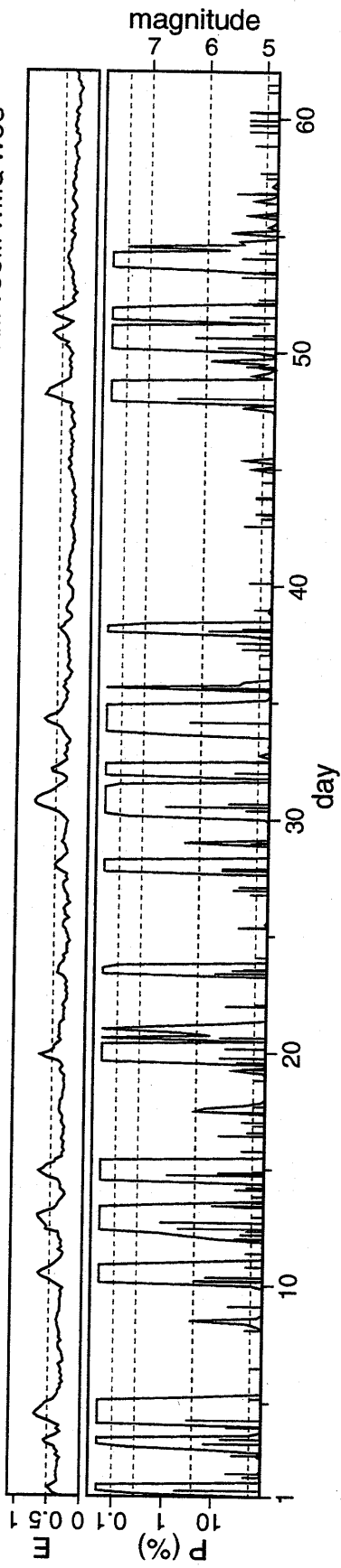
Year: 1997, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MDJ NOUC PFO SCZ TAM TSUM WMQ WUS



Year: 1997, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MDJ NOUC PFO SCZ TAM TSUM WMQ WUS

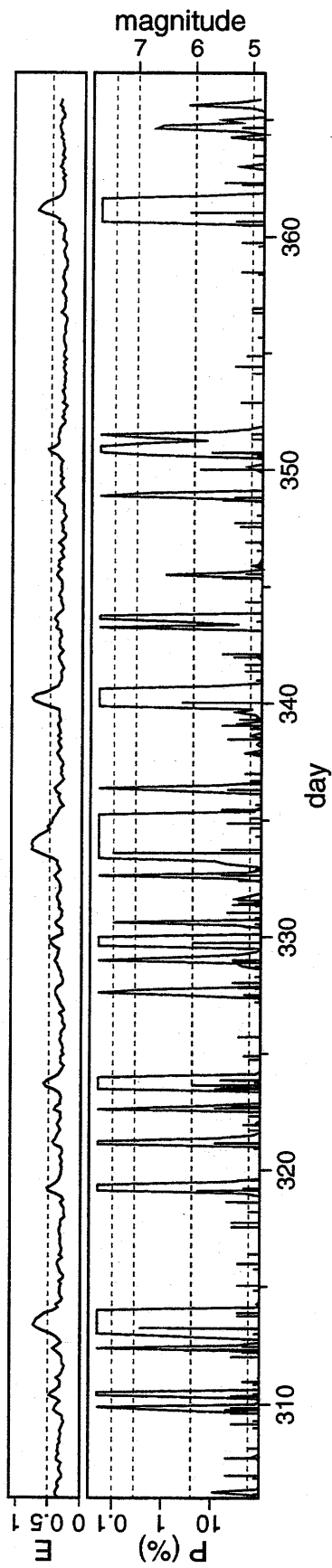
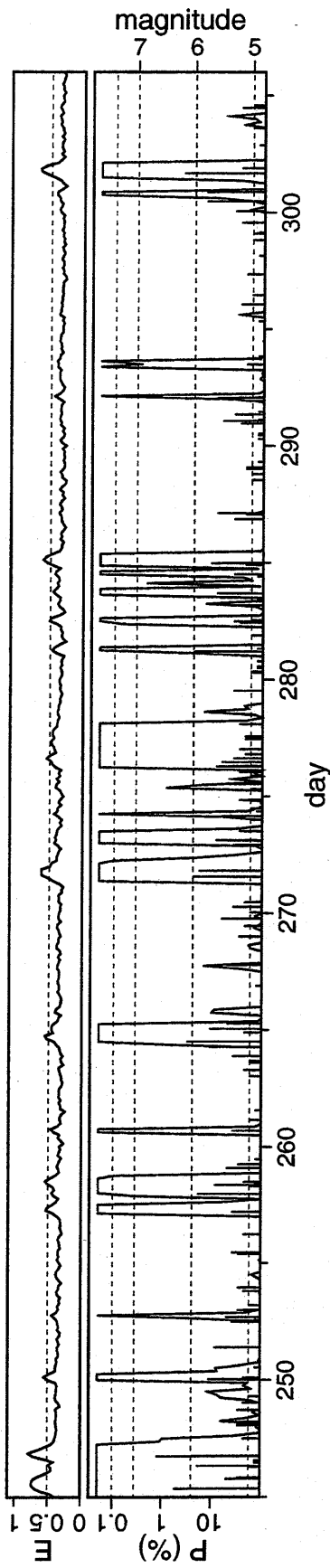
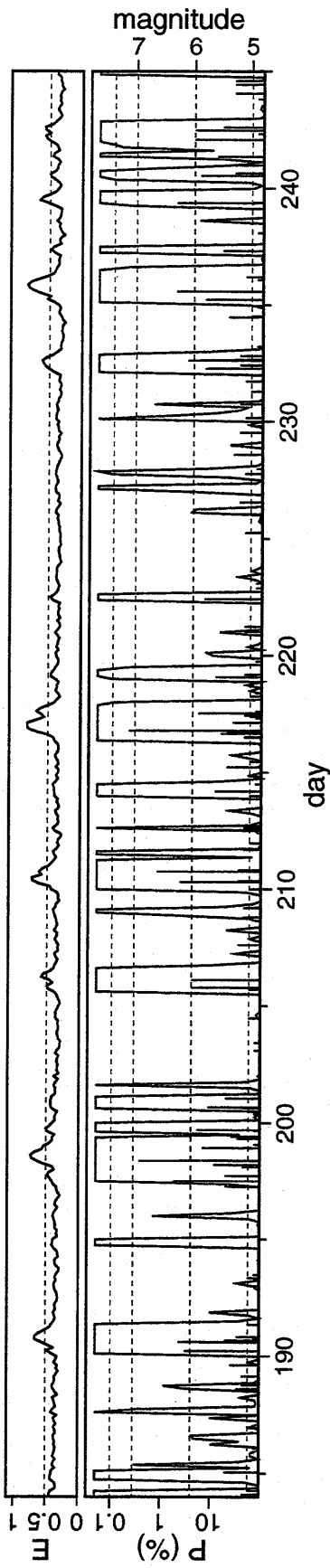


Year: 1998, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NOUC SCZ TAM TSUM WMQ WUS

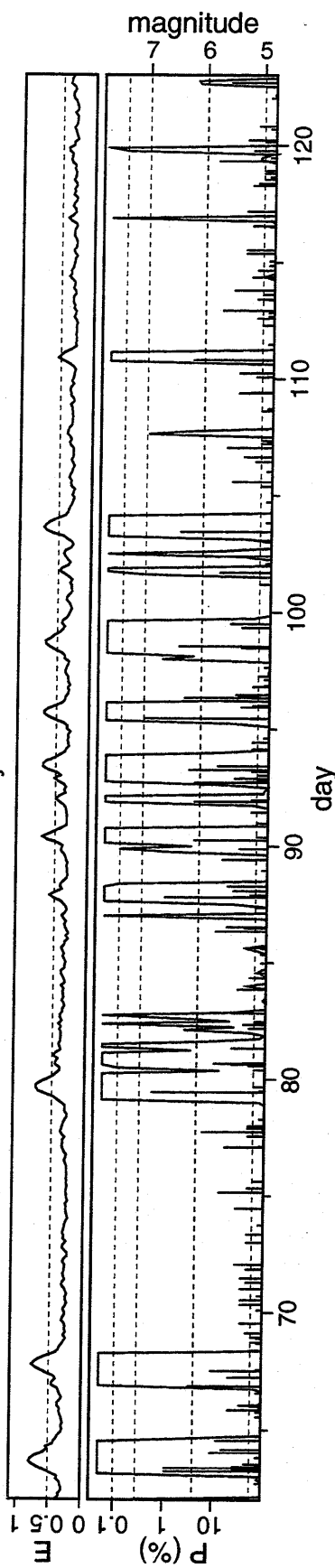
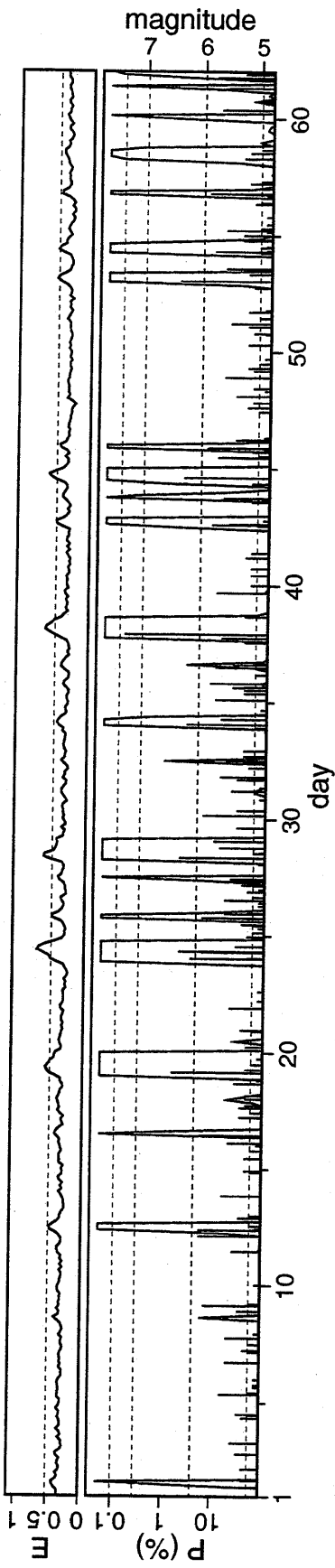


Year: 1998, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0

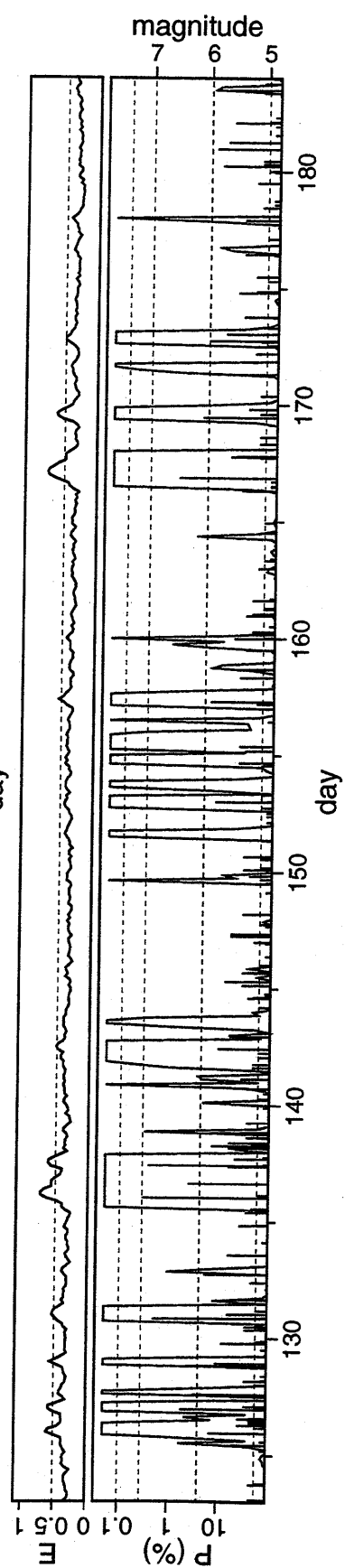
Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NOUC SCZ TAM TSUM WMQ WUS



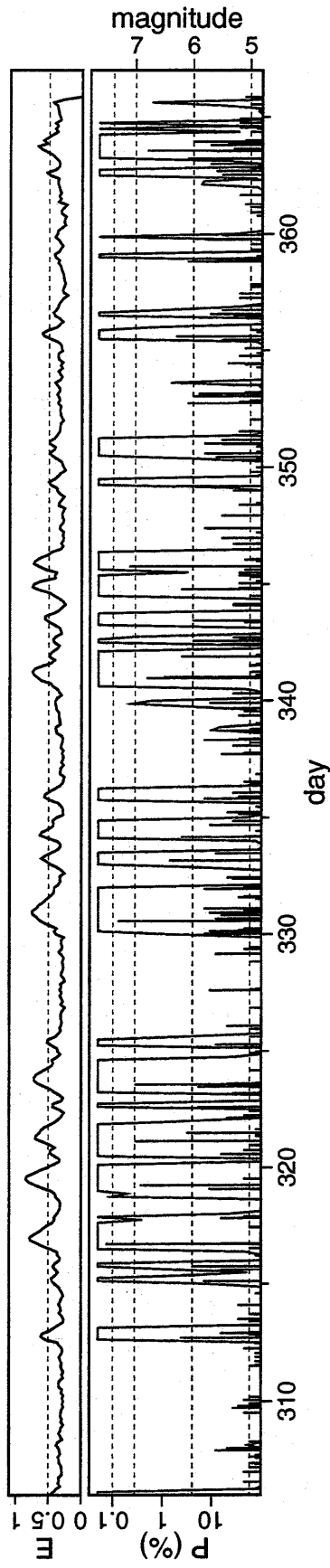
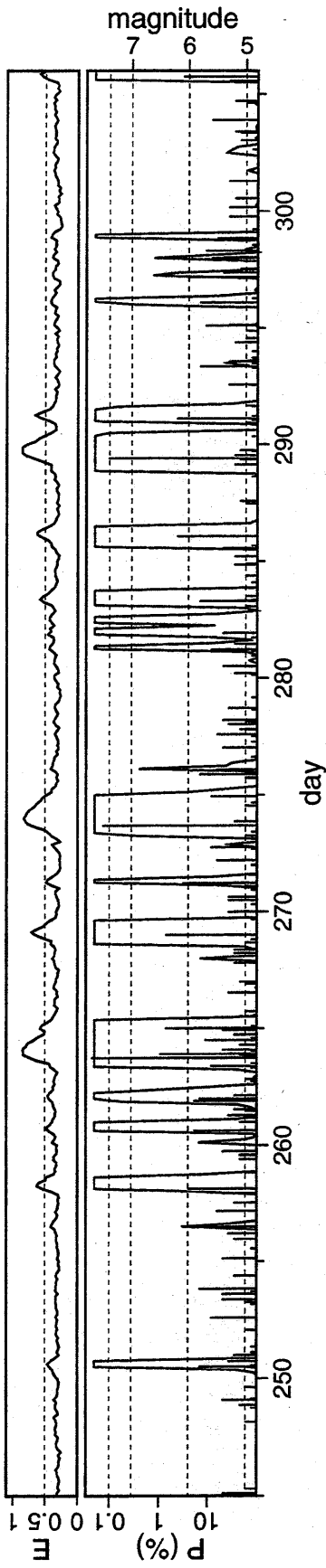
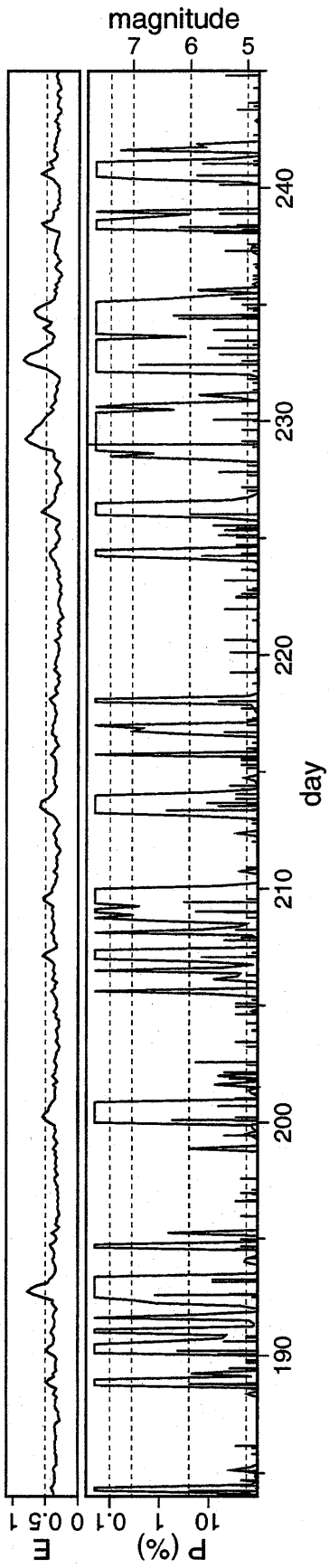
Year: 1999, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NOUC PFO TAM TSUM WMQ WUS



54



Year: 1999, Significance Level For Mode Detection (%): 5.0
 Station: AAK ATD BFO CAN COR ECH HIA HYB INU KEV KIEV KIP KMI KURK MAJO MDJ NOUC PFO TAM TSUM WMQ WUS



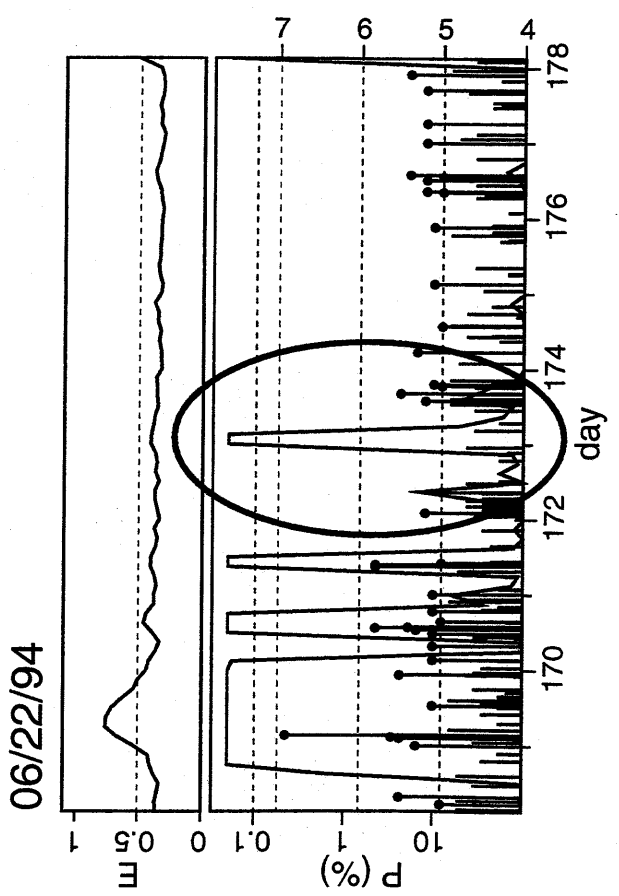
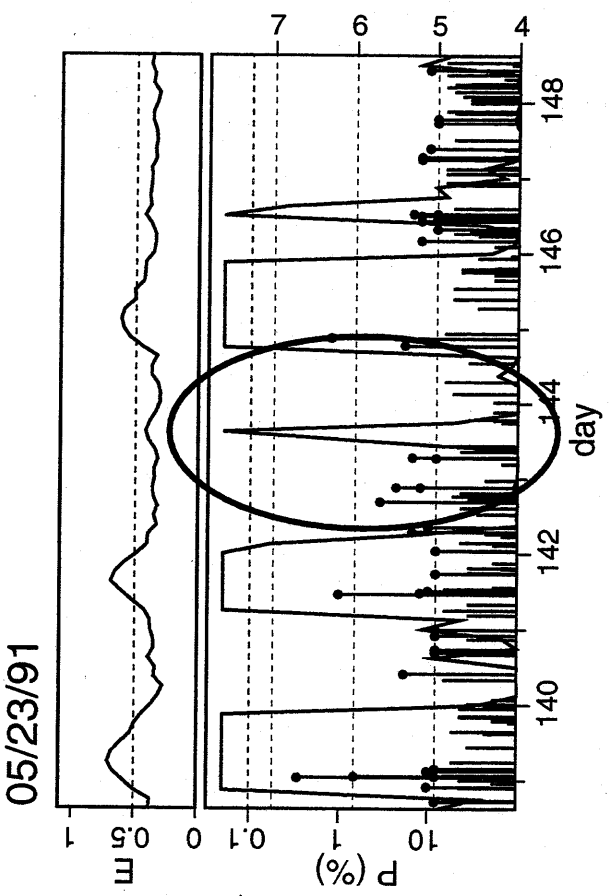
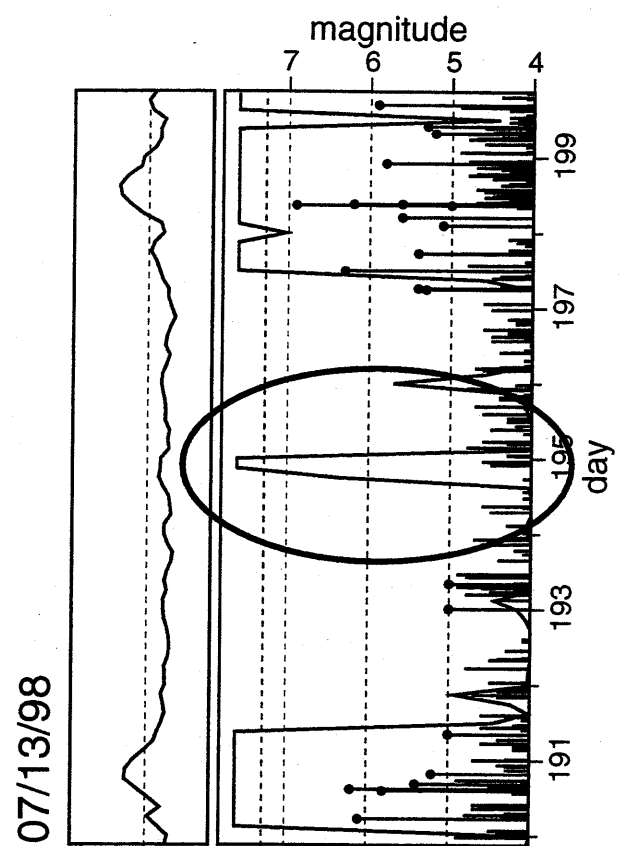
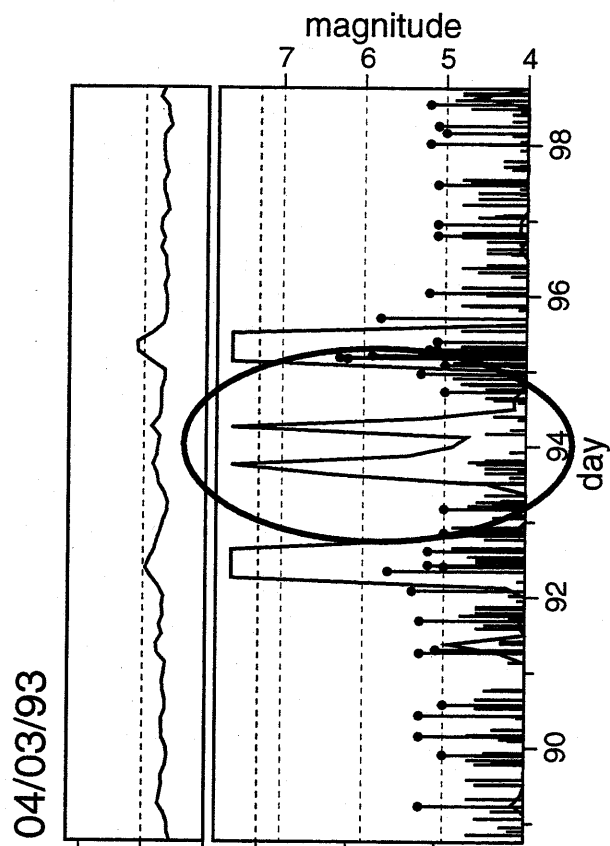


Fig. 9

Table 2

Detected Unknown Events

No.	y	m	d	h					
1.	1990	1	31	0	12.	1997	6	21	9
2.	1990	6	28	6	13.	1997	7	29	6
3.	1991	5	23	15	14.	1997	10	10	9
4.	1992	6	13	3	15.	1998	7	6	15
5.	1992	7	26	18	16.	1998	7	13	21
6.	1993	4	3	18	17.	1998	12	9	15
7.	1993	5	21	21	18.	1999	5	23	12
8.	1993	6	14	18	19.	1999	5	31	15
9.	1993	7	19	0	20.	1999	6	2	15
10.	1994	6	22	0	21.	1999	7	10	15
11.	1994	11	7	12	22.	1999	7	24	15
					23.	1999	10	9	9

3 旧 IDA データの解析

【はじめに】

微弱な常時地球自由振動の励起レベルを超えて、通常地震とは異なる未知のイベントによって地球自由振動が励起されている可能性がある。微弱なイベントの検出には、統計的検定を利用した検出法が有効であると考えられる。合同学会では、地表付近の未知のイベント検出を目的として、伸び縮み基本モードを用いたイベント探索を10年分の広帯域地震計記録に対して行った。その結果、地震の影響の無い期間において、23個の未知のイベントを検出した。一方、Beroza & Jordan (1990)では、1978-79年の旧 IDA の10観測点の記録を解析した結果、27個の未知のイベントを検出している(Fig. 1)。これは我々の結果に比べて1桁大きい検出頻度である。今回、両者の検出頻度の違いに注目して、彼らと同じ旧 IDA の記録を解析して未知のイベントの検出を行なった。

【データ解析】

本研究のイベント検出法は、基本的には Beroza & Jordan (1990)と同様に、自由振動のモード励起の有無の検定の結果を用いて、イベントの有無の検定を行う2段階の統計的検定法である。ただし、本研究の方法では検定にブートストラップ法などの数値的な方法を用いており、検定統計量も異なる。この方法では、スペクトルの離散値から検定統計量を計算し、イベントの有無に関する P-value を求める。この場合の P-value は、イベントがあったとしてそれが偶然に起こる確率を表す。最終的な結果は、このような P-value の時系列として図示される。P-value が、任意に決めた有意水準 α_{event} より小さい場合に、イベントがあったと見なす。本研究では Beroza & Jordan (1990)と同様に $\alpha_{\text{event}} = 0.1\%$ とした。これは 99.9% の信頼度を意味する。

旧 IDA の10観測点(Fig. 3)の1978年から1979年の2年分の記録を解析した。これは Beroza & Jordan (1990)と全く同じである。記録に含まれるスパイク状のノイズ、地球潮汐成分、大振幅によるセンサーの非線形応答はあらかじめ除去した。解析したモードは、最もバックグラウンドノイズが小さい周波数帯である 2.5-5mHz に固有周波数を持つ 0S17 から 0S43 の27個の伸び縮み基本モードである。解析は3時間毎に行い、記録にはハニング窓を掛けて FFT を用いてパワースペクトルを求めた。その際、システム応答は補正した。

【結果】

イベントの有無に関する P-value が通常の地震以外で 0.1 % 以下になった時刻が、1978 年と 1979 年にそれぞれ 4 箇所あった (Fig. 4, 5)。すなわち、1978 年と 1979 年でそれぞれ 4 箇所、計 8 箇所の未知のイベントを検出した (Fig. 6)。これは Beroza & Jordan (1990) の 1978 年に 11 箇所、1979 年に 16 箇所、計 27 箇所という結果に比べてかなり少ない (Table 1)。今回検出されたイベントのうち、Beroza & Jordan (1990) と共通のイベントは、1978 年には 2/1 の 1 箇所、1979 年には 2/1, 6/3, 9/21 の 3 箇所の計 4 箇所であった。残り 4 箇所のイベントについては、Beroza & Jordan (1990) でも同時刻で P-value が小さくなっていたが、0.1 % 以下に達していなかった。本研究において、Beroza & Jordan (1990) の結果の残り 19 箇所のイベントと同時刻に P-value が 10~ ∞ % 以下になっていたのは、1978 年では 3 箇所、1979 年では 5 箇所であった。

【議論】

一般的に、統計的検定法の難点は有意水準が任意なことである。本研究や Beroza & Jordan (1990) のような方法では、特に第 1 段階のモード励起検定の有意水準 α_{mode} が最終的な P-value の値に大きく影響する。 α_{mode} の値を小さくすると大きなイベントしか検出できなくなり、大きくすると小さなイベントまで検出できる。しかし、あまり小さくすると今度は常時自由振動が検出されてしまうので、結果的にイベントが隠されてしまう (Fig. 2)。

基本的に α_{mode} の値は任意だが、通常の地震の検出率を参照して設定するのが実際的である。例えば、前回解析した低ノイズレベルの広帯域地震計記録に対しては、Beroza & Jordan (1990) の検出率と同程度になるように、 $\alpha_{mode} = 5\%$ を採用した。今回も同様な観点から $\alpha_{mode} = 20\%$ を採用したが、これは前回の 5 % に比べて大きい。旧 IDA の記録は前回用いた記録と比較すると、ノイズレベルがパワーで 1 桁程度高い。従って、通常地震の検出率を前回と同程度にするために、このような大きな α_{mode} が必要であった。

今回採用した α_{mode} によって、イベントの検出率は Beroza & Jordan (1990) と同程度になっている。しかし、検出された未知のイベントの個数は両者で大きく異なっている。これまではデータの時期やノイズレベルの違いによる検出頻度の違いも考えられたが、今回の結果からは解析方法の違いに主な原因があると考えられる (Fig. 7)。基本的に P-value の評価は非常に微妙であること、特に第 1 段階のモード励起検定の有意水準が結果に大きく影響を与えることを

考えると、未知のイベントの検出には複数の方法を併用する必要がある。また、
今後は有意水準を用いない新たな方法も望まれる。

Introduction

地震カタログにない未知のイベント

- ・ スロー・アースクェイク
- ・ 大気・海洋現象
- ・ 火山噴火



地球自由振動の励起源

地表に近いイベントならば主に基本モードが励起

スロー・アースクェイク探索

Beroza & Jordan (1990)

- ・ 2001合同大会：
IRIS GSN, GEOSCOPEの30観測点の1990-99の記録から、
23個の未知のイベントを検出
- ・ Beroza & Jordan (1990)：
IDAの9観測点の1978-79の記録から、
27個の未知のイベントを検出
- ・ 今回：
検出頻度に違いに注目して、Beroza & Jordan (1990)と
同じデータを解析

Variations of P_{event}

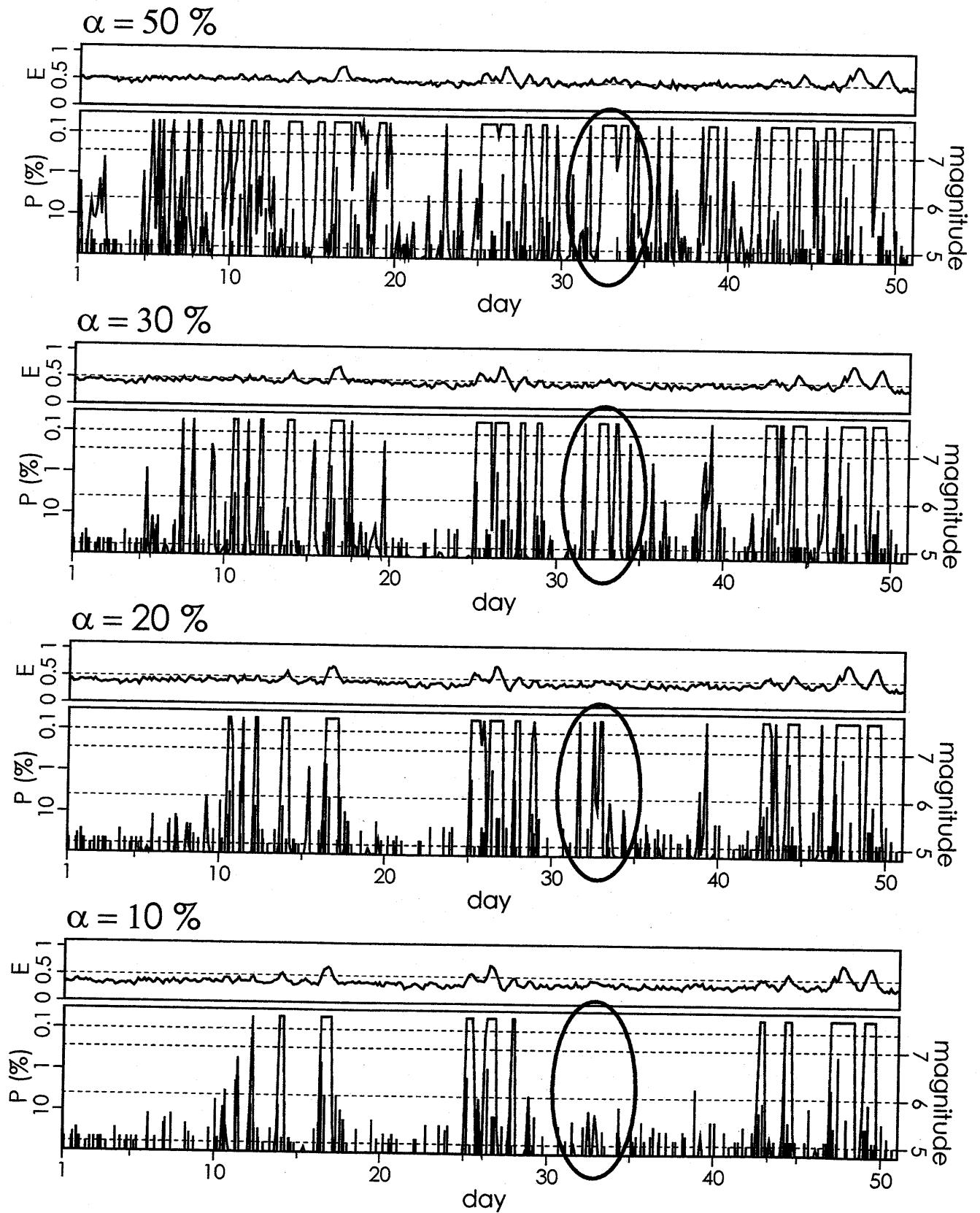


Fig. 2

Old IDA Stations

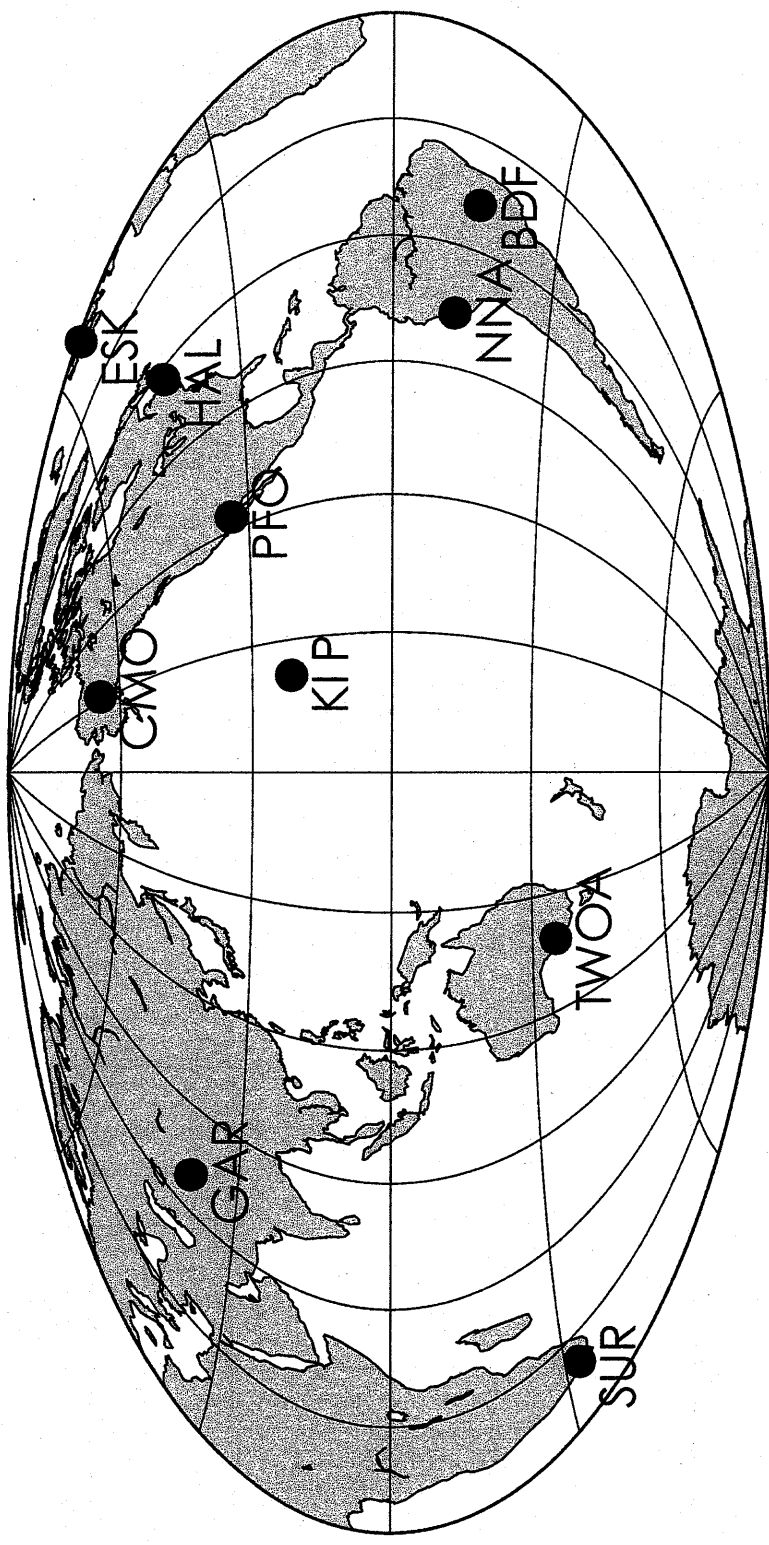
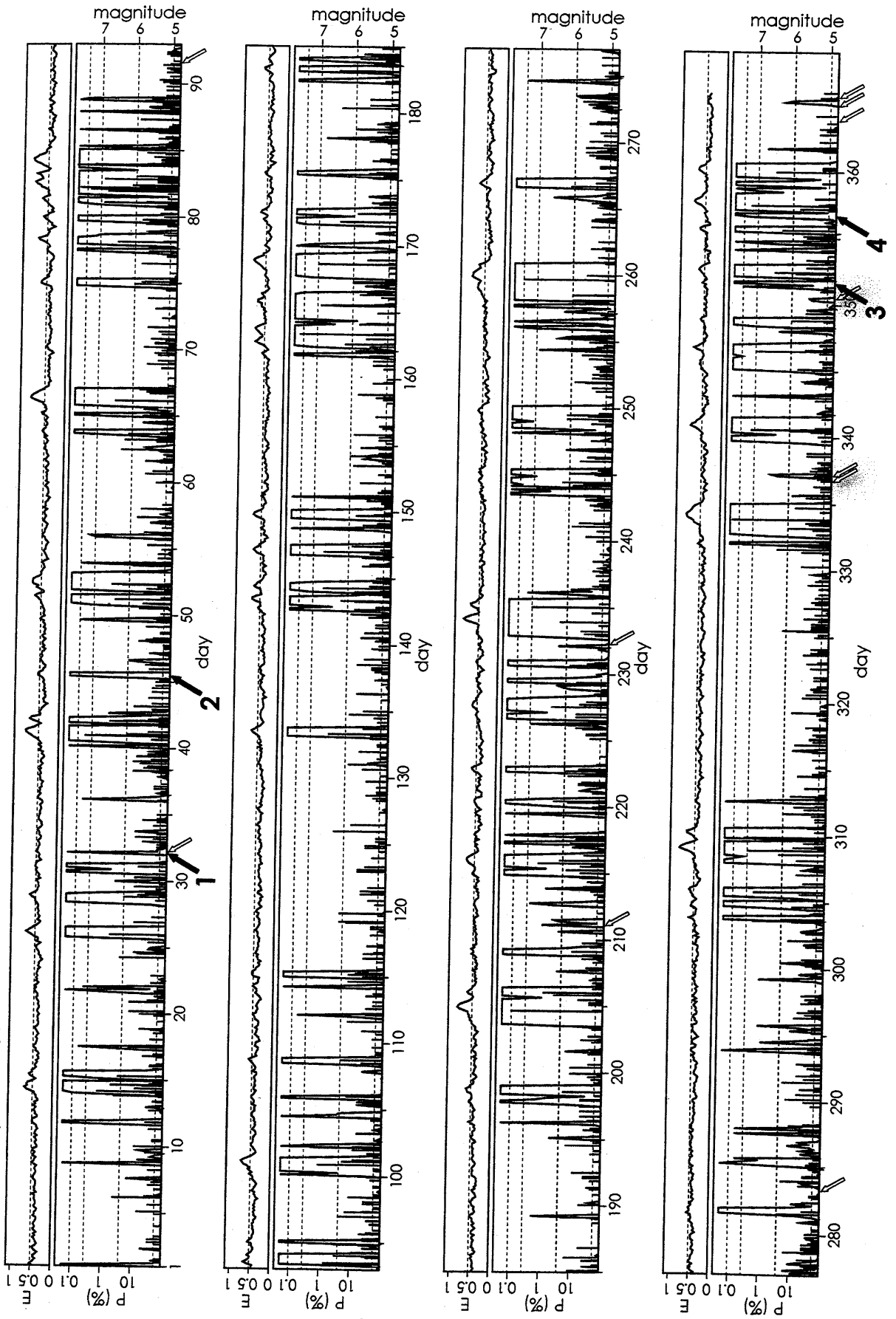


Fig. 3

Time Series of P_{event}

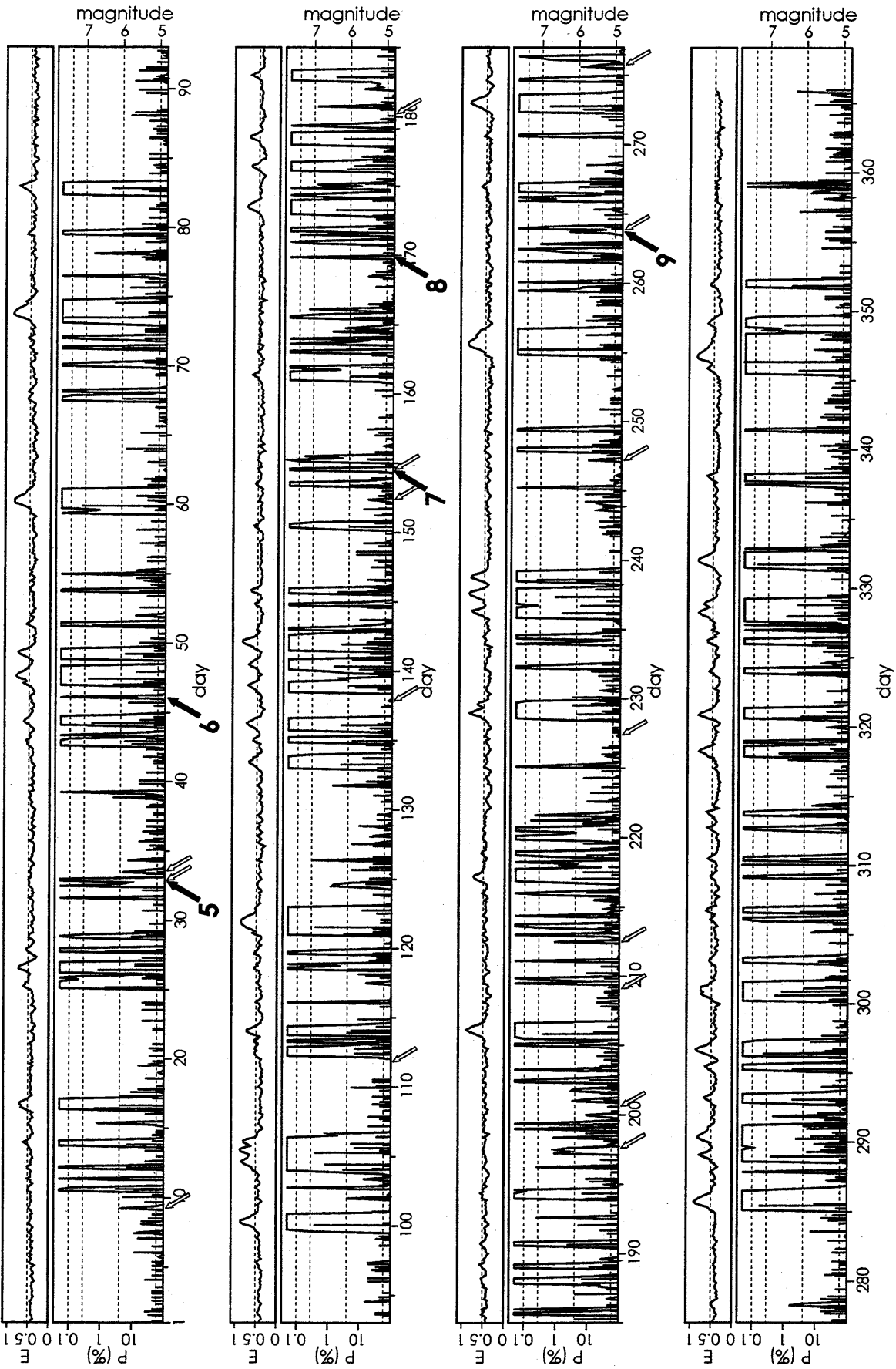
1978, IDA, $\alpha=20\%$

Fig. 4



1979, IDA, $\alpha=20\%$

Fig. 5



Detected Events

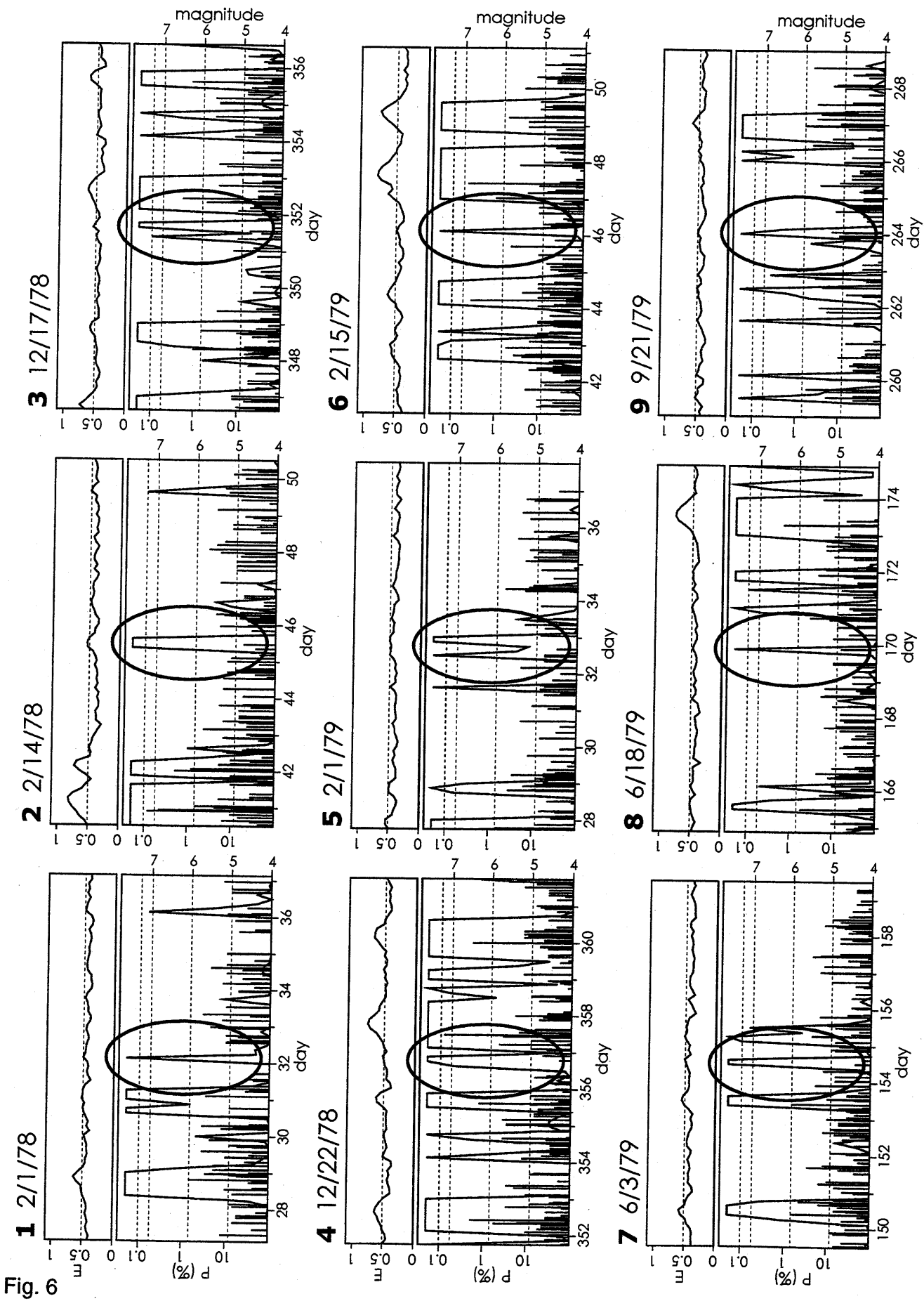


Fig. 6

Table 1

Results

#	year	mon	day	hr	
1.	1978	2	1	3	*
2.	1978	2	14	12	
3.	1978	12	17	15	
4.	1978	12	22	21	
5.	1979	2	1	21	*
6.	1979	2	15	3	
7.	1979	6	3	15	*
8.	1979	6	18	21	
9.	1979	9	21	0	*

Results of Beroza & Jordan (1990)

1978	2	1	9,	1979	4	21	21
1978	4	1	15,	1979	5	17	21
1978	7	30	3,	1979	6	1	9
1978	8	20	6,	1979	6	3	15
1978	10	10	9,	1979	6	29	6
1978	12	2	18,	1979	7	16	15
1978	12	3	3,	1979	7	19	15
1978	12	16	12,	1979	7	28	3
1978	12	29	21,	1979	7	31	12
1978	12	31	0,	1979	8	15	9
1978	12	31	15,	1979	9	4	6
1979	1	9	6,	1979	9	21	0
1979	2	1	21,	1979	10	2	18
1979	2	2	15				

Conclusions

- ・ 未知のイベントを1978年に4個、1979年に5個の計9個検出した。
- ・ 未知のイベントの検出頻度(4.5/yr)はIRIS, GEOSCOPEデータの解析結果(2.3/yr)よりも大きかったが、Beroza & Jordan (1990) (13.5/yr)よりは小さかった。
- ・ 検出されたイベントのうち、Beroza & Jordan (1990)と共通なものは、1978年に1個、1979年に3個の計4個であった。
- ・ その他にBeroza & Jordan (1990)のイベントと同時刻にP値が10%以下になっていたのは、1978年に3カ所、1979年に5カ所の計8カ所であった。

Discussions

- ・ 頻度の違いはデータのノイズレベルと検出方法の違いの両方にあると考えられる。
- ・ 最適な検出頻度を与える α を決定するための数値実験が必要である。
- ・ その他の検出方法の結果との比較が必要である。

Fig. 7