

極值的自然現象の時空間分布のモデル化に関する研究

A study on modeling of temporal and spatial distributions of
extreme values of natural phenomena

三重大学 大学院生物資源学研究科

共生環境学専攻 自然環境システム学講座

509D202 五味 千絵子

指導教官 葛葉 泰久 教授

要旨

2011年3月11日に発生した東日本大震災（地震名は東北地方太平洋沖地震）はモーメントマグニチュード9.0という、日本のみならず、世界の観測史上においても最大規模の自然災害であった。その死者・行方不明者数は18,000以上と言われている。このような災害をもたらす現象は、極值的自然現象、つまり再現期間がきわめて大きい、規模が通常ではない自然現象である。別の言い方をすれば、現象の規模が、それを表現する確率密度関数の裾の辺りに対応するような極値を示す現象である。例えば、気象庁による「極端な自然現象」の定義では、30年に1回程度以下の発生頻度の現象と考えられる。

本論文では、そうした極值的自然現象のうち、津波と豪雨を対象に、分布のモデル化を試みた。第II部では、上述の東日本大震災を事例とし、多くの人命を奪った津波による浸水域、つまり空間分布を推定する手法の開発を試みた。第III部では、気象庁による解析雨量データと100年以上観測が行われている51地点における日降水量を用い、それらの時間分布、空間分布のモデル化手法について検討した。以下、(1)津波浸水域（空間分布）のモデル化、(2)解析雨量の時空間分布のモデル化、(3)51地点日降水量の時空間分布のモデル化に分けて、得られた成果の概要を述べる。

(1) 津波浸水域（空間分布）のモデル化

東日本大震災に伴う津波に関し、震災発生後約1ヶ月間の新聞記事（4社）と標高データを基に、このときの津波浸水域（空間分布）を推定した。まず、新聞記事から離散的な津波浸水深を推定し、その値と標高データを用い、2次元スプライン補間法によって津波浸水深の空間分布を求めた。この浸水深の空間分布は、津波浸水深の実測値を用いていない、比較的簡単にデータが手に入る新聞記事と標高データから得られた、いわゆる津波浸水深を推定する空間分布モデルである。このモデル値と観測値の比較を行ったところ、相関係数が0.9を超え、また、10mメッシュの標高データから想定した津波浸水域と現地踏査等によって作成された津波浸水域の一致度が「実質的に一致」となり、モデルの妥当性が充分であることが証明された。

開発されたモデル化手法の適用例としては、下記の2つが挙げられる。

- 1) 津波浸水域の推定については、現場踏査や衛星データ等のリモート・センシングデータを利用した推定がこれまでなされてきた。しかし、現場踏査は手間と時間がかかる。また、リモート・センシングデータによる手法に関しては、気象条件等によっては利用に制限があり、またデータ入手に高額のコストがかかる場合がある。それらと比較して、本研究で開発されたモデル化手法によれば、1ヶ月程度の時間と比較的安価な費用で津波浸水深の空間分布が推定可能である。
- 2) 貞観地震の津波の詳細が明らかになっていけば、東日本大震災の津波による悲劇はある程度軽減できた可能性がある。このように、石碑や神社等に存在する、過去の災害を示す資料（津波の痕跡）から過去の津波の規模や浸水域等を明らかにしようとする研究が続けられている。本研究で開発された手法における「新聞記事による津波浸水深データ」という部分を「過去の津波の痕跡」と読み替えれば、本研究による手法をそれらの研究に適用することが可能である。

(2) 解析雨量の時空間分布のモデル化

地球科学的データは、時系列データ、空間データに関わらず、モノフラクタルモデル、マルチフラク

タルモデルなどのフラクタルモデルでモデル化できることが多い。フラクタルモデルは、スケーリング則、自己相似性 (方向によってスケーリング特性が異なる場合は、自己相似とは言わず、自己アフィン性と称す) に基づいたモデルであり、確率統計的モデルの一種で、物理モデルとは性質が異なる。多くの場合、物理モデルは決定論的に予測値を予測することを目的として使用され、確率統計的モデルは、河川計画等の計画策定におけるモンテカルロシミュレーションへの適用が想定される。基本的に、このシミュレーションは、ホワイトノイズを発生させ、それを適正なフィルターでフィルタリング (濾波) することで、乱数的なデータ列を得る構造になっている。昔から有名な Bm (ブラウンモーション) は最も簡単な例である。 Bm は、ホワイトノイズとして正規乱数を使い、ハースト指数というパラメータを 0.5 (スケール指数にして 2.0) にした場合に相当する。ハースト指数を 0.5 以外の場合に拡張したのが fBm (非整数ブラウンモーション) で、ホワイトノイズとして、正規分布の一般形である Lévy 分布を用いたのが fLm (非整数 Lévy モーション) である。これらはすべて、モノフラクタルモデルで、その適用の必要条件是、波数とパワースペクトル (空間解析の場合)、または各振動数とパワースペクトル (時間解析の場合) の関係が $\log\text{-}\log$ linear になることである。解析雨量データを用いた解析の結果、以下のような結論が得られた。

- 1) 解析雨量の空間分布から 256×256 の領域 (東海地方) を 5 スキャン取り出して解析した結果、場はフラクタルであることが分かった。また、この場を生成させるためのホワイトノイズとして、正規乱数が適当であることがわかった。つまり、解析雨量の空間場は、 fBm で生成することができる。
- 2) 解析雨量の時系列データ (30 日分 = 744 データ) を 3 種類の期間について取り出し、上述の空間分布データと同様の解析を行った。この場合も、場 (時系列) はフラクタルであることが分かった。ただし、空間場と異なり、ホワイトノイズとして、正規乱数は適当でなく、裾の厚い、極値が出やすい分布である Lévy 分布が適当であることが分かった。
- 3) つまり、空間的には、隣同士の値 (降水量) が極端に変わらない (極值的でない) が、時系列的には隣同士の値 (降水量) が極端に変わる場合があるということを意味している。

(3) 51 地点日降水量の時空間分布のモデル化

日本全国の 51 地点 (100 年分以上のデータがある地点) の日降水量時系列データを用いて、(2) と同様の解析を行った。その結果、まず、日降水量時系列データそのものは、パワースペクトルにピークが出る (特定の角振動数が卓越している) ため、この種の解析に向かないことが分かった。そのため、まず、100 年強のデータを用い、1 月 1 日 ~ 12 月 31 日までの日降水量の各日の平年値を算出し、5 日移動平均によって平年値曲線を求め、100 年強のアノマリー (降水量と平年値の差) をデータとして解析を行なった。その結果、(2) と異なり、データの場はフラクタルではないことが分かった (つまり、角振動数とパワースペクトルの関係が $\log\text{-}\log$ linear にならなかった)。ただし、特定のスムーズな関係 (指数関数的関係) は得られた。そこで、その関係式を用い、(2) と同様の手順によって時系列モデルを生成する $e\text{-model}$ を構築した。このモデルによりシミュレーションを行った結果、現実の降水量時系列と同様のデータ時系列を生成することができた。

目次

要旨	I
第 I 部 序説	1
第 II 部 津波浸水域の空間分布推定に関する新手法	2
第 1 章 東日本大震災における被害状況とそれによる問題	2
1.1 東日本における被害状況	2
1.2 既存の津波浸水域算定方法	2
1.3 新聞記事を用いることによる利点	3
第 2 章 データと解析手法	5
2.1 使用データの紹介	5
2.2 解析の流れ	6
第 3 章 解析結果	12
3.1 観測点の概要	12
3.2 張力を使用したスプライン補間の結果	13
3.3 津波浸水域の推定結果	14
第 4 章 考察	16
4.1 解像度の違いによる比較	17
4.2 推定津波浸水域と津波詳細地図の比較	19
4.3 解析手法の問題点	23
第 5 章 結論	25
第 III 部 確率モデルによる降水量の時空間分布のモデル化手法	27
第 1 章 序論	27
1.1 確率統計モデルと物理モデル	27
1.2 フラクタルモデルの概要	27
第 2 章 モノフラクタルモデルと E-MODEL の概要	29
2.1 ブラウン運動	29
2.2 fBm (fractional Brown motion)	30
2.3 fLm (fractional Lévy motion)	31
2.4 モノフラクタルモデルの概要	31
2.5 e -model の概要	34
第 3 章 モノフラクタルモデルによる降水量の時空間分布のモデル化	37
3.1 序論	37
3.2 データと解析手法	38
3.3 解析結果	39
3.4 考察	46
第 4 章 E-MODEL による日降水量時系列のモデル化	53

4.1	データと解析手法.....	53
4.2	解析結果.....	54
第5章	結論.....	64
第IV部	本論文の結論.....	65
参考文献	67

図目次

Figure II-1	津波浸水高の定義.....	7
Figure II-2	第1種の観測点(緑)と第2種の観測点(赤)の位置.....	12
Figure II-3	津波浸水高のヒストグラム.....	13
Figure II-4	張力と平均誤差の関係.....	14
Figure II-5	推定津波浸水域.....	16
Figure II-6	推定津波浸水域(赤色)と津波到達判読ライン(青線).....	18
Figure II-7	石巻赤十字病院付近を拡大した推定津波浸水及び標高データ(10mメッシュ).....	20
Figure II-8	領域1における推定津波浸水域(赤色)と津波到達判読ライン(青線).....	20
Figure II-9	領域2における推定津波浸水域(赤色)と津波到達判読ライン(青線).....	21
Figure II-10	観測点を増加させた場合における推定津波浸水域(赤色)と津波到達判読ライン.....	23
Figure III-1	ブラウン運動の見本関数.....	29
Figure III-2	Gauss分布とLévy分布の確率密度関数.....	31
Figure III-3	ペアノ曲線の例.....	32
Figure III-4	ある分布におけるスペクトル解析の例.....	33
Figure III-5	ある1次元分布におけるスペクトル解析の結果(両対数グラフ).....	34
Figure III-6	ある1次元分布におけるスペクトル解析の結果(通常のグラフ).....	35
Figure III-7	本章における解析領域.....	39
Figure III-8	解析雨量の時間データに対するスペクトル解析の結果.....	40
Figure III-9	2011年の時間データにおける X_x のヒストグラムとGauss PDF, Lévy PDFの比較.....	41
Figure III-10	2010年の時間データにおける X_x のヒストグラムとGauss PDF, Lévy PDFの比較.....	41
Figure III-11	2012年の時間データにおける X_x のヒストグラムとGauss PDF, Lévy PDFの比較.....	42
Figure III-12	空間データの降水量分布図.....	43
Figure III-13	解析雨量の空間(東西)データに対するスペクトル解析の結果.....	44
Figure III-14	解析雨量の空間(南北)データに対するスペクトル解析の結果.....	45
Figure III-15	東西方向の空間データ a) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較.....	47
Figure III-16	東西方向の空間データ b) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較.....	47
Figure III-17	東西方向の空間データ c) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較.....	48
Figure III-18	東西方向の空間データ d) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較.....	48
Figure III-19	東西方向の空間データ e) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較.....	49

Figure III-20	南北方向の空間データ a) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較	49
Figure III-21	南北方向の空間データ b) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較	50
Figure III-22	南北方向の空間データ c) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較	50
Figure III-23	南北方向の空間データ d) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較	51
Figure III-24	南北方向の空間データ e) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較	51
Figure III-25	51 地点雨量の観測所位置図	53
Figure III-26	三重県津市における日降水量平年値 $R(n)$, その 5 日移動平均 $\bar{R}(n)$, 及び偏差 ΔR の分布図	55
Figure III-27	三重県津市における日降水量偏差のスペクトル解析結果	56
Figure III-28	Lévy PDF とヒストグラムの相関係数とパラメータ α	57
Figure III-29	富山県伏木市及び栃木県宇都宮市における X_x のヒストグラムと PDF の関係	58
Figure III-30	Lévy PDF とヒストグラムの極値における相関係数とパラメータ α (対数)	59
Figure III-31	三重県津市における ΔR と $\Delta R'$ のスペクトル解析結果	61
Figure III-32	三重県津市における ΔR と $k \cdot \Delta R'$ のスペクトル解析結果	61
Figure III-33	三重県津市における再現日降水量 R' と 2011 年実績降水量の比較	62
Figure III-34	三重県津市における負の値をゼロとした場合の日降水量偏差 $\Delta R''$ と $k \cdot \Delta R'$ のスペクトル解析結果	62

表目次

Table II-1	使用データ一覧	5
Table II-2	Cohen κ 係数の例	10
Table II-3	入力値と推定値の平均誤差	15
Table II-4	誤差が最小値・最大値・平均値となる地点と園場所における誤差	17
Table II-5	第 1 種の観測点における推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの地域別一致度	18
Table II-6	第 1 種及び第 2 種の観測点における推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの地域別一致度	22
Table III-1	空間データにおけるパラメータ α 一覧表	52
Table III-2	51 観測所における Lévy パラメータの平均値と標準偏差	56

第I部 序説

2011年3月11日に発生した東日本大震災(地震名は東北地方太平洋沖地震)はモーメントマグニチュード9.0という、日本のみならず、世界の観測史上においても最大規模の自然災害であった。その死者・行方不明者数は18,000以上と言われている。このような災害をもたらす現象は、極值的自然現象、つまり再現期間がきわめて大きい、規模が通常ではない自然現象である。別の言い方をすれば、現象の規模が、それを表現する確率密度関数の裾の辺りに対応するような極値を示す現象である。例えば、気象庁による「極端な自然現象」の定義では、30年に1回程度以下の発生頻度の現象と考えられる。

本論文では、そうした極值的自然現象のうち、津波と豪雨を対象に、分布のモデル化を試みた。第II部では、上述の東日本大震災を事例とし、多くの人命を奪った津波による浸水域、つまり空間分布を推定する手法の開発を試みた。第III部では、気象庁による解析雨量データと100年以上観測が行われている51地点における日降水量を用い、それらの時間分布、空間分布のモデル化手法について検討した。

第II部では、東日本大震災による津波浸水域の空間分布の再現について述べる。

第1章では、東日本大震災における被害状況とそれによる問題について述べる。

第2章では、使用データ及び解析手法について述べる。

第3章では解析結果について述べ、第4章で考察を行う。

第III部では、確率モデルによる降水量の時空間分布のモデル化手法について述べる。

第1章は、時間降水量の時空間分布、及び、日降水量の時間分布の序論として位置付ける。

第2章では、非線形確率モデルについて解説する。

第3章では、ランダムフラクタルモデルによる降水量の時空間分布のモデル化について述べる。

第4章では、e-modelによる日降水量時系列のモデル化について述べる。

第II部 津波浸水域の空間分布推定に関する新手法

第1章 東日本大震災における被害状況とそれによる問題

1.1 東日本における被害状況

2011年3月11日に生じた東北地方太平洋沖地震とそれに伴って発生した津波、及びその後の余震によって引き起こされた災害を東日本大震災という。余震域は幅 200km、長さ 500km と広範であり、非常に活発な余震活動が発生した¹⁾。東北地方太平洋沖地震は 1995年1月17日に発生した兵庫県南部地震と同じ震度 7 を記録し、マグニチュード 9.0 という日本における観測史上最大規模の災害となった。加えて、死者・行方不明者数は兵庫県南部地震 (6,437人) の約 3 倍である 18,579人²⁾となった。特に被害の大きかった岩手県、宮城県、福島県で、震災 1 か月後までに収容された遺体より、死因の 92.4% が溺死である³⁾ことがわかった。これより、数々の研究者が指摘しているように、東日本大震災では、人的被害に限って言えば、地震動そのものが原因の被害より、津波に由来するものの方がより深刻であったといえる。

1.2 既存の津波浸水域算定方法

津波災害が発生した場合、津波浸水域を把握することは非常に重要である。一般的に、津波浸水域は現地踏査、航空写真・衛星写真の解析によって推定される。原口・岩松(2011)⁴⁾は、今回の災害に関して現地踏査によって津波浸水域を推定した代表例であり(ただし、未踏査区間を航空写真判読で補間している、また、後述するように、原口・岩松(2011)⁴⁾は彼らだけの成果物ではない)、国土地理院が発表している「10 万分 1 浸水範囲概況図⁵⁾」「2 万 5 千分 1 浸水範囲概況図⁶⁾」は、地震後に航空写真や衛星データを利用して写真解析で推定されたものである。津波浸水域を推定する意義としては、(A) 地震や津波のメカニズムを正確に把握すること、(B) 被害域としての津波浸水域を早急に把握し、復旧・復興に役立てること、の二つがあると思われる。(A)、(B)とも迅速性が必要なのは言うまでもないが、本研究では特に (B) の観点で解析を行う。

例えば、ここで、事業継続計画・業務継続計画 (Business Continuity Plan: 以降は BCP と称す; 前者は主に民間で、後者は主に官で用いられる用語であるが、基本的には同じである) に基づいた復旧・復興について考えてみよう。BCP には様々な定義があるが、経済産業省⁷⁾が引用している英国規格協会の定義は「潜在的損失によるインパクトの認識を行い実行可能な継続戦略の策定と実施、事故発生時の事業継続を確実にする継続計画。事故発生時に備えて開発、編成、維持されている手順及び情報を文書化した事業継続の成果物」である(ただし、文献 7) は、民間企業を対象に、事業継続計画について書かれたものである)。すなわち、事故や災害などが発生した際に、「如何に事業を継続させるか」もしくは「如何に事業を目標として設定した時間内に再開させるか」について、様々な観点から対策を講じることを目的とし、BCP は、そのための計画自体を指している。東日本大震災では中小企業を中心に、貴重な人材・機材などを失ったため廃業となったり、復旧が遅れたため資材を十分確保できず事業を縮小したり、というケースが多く報告されている⁸⁾。一方で、BCP を事前に策定していたことで、いち早く復旧できた企業も多く報告されている⁹⁾。主体が企業であるか自治体であるか、また災害の規模などにより目標復旧時間は異なるが、災害後 1 か月程度を目途として災害応急対応から通常業務に移行することが内閣府から提案されている¹⁰⁾。そこで、本論文では、まず、時間的目標として、「震災(津波災害)発

災後、1、2 か月程度で津波浸水域を推定すること」とした。

1.3 新聞記事を用いることによる利点

次に、その手法について述べる。上述のように、通常、津波浸水域は現地踏査、航空写真・衛星写真の解析によって推定される。ところが現地踏査は、東日本大震災の様な広範な被災地域を抱える場合、非常に大きな時間を必要とするため、ここで考える「復旧・復興のために、1、2 か月程度で津波浸水域を推定する」という目的にはそぐわない。それに対して、航空写真・衛星写真の解析に依れば、迅速に津波浸水域を推定することが可能であるが、高解像度の航空写真や衛星データは気象条件などの影響により、正確に推定できない場合がある。実際、国土地理院の「10 万分 1 浸水範囲概況図⁵⁾」や「2 万 5 千分 1 浸水範囲概況図⁶⁾」には、“浸水のあった地域でも把握できていない部分があります。また、雲等により浸水範囲が十分に判読できていないところもあります”という注釈が示されている。つまり、この手法も万能ではない。加えて、航空写真や衛星写真は 1 枚当たりの値段も高く、東日本大震災の様に、被災域が広範な災害では、津波浸水域推定に多くの費用が必要となる（ただし、国土地理院が津波浸水域を発表した後、そのデータをそのまま使う場合はこの費用が発生しないのは言うまでもない）。

以上に鑑み、著者らは、気象条件などを考慮せず、低費用で、発災後 1、2 か月で津波浸水域を推定する、上述の現地踏査、航空写真・衛星写真の解析以外の推定手法、具体的に言うと、新聞記事を利用した手法について検討を行うこととした。

新聞記事には被害を受けた場所や被害程度などが詳細に「点データとして」記述されており、「面的な」被害地域（津波浸水域）を推定するための情報が十分収集可能である。確かに、災害発生から間もない時期における新聞記事の正確さについては議論の余地があり、さらに、場合によっては、地震や津波などに起因する現場の混乱によって、情報が十分入手できないという可能性が無いとも限らない（今回に関しては被災地の地方新聞である河北新報等の例を見る限り、震災後間もない時期においても十分な記事量があり、さほど心配する必要はなかった）。しかし、本論文の趣旨としては、地方新聞を含め、新聞社等のマスコミ機関には災害に対する相当の脆弱性に対する対策が講じられていると仮定する。加えて、新聞記事は専門家の調査に同行の結果記述された例も見られ、その場合には記事の内容についても精査されていると思われる。また、気象条件などを考慮する必要はなく、費用は安い。このような利点が多いにもかかわらず、今まで、広範囲の面的な津波浸水域推定に用いられた例はないと思われる。

加えて、本論文で新聞記事を用いて面的な津波浸水域を推定する「極めて重要な意義」について以下で述べたい。ここまでの話は、「これから発生する津波の浸水域をどう推定するか」という話であった。技術がさらに発展した将来においては、気象条件等々の心配なしに、“安価に”多くの衛星写真を用いることが可能になっているかもしれない。しかし、過去の津波痕跡から、過去の津波浸水域を推定しようという場合、そのような技術発展の恩恵は受けない。本論文では、そのような「これから見つかる『過去の津波痕跡』」を用いて「過去の、面的な津波浸水域」を推定することを視野に入れている。端的に言えば、新聞記事から得られる点データを、「過去の津波痕跡」に見立て、それを用いて津波浸水域を推定し、将来見つかるであろう「過去の津波痕跡」の利用に備えているのである。

東日本大震災以前に発生した東北地方の大地震・大津波としては、昭和三陸地震（1933 年）、明治三陸地震（1896 年）等が挙げられるが、それらの中でも 869 年 7 月に発生した貞観地震は仙台平野の沿岸部から 3km 程度までの範囲に津波の痕跡を残した¹¹⁾。東日本大震災においても、仙台平野の沿岸部から貞観の地震をわずかに上回る程度の 4-5km 程度、津波が侵入した。これを踏まえて、「過去の津波

に学ぶ」ことの重要性が再認識され、震災後、過去の地震・津波資料を再考するような活動が各地で行われている。特に、神社や石碑などが過去の津波資料として利用可能であると指摘されている。例えば、東日本大震災においても、岩手県宮古市姉吉地区に残る昭和三陸大津波の後に建立された石碑（「此处より下に家を建てるな」と記述されている）よりも高い場所に津波は遡上しなかった¹²⁾。つまり、この石碑は、津波の痕跡として十分利用可能ということである。著者らも岩手県沿岸部を調査した折に、同様の石碑をいくつか見ている。こうした歴史建造物のデータは本研究において利用する新聞記事のデータと同様に、位置情報ははっきりしている点データである。将来的に、このような痕跡が多く発見され、利用されると予想される。

以上をまとめ、本論文の目的を再掲し、次節以降の構成を簡単に述べておく。

- A) 震災（津波災害）発災後、1, 2 か月程度で津波浸水域を推定することを目的とする。
- B) 現地踏査、航空写真・衛星写真の解析以外の手法として、それらの手法の短所をカバーする「新聞記事を利用する方法」を検討する。
- C) その手法は、将来見出されるであろう、「過去の津波痕跡から過去の津波浸水域を推定する」ことにも応用することを重要な目的としている。
- D) 最後に、我々の推定した津波浸水域が正しいか否か、手法が妥当か否かを、従来の手法で求められた津波浸水域と比較することで確認する。

第2章 データと解析手法

2.1 使用データの紹介

本研究で用いたデータは、大きく分けて、(A) 著者らが津波浸水域推定に用いるデータと、(B) 推定した津波浸水域の妥当性を確認するための、他の手法による津波浸水域推定結果に分けられる。(B) は、それ自体、誤差を含む可能性があるものではあるが、本研究ではそれらを真値と考え、著者らの推定値のチェックを行うことにする。

(A) には、新聞記事、地形データがあり、(B) には、津波浸水域想定結果がある。これらのデータの概要をまとめたのが、Table II-1 である。また、各データの詳細などについては次節以降で説明する。

(1) 新聞記事

これは、前述の、「著者らが津波浸水域を推定するために用いた」データである。

Table II-1 使用データ一覧

新聞記事		
データの正式名称	当論文における呼称	出版社名
朝日新聞縮小版 東日本大震災 ¹³⁾	朝日新聞	朝日新聞社
読売新聞特別縮小版 東日本大震災 1か月の記録 ¹⁴⁾	読売新聞	読売新聞社
河北新報特別縮小版 3・11 東日本大震災 1カ月の記録 ¹⁵⁾	河北新報	竹書房
中日新聞・東京新聞記事検索サービス ¹⁶⁾	中日新聞	中日新聞社
地形データ		
データの正式名称	当論文における呼称	提供機関
海岸線データ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ)	海岸線データ	
標高・傾斜度 4次メッシュ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ)	4次メッシュ	国土交通省国土政策局 ¹⁷⁾
標高・傾斜度 5次メッシュ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ)	5次メッシュ	
数値標高モデル 10m メッシュ(JPGIS [GML] 形式)	10m メッシュ	国土交通省国土地理院 ¹⁸⁾
浸水域データ		
データの正式名称	当論文における呼称	備考
津波到達(浸水域)判読ライン	津波到達判読ライン	東日本大震災初動対応プロ ジェクト ²⁰⁾
津波到達判読ラスタ	津波到達判読ラスタ	津波到達判読ラインより著 者らが作成
東日本大震災津波詳細地図	津波詳細地図	原口・岩松(2011) ⁴⁾

新聞として、朝日新聞¹³⁾、読売新聞¹⁴⁾、河北新報¹⁵⁾、中日新聞¹⁶⁾を用いた。最初の3紙については、震災特別縮小版を利用した。これらの縮小版には2011年3月11日～2011年4月11日の約1か月間の新聞記事が収録されている。また、中日新聞については「中日新聞・東京新聞記事検索サービス」を利用し、2011年3月11日～2011年4月30日の約1か月間の新聞記事を利用した。

被災地の地元紙としては河北新報のみならず、岩手日日新聞や福島民報があるが、記事に重複があり、データ量をやみくもに増やしても、処理能力に限界があるので、初期の段階で特別縮小版を入手した河北新報のみを利用している。なお、中日新聞には、地元紙の転載記事が掲載されていたため、間接的ではあるが、そこから地元紙記事データを入手したケースもあった。

(2) 地形データ

これも、前述の、「著者らが津波浸水域を推定するために用いた」データである。

解析に利用する地形データとして、標高データと海岸線データを利用している。標高データは Digital Elevation Model (DEM) と呼ばれており、衛星データや実測値を基に標高値を内挿したモデル値である。このような標高データとして、国土交通省国土政策局が国土数値情報¹⁷⁾として公開している標高・傾斜度4次メッシュ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ) [以降は4次メッシュと呼ぶ]、同5次メッシュ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ) [以降は5次メッシュと呼ぶ] ならびに、国土交通省国土地理院が基盤地図情報¹⁸⁾として公開している数値標高モデル 10m メッシュ(JPGIS [GML] 形式) [以降は10m メッシュと呼ぶ] の3種類を利用した。これらの空間解像度は、それぞれ、500m, 250m, 10m である。

10m メッシュに関してはバイナリデータであるため、株式会社エコリス¹⁹⁾が公開している「基盤地図情報 標高データ変換ツール Ver1.4」を利用して、地理情報システムでよく利用される GeoTiff 形式に変換した。また、海岸線データ(JPGIS2.1 [GML] 準拠及び SHAPE 形式データ)としては、国土交通省国土政策局が国土数値情報¹⁷⁾として公開している海岸線データを利用した。

(3) 浸水域データ

これは、前述の、「著者らの推定値のチェック」に使うデータである。津波浸水域の「真値」と考える。本研究では、津波浸水域データとして、東京大学生産技術研究所地球環境工学研究グループが行っている東日本大震災初動対応プロジェクト²⁰⁾より、国土地理院オルソ航空写真から作成した津波到達(浸水域)判読ライン(以降、「津波到達判読ライン」と称す)、ならびに、原口・岩松(2011)⁴⁾の東日本大震災津波詳細地図(以降、「津波詳細地図」と称す)を用いた。津波詳細地図は、あとがきで原口・岩松が述べているように、東北地方太平洋沖地震津波合同調査グループ²¹⁾の成果が含まれているが、一般に入手しやすい成果物は原口・岩松(2011)⁴⁾として出版されている文献なので、本論文ではそれを参考文献として挙げる。推定値のチェックにおける2種類の真値の使い方に関しては、そのデータを用いるときに説明する。

2.2 解析の流れ

(1) 解析手法の概要

津波浸水域を推定にするにあたって、標高、浸水深、津波浸水高の関係をj用いている。「標高」はともかく、「浸水深」「津波浸水高」という用語については、若干注意が必要である。気象庁²²⁾は、「津波の

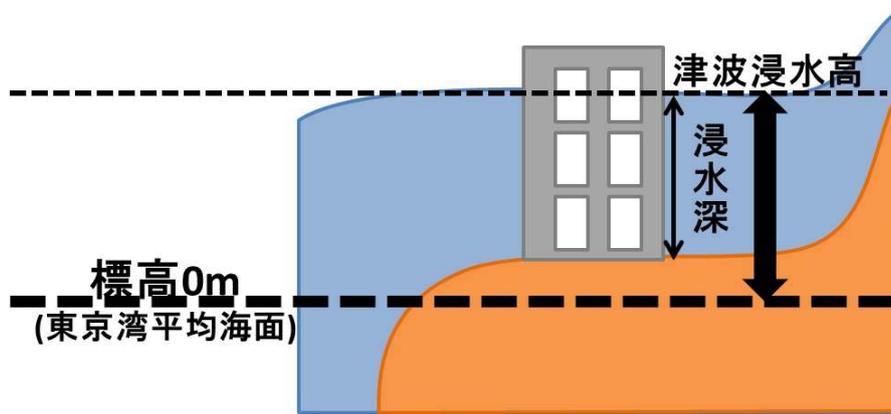


Figure II-1 津波浸水高の定義

高さ」「浸水深」「遡上高」「痕跡高」などを、平常潮位を基本として定義しているが、本論文では、津波詳細地図⁴⁾を参考に、「浸水深」「津波浸水高」を、東京湾平均海面を基本に定義した。Figure II-1はその関係を示したものである。

解析では、点データとしての津波浸水高を用いるのだが、それを新聞記事から抽出する方法について概説しておく。

- A) 例えば、「宮城県石巻市にある渡波中学校で2階まで浸水²³⁾」といったような記事が新聞に掲載されていたとする。
- B) この記事により、観測場所（便宜上、こう称す）と浸水深さの関係が、1つ得られる。
- C) 観測場所のより詳細な位置情報を得た後、標高データを用いて標高を同定する。ただし、ここで、前述の通り、標高データは3種類あるので、「標高」は3種類得られる。
- D) Figure II-1 の関係を用いて、標高と浸水深を足し合わせて津波浸水高を算定する。標高が3種類あるので、3種類の津波浸水高が得られる。

以上の手順で、1つの新聞記事と標高データから得られた津波浸水高が点データとして得られる。しかしながら、著者らが算定しようとする津波浸水域は面データである。そのため、この津波浸水高について空間補間を行い、面データとしての津波浸水高（津波浸水高の空間分布）、つまり、津波浸水高のコンター図を作成する。最後に、津波浸水高の空間分布から、標高分布を減ずることで、浸水深の空間分布を得る。そして、浸水深が正の値をとる地域を、津波浸水域と考えるわけである。

一般的に、空間補間法としてスプライン法や Kriging 法が利用されているが、本研究ではスプライン法を用いて空間補間を行う。なお、これらの解析は、基本的に GIS ソフトウェア GRASS (Geographic Resources Analysis Support System)²⁴⁾ を利用して行った。

(2) 新聞記事の抽出

まず、上記4社の新聞記事から浸水深と観測場所を抽出する。多くの場合、新聞記事における記述は民家の情報が多く、個人情報保護の観点から正確な住所は記載されていない。例えば、ある民家に関し、限定的な住所情報であっても、それが掲載されていると「その民家」の位置は大まかに推定できる。その、大まかに推定された地域の中央を「その民家」の住所にすることも検討したが、以下の理由で、そのような不確かな住所情報しか持たない浸水深データは、基本的に使用しないこととした。つまり、本解析にとっては、「観測地点の標高」が非常に重要な情報となっている。直接的に標高が津波浸水高に影

響を与えるためである。そのため、できるだけ正確な標高を得るために、観測場所は住所が明確に記されている場合、もしくは、市役所や学校などの地物名が明確である場合のみ、データとして解析に利用することとした。なお、観測場所の住所情報は Google Maps を利用し、緯度経度情報に変換する。

(3) 浸水深の単位変換

新聞記事に記述されている浸水深は、多くの場合、「1階」などの「階」を単位として表記されている。しかしながら、津波浸水域の推定を行うためには、高さの単位を「メートル」に変換しなければならない。そこで、日本における建築物の1階あたりの平均高が約3.0mであることを利用し、1階を1.5m、1階天井を3.0m、2階を4.5mというように高さの単位を「階」から「メートル」に変換する。

(4) 津波浸水高のスプライン補間

前述のように、本研究では、浸水深と標高を足し合わせた津波浸水高を解析に用いる。この津波浸水高は、潮位計などで計測される「津波の高さ」のように「平常（津波がない場合の）潮位」を基準とするのではなく、「東京湾平均海面（即ち、標高0m）」を基準としている。また、今まで記述した手順で新聞記事から得られた津波浸水高は点データである。そのため、我々が目的としているような、面データである津波浸水高の分布（つまり、浸水深の地図、津波浸水域の地図）を得るために、点データの空間補間を行う。

空間補間を行う場合、「浸水深」をデータとして使用するケースと、本研究で作成した「津波浸水高」をデータとして使用するケースの2通りが考えられる。本研究では、以下の理由によって、後者のケースを採用した。

- A) 浸水深は、標高が局所的に小さい場合、そこだけ非常に大きな値を示すことがある。そうすると、その「局所的に大きな値」が補間の際に、その周囲に大きな影響を与える場合が考えられる。
- B) 浸水深に標高を加えた津波浸水高は、静水圧の原理が働くならば、近傍の点で同じような値を示すはずである。つまり、水の粘性や地表面からの摩擦がなく、水が静止しているなどといった理想状態において、「局地的に静水圧平衡が成り立つ」と仮定できる。
- C) 上記の理由で、より空間的に安定している「津波浸水高」の方が、補間するデータとしては適切である。

この津波浸水高に対し、3次元スプライン曲面補間を南北方向に岩手県から茨城県、東西方向に海岸線から内陸10kmまでの領域で実施する。

本研究では、2次元の空間的な位置 (x, y) に津波浸水高という属性値 $(z = f(x, y))$ を持った状態で、その津波浸水高 z を空間的に補間し、 $z = f(x, y)$ なる曲面を、いくつかの点データから推定することを想定している。つまり、曲面補間である。しかし、話を簡単にするため、以下、いくつかの点を結んで滑らかな線を得る曲線補間を例に、補間についての解説を行う。

一般的な曲線補間法としては、ラグランジュ補間やニュートン補間が挙げられるが、これらの補間法は $n + 1$ 個の点 $(x_0, y_0), (x_1, y_1), \dots, (x_j, y_j), \dots, (x_n, y_n)$ に対して1つの n 次式を求めることによって区間内の補間を行う。ここで、 (x_j, y_j) は各点の x 軸方向、 y 軸方向の座標を示している。このように複数

の点について1つの n 次式を利用するため、ラグランジュ補間やニュートン補間などでは次数が高くなると、極端な補間値が出現しやすいという欠点がある²⁵⁾。一方で、スプライン曲線補間は、それらとは異なり、 $n+1$ 個の点を2つの点の区間 $[x_j, x_{j+1}]$ ($j=0, 1, \dots, n-1$)に分割し、それぞれの区間に別々の3次式 $f_j(x)$ を定義して緩やかな曲線にし、前述の補間法のような極端な補間値が得られないようにする。ただし、下述の方法で、隣同士の曲線がうまく接続できるように設定されている。

3次スプライン曲線補間の基礎式は、次式(1)のとおりである。ここで、今、区間 $[x_j, x_{j+1}]$ を対象としている。

$$f_j(x) = a_j(x-x_j)^3 + b_j(x-x_j)^2 + c_j(x-x_j) + d_j \quad (\text{II-1})$$

端的に言えば、 $f_j(x)$ が $(x_j, y_j), (x_{j+1}, y_{j+1})$ を通るように、また、隣の $f_{j-1}(x), f_{j+1}(x)$ とうまく接続するように $f_j(x)$ を決める。具体的には、以下の4つの条件下で a_j, b_j, c_j, d_j を求める。

- [条件 1] $f_j(x)$ が点 (x_j, y_j) を通る。
- [条件 2] $f_j(x)$ が点 (x_{j+1}, y_{j+1}) を通る。
- [条件 3] x_j における左右の $f_j(x)$ の1次導関数の値が等しい。
- [条件 4] x_j における左右の $f_j(x)$ の2次導関数の値が等しい。
- [条件 5] 始点 x_0 と終点 x_n における2次導関数の値が0となる。

以上のようなこのスプライン曲面補間は、時として予測しない不規則な振動を示すことをFletcher and McAllister (1990)²⁶⁾などが指摘している。この問題を解決する方法として「張力」と呼ばれる形成パラメータを用いることがある。

赤塚ら(2011)²⁷⁾はスプライン曲面補間をゴムシート ($z = f(x, y)$ で表される局面のことである)のサーフェスが各観測点の属性値(観測値のある点における $z = f(x, y)$)に対応する点を通過し、サーフェス全体の曲率が最少となるようにゴムシートを曲げる様な補間であると述べている。その中で、張力はゴムシートの硬さを制御するパラメータであり、張力の値が大きいとゴムシートは硬いため観測点の値はその近隣にしか影響を及ぼさないと説明している。

この張力について、適切な値というものには特に明示されていない。そのため、標高データに対応して推定された3種類の津波浸水域(津波浸水高が正の値を示す地域)について、それぞれ、津波到達判読ライン(東大生産研)を真値と考えて、推定津波浸水域と津波到達判読ラインを比較する。その過程で、適切な張力の値を検討する。なお、ここで、津波到達判読ライン(東大生産研)は線データである。そこで、後述のように、著者らが推定した津波浸水域と真値である津波到達判読ライン(東大生産研)を比較する際、津波到達判読ライン(東大生産研)をラスタ化したデータ(以後、「津波到達判読ラスタ」と称す)を用いる。これは、面データ同士の方が、比較がしやすいためである。

我々の推定した「津波浸水域」と「津波到達判読ラスタ」を比較する際、張力を50~300の範囲で50ずつ、300~1000の範囲で100ずつ変化させた。最適張力を決定する手法については3.2節で述べる。我々の推定データと真値を比較する場合、その一致度を算定する必要があるが、その一致度の指標として「Cohen κ 係数」²⁹⁾を用いた。

Table II-2 Cohen κ 係数の例

		データ B		
		0	1	計
データ A	0	25	10	35
	1	5	160	165
	計	30	170	200

(5) 一致度の指標 (Cohen κ 係数)

本研究では、津波到達判読ラスタ (真値と考える) と (我々が独自の手法で推定した) 津波浸水域の一致度の指標として、Cohen κ 係数を用いる。Cohen κ 係数は一致性を判断する際によく用いられており、カイ二乗の考え方と同様に、実測値と期待値を比較することによって算出される。

例として、Table II-2 で示すような 2 つのデータ A, B を考える。データ A, B とともに、200 個のデータを持ち、その 200 個のデータは 1 もしくは 0 の値を持つ。ここで、A(1)~A(200) と B(1)~B(200) がどの程度一致しているのかを評価するのが、Cohen κ 係数である。

まず、データ A とデータ B のみかけの一致率(P_o)は次式で表される。

$$P_o = \frac{25+160}{200} = 0.93. \quad (\text{II-2})$$

これは、200 個のデータの組のうち、 $A(i) = B(i)$ ($i = 1, 2, \dots, 200$) となるものの割合を示している。これだけを見ると、データ A, B はよく一致しているように見えるが、この確率の中には偶然の一致が含まれる。そこで、特に A と B が何らかの根拠を持って一致しているのではなく、ただ単に、偶然一致している確率を以下のように求めてみる。データ A は B とは独立に、 $\frac{35}{200}$ の確率で 0 となり、同じように、B は A とは独立に、 $\frac{30}{200}$ の確率で 0 となる。つまり、平均的に、

$$P_{e1} = \frac{35}{200} \cdot \frac{30}{200} \approx 0.03. \quad (\text{II-3})$$

上式の確率で、「偶然に」両者が 0 で一致すると考える。

同じように、次式の確率 (P_{e2}) で、両者が「偶然」1 という値を示して一致すると考える。そこで、両者が偶然一致する確率を、次式のように算定する。

$$P_e = P_{e1} + P_{e2} \approx 0.73. \quad (\text{II-4})$$

このケースだと、式(2)の P_o が仮に 0.73 であれば、それは見かけ上の一致割合が、すべて「偶然の産物」と考えることができる。そこで、このような場合を「一致度 0」とするような指標を作るために、指標の計算式の分子を $P_o - P_e$ とする。また、「完全に一致している場合 (今のケースならば 200 個全部が一致している場合)」を「一致度 1」とするならば、指標の計算式の分母を $1 - P_e$ とすればよい。これにより、

$$\kappa = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e} \quad (\text{II-5})$$

上式は、0~1 の値を示す一致度の指標となり、これを、Cohen κ 係数と称す。表 2 のケースだと、 $\kappa \approx$

0.73 と算定される．ここまでの説明は，社会情報サービス統計調査研究室²⁸⁾を参考にしたが，さらに詳しい説明は Kundel and Polansky (2003)²⁹⁾などを参照されたい．

ここで，Cohen κ 係数がどの程度であれば，満足な一致とみなせるのかなどという，絶対的な値については，一例（下井, 2003³⁰⁾）として，下記のようなものがあり，本論文でもこの値を使用する．

0.80~1.00：ほぼ完全な一致 (excellent)

0.60~0.80：実質的に一致 (good to fair)

0.40~0.60：中程度の一致 (moderate)

0.00~0.40：低い一致 (poor agreement)

(6) 津波浸水域の推定

ここまでに述べたように，新聞から得られた点データとしての津波浸水高をデータとして，曲面スプライン空間補間により，面データとしての津波浸水高を得る．そして，津波浸水高の空間分布から，標高分布を減ずることで，浸水深の空間分布を得る．そして，浸水深が正の値をとる地域を，津波浸水域と考える．

第3章 解析結果

3.1 観測点の概要

新聞記事から収集した津波浸水深の観測点は 170 点であった。まず、その 170 の観測点を 2 種類に分類する。170 の観測点をのうち、2.2 節で述べたようにきわめて正確な位置情報を持つ 107 観測点を“第 1 種の観測点”と称し、当面これらだけを用いた解析を行う。観測点の位置及び、観測点の津波浸水深を示すヒストグラムを Figure II-2, Figure II-3 にそれぞれ示した。Figure II-2 において第 1 種の観測点 107 点を緑色で、第 2 種の観測点 63 点を赤で示した。このとき、後者の 63 点は、第 1 種の観測点と比較して、おおざっぱな位置情報、たとえば、地区名などが判明しているだけである (2.2 節参照)。そのため、判明している地区の中心地を観測点の位置と考え、その地区に市役所・町役場などがある場合はその位置を代表地とした。

Figure II-3 においては、濃灰色が 4 次メッシュ、灰色が 5 次メッシュ、淡灰色が 10m メッシュに対応している。この Figure II-3 からわかるように、20m 以下の津波浸水深を示す観測点が非常に多い。実際の (面的な) 津波浸水深分布はこれから推定するわけだが、この時点で、以下のことがわかる。

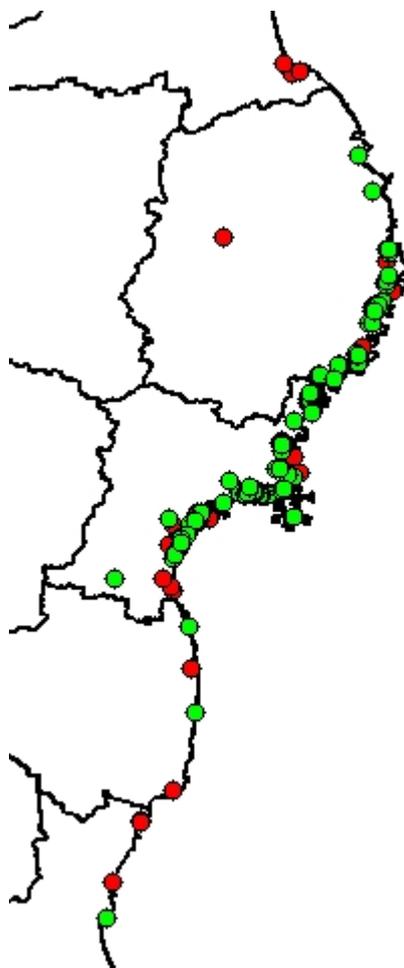


Figure II-2 第 1 種の観測点 (緑) と第 2 種の観測点 (赤) の位置

住所や地物名から正確な位置情報を持つ観測点(107 点)を第 1 種の観測点、地区名などのおおざっぱな住所から、その地区の中心や市役所・町役場の位置を代表地とした観測点 (63 点) を第 2 種の観測点とした。主な解析には第 1 種の観測点を用いたが、4.2 節においてのみ第 2 種の観測点を用いている。

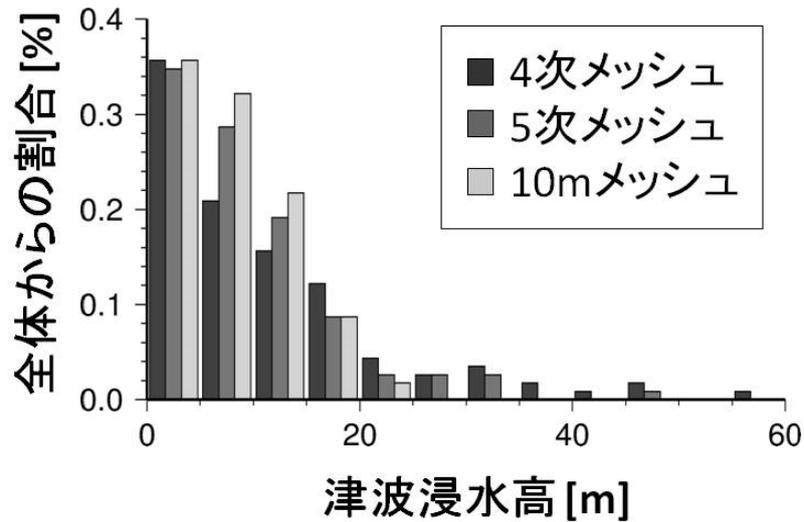


Figure II-3 津波浸水高のヒストグラム

第1種の観測点における津波浸水高(=浸水深+標高)を3つの標高データから算出し、ヒストグラムに示した。以前から言われていた標高20m未満の低地の危険性が示されている。

- A) 津波浸水高は地域によって(観測点によって)異なる、という結果が得られる(つまり、津波浸水高のコンター図が得られる)はずだが、今107の観測点のデータを用い、「津波被害を受けた観測点の津波浸水高が20m以下の場合が多い」となれば、それは、「津波浸水高 = 標高 + 津波浸水深」という関係から、津波被害を受けた観測点の多くは、標高が20m以下であったことになる。
- B) つまり、「明治三陸地震(1896年)や昭和三陸地震(1933年)などが発生した際に、20mを超える津波が観測されたことから、標高20m以下の低地が津波の影響を受けやすい」とよく言われている³¹⁾が、そのような場所に集中していることがわかった。それぞれの20m以下の観測点の割合は4次メッシュが72.2%、5次メッシュが82.6%、10mメッシュが89.6%であった。これは、用いる標高データの解像度が違えば、観測点の標高値が変わるからである。

3.2 張力を使用したスプライン補間の結果

3種類の標高データを対象に、張力を50~300の間で50ずつ、300~1000の間で100ずつ変化させて、それぞれ13個の浸水域を作成した。

これらについて、以下のような方法で最適な張力を求めた。

- A) 新聞記事と標高データから得られた津波浸水高(入力値)とスプライン補間によって算出された津波浸水高(計算値)の誤差を求め、107点の観測点についてこの誤差の絶対値を平均した。これを以降は平均誤差と呼ぶ。
- B) 平均誤差を張力の値ごとに算出し、最も平均誤差が小さくなる張力のスプライン補間結果を最適値とした。つまり、最適化のための目的関数は「平均誤差」であり、ここではそれを最小化する。

その結果を示したのが Figure II-4 である。この Figure II-4 から明らかであるように、平均誤差はいずれのデータに対しても、指数関数的に減少していくことがわかった。また、Table II-3 から明らかであるように、張力が大きくなるにつれて、平均誤差の値が収束していることがわかった。以上の結果より、本研究では、いずれのデータにおいても張力 1000 の場合が最も平均誤差が小さく、さらに張力値を大きくしても平均誤差の変動が小さいと考えられることから、張力 1000 を以降の津波浸水域の推定に用いた。また、決定した張力値における平均誤差を Table II-3 にシェードで示した。

また、張力 1000 の場合における入力値（新聞から得られた生データ）と推定値（同一地点で 2 次元スプライン曲面が表示している値）の相関係数を求めたところ、4 次メッシュ、5 次メッシュ、10m メッシュで、それぞれ 0.928, 0.997, 0.943 と高い相関があることがわかった。このことから、上述の方法で計算されたスプライン曲面がデータをある程度以上、反映させていることがわかる。

3.3 津波浸水域の推定結果

4 次メッシュ、5 次メッシュ、10m メッシュの 3 種類の標高データから算出した津波浸水域を Figure II-5 にそれぞれ示した。図中の赤色で示した領域が本研究で推定した津波浸水域である。また、この Figure II-5 は、左から 4 次メッシュ、5 次メッシュ、10m メッシュに相当している。

これらの推定結果について、岩手県及び宮城県では誤差が最小・最大・平均になる 3 点の、福島県では全 2 点の地物名、緯度経度、入力値、推定値及び誤差を Table II-4 にまとめた。ここで、入力値、推定値及び誤差は 10m メッシュにおける結果を示している。また、岩手県及び宮城県において入力値がゼロで推定値もゼロの地点はそれぞれ 7 点及び 12 点あったが、これらの点を「推定誤差がゼロ」とみなさず、表 4 作成中には除外し、それ以外の最小値を表示した。

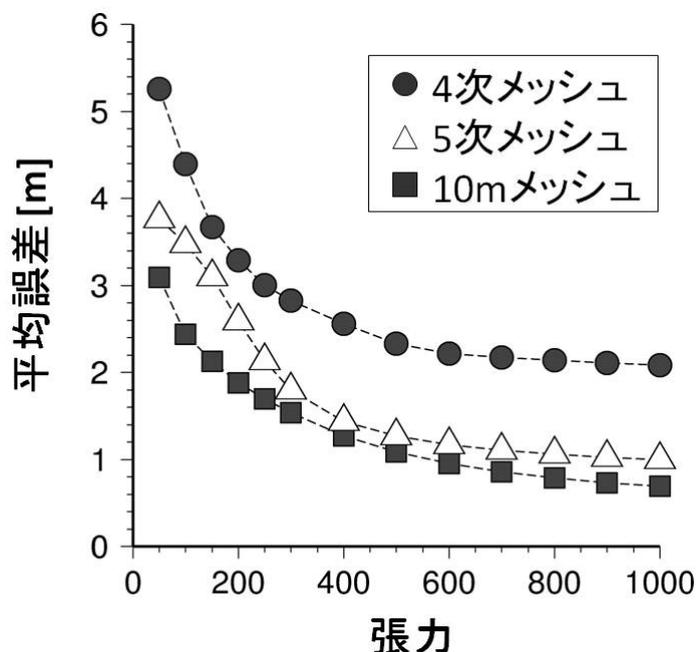


Figure II-4 張力と平均誤差の関係

平均誤差は新聞から読み取った津波浸水高と張力スプライン補間によって算出した津波浸水高の差を求め、その絶対値を全地点で平均したものである。いずれのデータにおいても、張力が上昇するにつれて平均誤差が収束している様子がわかる。本研究では張力 1000 において平均誤差の変動がなくなると考え、いずれのデータについても張力を 1000 とした。

Table II-3 入力値と推定値の平均誤差

張力	平均誤差 [m]		
	4次メッシュ	5次メッシュ	10mメッシュ
50	5.256	3.765	3.094
100	4.393	3.477	2.441
150	3.670	3.101	2.125
200	3.288	2.592	1.880
250	3.004	2.132	1.698
300	2.823	1.797	1.539
400	2.558	1.434	1.270
500	2.332	1.268	1.088
600	2.216	1.168	0.955
700	2.174	1.103	0.858
800	2.139	1.058	0.786
900	2.110	1.023	0.733
1000	2.083	0.997	0.692

新聞記事と標高から求めた津波浸水高（入力値）とスプライン補間によって推定した津波浸水高（推定値）の誤差の絶対値を観測点ごとに計算し、その平均をそれぞれの張力、それぞれの標高データで算出したものである。これより、張力を1000としたときに、いずれの標高データにおいても平均誤差が最も小さくなったことがわかる。

平均誤差は岩手県で0.59m、宮城県で0.45mとなっており、新聞記事から概算した浸水深を利用したことを考えれば、非常に精度よく推定できたと考えられる。

第4章 考察

本研究で推定した津波浸水域の正確性・妥当性を確認するために、本研究で推定した津波浸水域 (Figure II-5) と津波到達判読ラスタ、ならびに、津波詳細地図を比較した。ここで若干の注意が必要なので、詳細にそれを述べる。通常、物理モデル・数理モデルのモデル構造、またはパラメータを決める作業をキャリブレーションといい、その際に再現しようとする、目的の現象を表すデータ (インプットデータとアウトプットデータの両方) を用いる。つまり、あるインプットに対し、できるだけモデルが実現象に近いアウトプットを排出するように、モデル構造やパラメータを調整するのがキャリブレーションである。

その次に、全く違うインプットをモデルに用い、そこで出てきたアウトプットが、別の条件下の実現象を表しているかどうかを確認する。これがバリデーションである。

我々がここまでやってきたことは、張力を変え、どの張力が実現象に近いアウトプットを出すかを見て、最適な張力を求めることであった。上述のキャリブレーションに相当する。当初、モデルの妥当性の検討は、極論すればここで終わっていた。しかし、「それ以上のバリデーション」について、改めて検討を行った。今、浸水データは1つ (詳細なデータが発表されている津波は2011年のものだけなので) であるから、別データによるバリデーションは不可能である。そこで、読者には以下のように理解していただきたい。

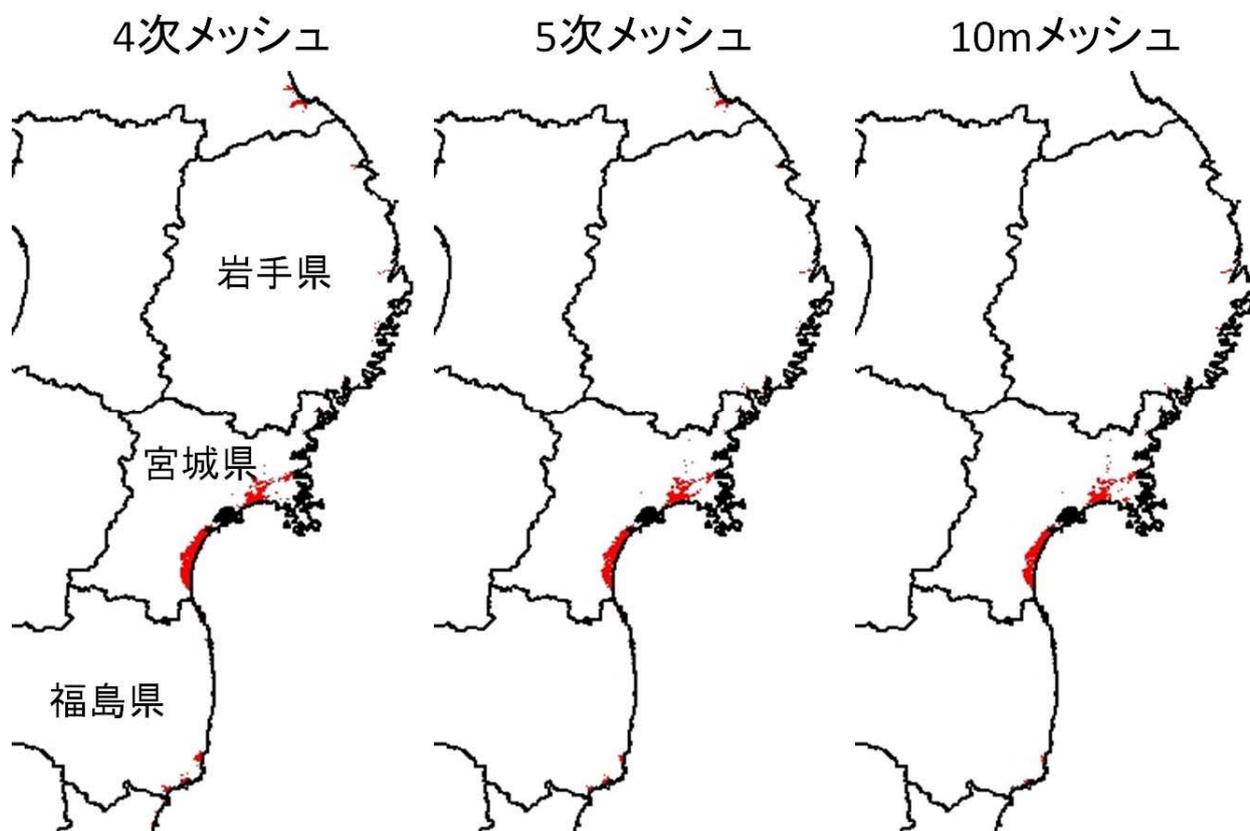


Figure II-5 推定津波浸水域

左から、それぞれ4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュの著者らが推定した津波浸水域 (赤色) である。

Table II-4 誤差が最小値・最大値・平均値となる地点と園場所における誤差

		地物名(市町村名)	緯度	経度	入力値	推定値	誤差
岩手県	最小値	鵜住居地区防災センター(釜石市)	39.328	141.89	10.30	10.36	0.06
	最大値	市営釜石ビル(釜石市)	39.274	141.89	13.90	0.00	-13.90
	平均値	さんりくの園(三陸町)	39.122	141.81	15.40	16.31	0.59
宮城県	最小値	東六郷小学校(仙台市)	38.199	140.95	3.60	3.60	0.00
	最大値	野蒜小学校(東松島市)	38.376	141.15	7.50	0.00	-7.50
	平均値	宮城農業高校(名取市)	38.157	140.94	6.80	6.76	0.45
福島県		磯部中学校(相馬市)	37.767	140.99	0	0	0
		富岡第一中学校(富岡町)	37.338	141.02	0	0	0

観測点における入力値と推定値の誤差を県ごとにまとめ、その値が最小値・最大値・平均値となる地点について、誤差の程度を示した。ここで、推定値に用いられた標高データは10mメッシュのものを表示している。

また、福島県では上記の2点しか観測点がなく、また、いずれの観測点においても津波浸水高が入力値・推定値ともになかった(津波による浸水がなかった)。

- A) 上述の意味での、完全なバリデーションは不可能である。いまのところ、現象が一つしかないからである。
- B) しかし、キャリブレーションの際に用いる目的関数(パラメータを求める際に何を最小値または最大値にするか)を変えても同様の結果、つまり、そういう意味でのロバストな結果が出るかどうかは確認できる。

前節で述べたように、キャリブレーションは平均誤差の最小化により行い、その結果にCohen κ を適用することとした。以下、その結果について述べる。

津波到達判読ラスタについてはCohen κ 係数を一致性の判断に用いた。また、津波詳細地図は一部地域で見られた(著者らの求めた)推定津波浸水域と実際の津波浸水域に大きな差がある場合に、さらに深い考察のために利用した。また、Cohen κ 係数を用いて、標高データの解像度が違うと結果がどう違うについても考察を行った。前述のように、推定津波浸水域は標高データに大きく影響を受ける。そのため、これは標高データの解像度による推定津波浸水域(つまり推定精度)の違いを明らかにすることを目的としている。

4.1 解像度の違いによる比較

まず、津波到達判読ラスタを真値と考え、(著者らが推定した)推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの一致度をCohen κ 係数を用いて評価した。その結果、Table II-5で示したように、岩手県、宮城県、福島県を一括して考えた場合、津波到達判読ラスタと推定津波浸水域の一致度(Cohen κ 係数)は、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュでそれぞれ0.54、0.57、0.65となり、2.2節で示したように、

Table II-5 第1種の観測点における推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの地域別一致度

	Cohen κ 係数		
	4次メッシュ	5次メッシュ	10mメッシュ
全体	0.535	0.570	0.646
岩手県	0.465	0.460	0.643
宮城県	0.662	0.676	0.738
福島県	0.191	0.102	0.056

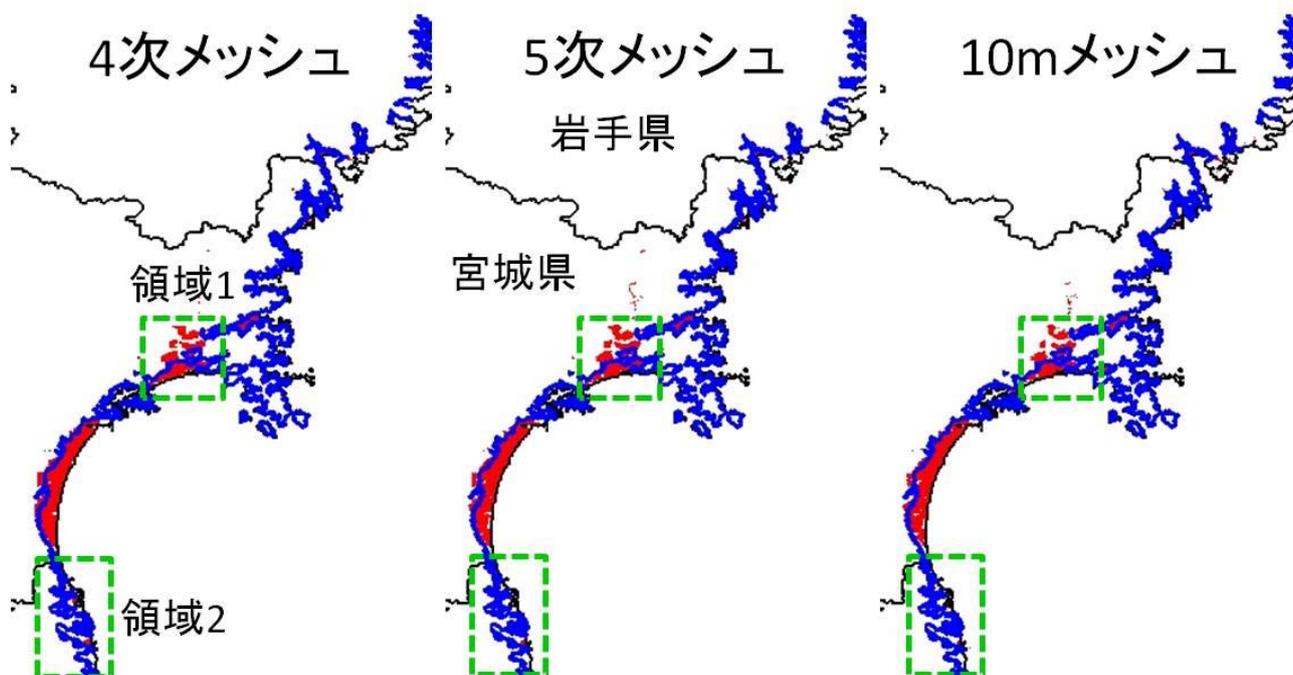


Figure II-6 推定津波浸水域（赤色）と津波到達判読ライン（青線）

左から、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュにおける、宮城県を中心とした地域の推定津波浸水域（赤色）と津波到達判読ライン（青線）を示している。また、領域1（岩手県石巻市北西部）、領域2（宮城県南部～福島県の沿岸部）を緑色の破線で示した。

4次メッシュならびに5次メッシュは中程度の一致度を、10mメッシュは十分な一致度を示していることがわかった。

次に、県ごとに、上記と同様に一致度を求めた。まず、Figure II-6の説明をしておこう。ここまで、(著者らが求めた)推定津波浸水域と、津波到達判読ラスタを、Cohen κ 係数なる一致度の指標を用いて評価してきた。「津波到達判読ラスタ」を用いたのは、双方とも同じような、「分布型の面データ」でないとCohen κ 係数を算定できないからである。ところが、Figure II-6は、推定津波浸水域と、真値と考える津波浸水域の境界を比較しようとしている。そこで、見やすいように、赤で示した「推定津波浸水域」と、青線で示した「津波到達判読ラスタの元となった」「東大生産研による津波到達判読ライン」を比較している。つまり、赤く塗られた地域の境界あたりに青い線があれば、推定がうまくいったと考えることができる。

Figure II-6より、以下のことがわかる。すなわち、図の解像度の問題で、若干目視では確認しにくいですが、特に岩手県及び宮城県において、推定した3つの津波浸水域（赤色；3つの標高データに対応する）

は真値である津波到達判読ラスタ（青い実線，上述のように，図中では津波到達判読ラインを記載している）とよく一致している．このときの岩手県における Cohen κ 係数は 4 次メッシュ，5 次メッシュ，10m メッシュで，それぞれ 0.47 (中程度の一致)，0.46 (中程度の一致)，0.64 (実質的な一致) であった．続いて，宮城県・福島県においても，同様に，Cohen κ 係数を算出した．その結果，宮城県における Cohen κ 係数は 4 次メッシュ，5 次メッシュ，10m メッシュで，それぞれ 0.66，0.68，0.74 (すべて，実質的な一致) であった．ただし，福島県だけは成績が悪く，Cohen κ 係数は，それぞれ 0.19，0.10，0.06 (すべて，低い一致) であった (Table II-5)．

以上の結果より，岩手県では 10m メッシュの，宮城県では全ての推定津波浸水域は Cohen κ 係数が 0.6 以上であり，少なくとも，10m 程度の解像度の標高データを使用した場合には，十分な津波浸水高が推定できると結論付けられる．

その一方で，福島県においては Cohen κ 係数がいずれの場合も低く，ほとんど一致していない．4.2 節 (2) で，これについての考察を行う．結論的には，福島県以南の観測点が少なかったため，適切な津波浸水域が推定できなかつたと考えられる．つまり，データ不足が原因と考えられる．その対応については，4.2 節 (2) で説明する．

次に，岩手県石巻市北西部の，(真値との) 不一致について触れておこう．Figure II-6 の緑の破線で囲った「領域 1」を見られたい．Figure II-6 で示したいずれの図においても，領域 1 において推定津波浸水域 (赤色) が津波到達判読ライン (青線) を超えて広がっている (我々の結果が *overestimate* である) ことがわかる．そのため，次節以降，推定津波浸水域と実際の津波浸水域の大きな違いがみられる 2 地点を取り上げ，それらについて考察を行う．

4.2 推定津波浸水域と津波詳細地図の比較

Figure II-6 は観測点が多く存在する宮城県を中心とした地域を示している．図中の赤色で示した領域が推定津波浸水域であり，青い太線が津波到達判読ラインである．また，細い黒線は海岸線ならびに県境線を，また，宮城県から福島県の一部の沿岸地域に，北から順に，領域 1，領域 2 を設定した．Figure II-6 は，それぞれ，左から 4 次メッシュ，5 次メッシュ，10m メッシュに相当している．

図中の青い津波到達判読ラインを真値とすると，前述の領域 1 (岩手県石巻市北西部) 及び領域 2 (宮城県南部から福島県の領域) において，著者らの推定した津波浸水域と津波到達判読ラインが大きく異なっていることがわかった．そこで，これら 2 領域について，以下のように考察を行った．ここで，Figure II-8，Figure II-9 は，それぞれ，領域 1，領域 2 を拡大したものである．

(1) 領域 1 (岩手県石巻市北西部) について

この領域について，全ての推定津波浸水域が実際の津波浸水域よりもさらに内陸に広がっていることがわかった．

我々の推定津波浸水域において浸水が示された地域は石巻市北西部に位置する河南地区，前谷地地区及び広瀨地区である．これらの地区については，津波詳細地図においても浸水は表示されていない．しかしながら，石巻市北部には北上川に沿って津波の被害があった．また，隣接する東松島市から北進した津波もあった．これらの地区はそうした津波の被害を受けた地域に隣接する低平地であることから，過大評価された (実際は浸水がないのにあったように推定された) と考えられる．この領域のより詳細



Figure II-8 領域 1 における推定津波浸水域 (赤色) と津波到達判読ライン (青線)

左から、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュにおける、領域 1 (Figure II-6 参照) の推定津波浸水域と (赤色) と津波到達判読ライン (青色) を示している。中心部にある緑丸は石巻赤十字病院の位置を、白丸はその他の観測点の位置を示している。石巻赤十字病院 (緑丸) において、津波詳細地図等では浸水域外であるが、推定津波浸水高は 3 つの標高データすべてにおいて、5.0m 程度過大評価されている。その他近傍の観測点 29 点については平均誤差が 0.4m にも満たない数値であった。

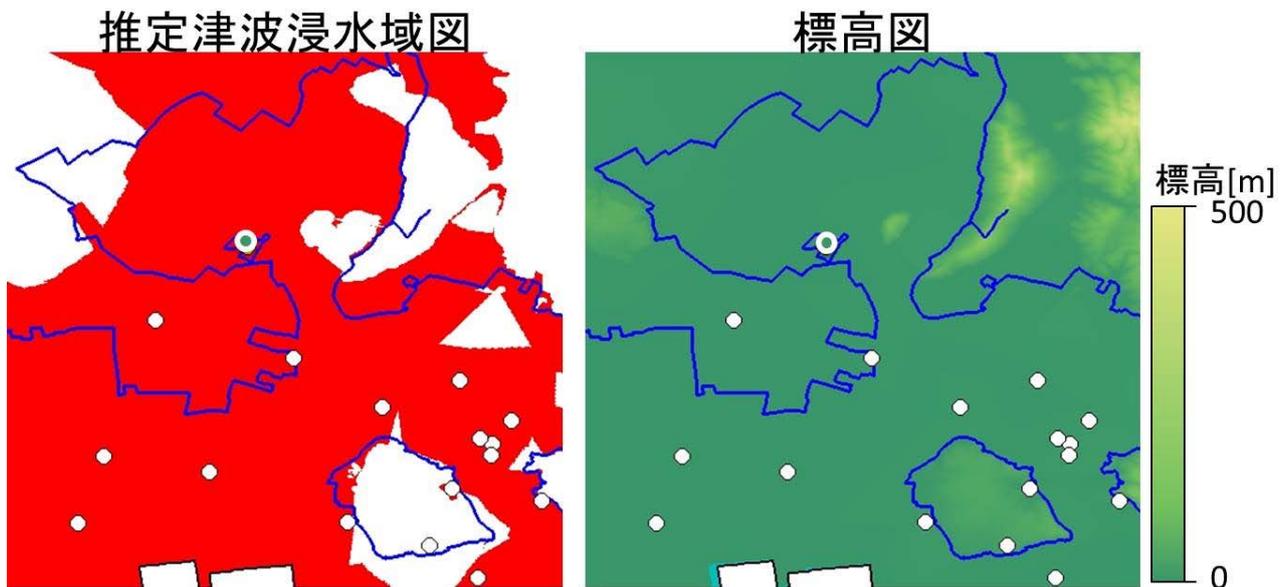


Figure II-7 石巻赤十字病院付近を拡大した推定津波浸水及び標高データ (10m メッシュ)

領域 1 について、石巻赤十字病院 (緑丸) を中心に拡大した推定浸水域図 (左図) 及び同縮尺の標高図 (右図) を示している。ともに、10m メッシュのデータを表示している。左図より、石巻赤十字病院 (緑丸) が津波到達判読ライン (青線) の外にあるため、浸水域外であることがわかる。また、右図より、この領域において標高がほぼ一様であることがわかる。このときのカラーテーブルは SRTM と同等とした。

な推定津波浸水域と津波到達判読ラインを Figure II-8 に示した。ここで、白丸が観測点の位置を示している。また、この領域において入力値と比べて推定値が最も大きかった石巻赤十字病院を緑色の丸で示した。

この領域について推定値が過大評価された原因について、石巻市及び東松島市に位置する 30 の観測点に関し、入力値 (新聞から得たデータ) と推定値 (スプライン曲面が推定した値) の差 (つまり誤差) を調べた。石巻市に位置する石巻赤十字病院においては、入力値がゼロ (浸水実績なし) であったにも

かかわらず、推定値が 5m 程度の津波浸水高を示した。この場所以外の 29 か所については、平均誤差が 0.4m にも満たない数値であった。

石巻赤十字病院は津波による浸水がなく、災害時の拠点病院として、地域に大きな貢献をした（津波による浸水がなかった傍証となる）。津波詳細地図等を参照すると、石巻赤十字病院の敷地内は確かに浸水がないが、その周囲は浸水していたことがわかった。これについては、Figure II-8 においても、津波到達判読ライン（青線）が石巻赤十字病院（緑丸）を回り込むようにひかれていることでも推測できる。

この病院が浸水しなかったのに浸水したかのような推定値が出てしまった原因としては、今回使用したデータが微細な標高の変動を再現していないことが挙げられる。今回使用した標高データは、解像度の違いこそあれ、国土地理院が刊行している 2 万 5 千分の 1 地形図に記述されている等高線データから得られた標高値から計算して求めたデータである。そのため、人工物による盛土等の微細な標高変動は再現できない。その例として、石巻赤十字病院付近を拡大した標高データを Figure II-7 として示した。これからも明らかであるように、微細な標高変動は再現されていない。そのため、微妙な地形の部分で誤差が出てしまったと考えられる。

(2) 領域 2（宮城県南部～福島県の沿岸部）について

領域 2 について、Figure II-9 を見ると、本研究による津波浸水域は、実際の津波浸水域と比較し、きわめて過小評価をしていることがわかる。つまり、津波到達判読ラインや津波詳細地図で津波による浸水があったとされている地域にもかかわらず、Figure II-9 で赤く表示されていないところがきわめて多い。また、前述（4.1 節、Table II-5）のように、ここらあたりの Cohen κ 係数による一致度は極めて低い。

著者らはこの原因について、この領域における観測点数が少ないことが理由であると考えた。そこで、

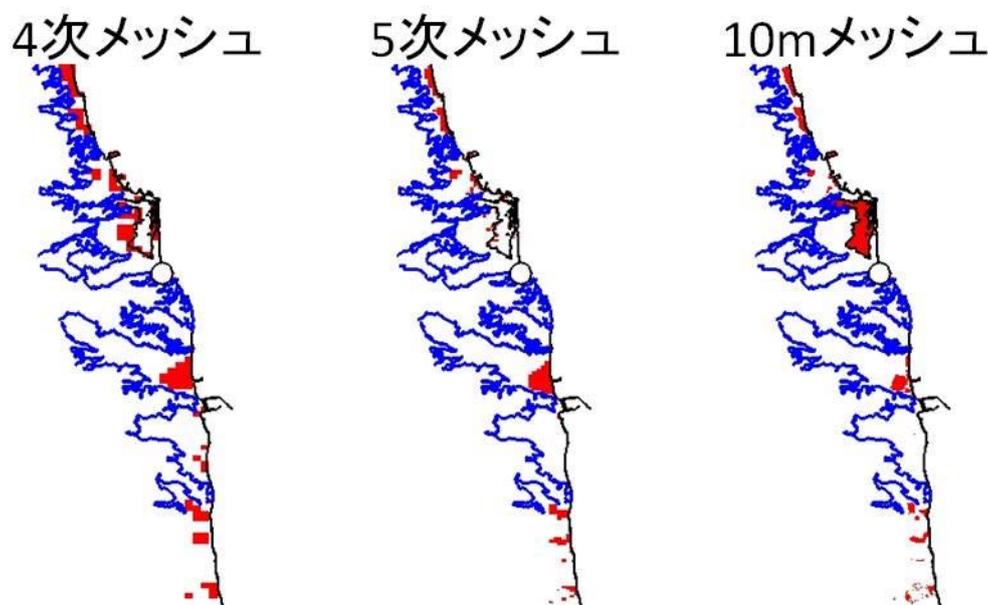


Figure II-9 領域 2 における推定津波浸水域（赤色）と津波到達判読ライン（青線）

左から、4 次メッシュ、5 次メッシュ、10m メッシュにおける、領域 2 (Figure II-6 参照) の推定津波浸水域と(赤色)と津波到達判読ライン(青色)を示している。この領域における観測点(白丸)は 1 点のみであるため、いずれの標高データを用いた推定津波浸水域においても、一致度は Cohen κ 係数が 0.1 程度と低い。

Table II-6 第1種及び第2種の観測点における推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの地域別一致度

	Cohen κ 係数					
	4次メッシュ		5次メッシュ		10mメッシュ	
全体	0.487	(-0.048)	0.546	(-0.024)	0.616	(-0.030)
岩手県	0.468	(+0.003)	0.427	(-0.032)	0.670	(+0.027)
宮城県	0.495	(-0.167)	0.541	(-0.135)	0.585	(-0.153)
福島県	0.650	(+0.460)	0.616	(+0.514)	0.654	(+0.599)

第1種及び第2種の170観測点のデータから求めた推定津波浸水域と津波到達判読ラスタの一致度を示す。ここで、括弧内の数値は第1種のみを観測点から推定した津波浸水域と津波判読ラスタの一致度からの変化を示している。表に示されるように、岩手県・宮城県では一致度が微減しているが、福島県では一致度が高まっていることがわかる。

いままで第1種の観測点のみを使って解析していたが、ここで、第2種の観測点も含めて再解析を行うこととした。つまり、第1種の観測点107(Figure II-2, 緑丸)に加え、第2種の観測点63(Figure II-2, 赤丸)を追加し、合計170の観測点を用いた解析を行うわけである。第2種の観測点については、前述のように、その位置を、それが位置すると推測される地域の中心部と仮定したり、もしくは地区内に市役所や町役場がある場合は、市役所や町役場の位置にあると仮定したりした。

これらの観測値を用いて、3.2節、3.3節と同様に推定津波浸水域を計算した。このときの張力はいずれの標高データにおいても、第1種の観測点のみで解析を行った場合と同様に、張力1000のとき入力値と推定値の平均誤差が最も小さくなり、張力をそれ以上に増加させても平均誤差の値がそれほど変化しなかったことから、張力1000とした場合の推定津波浸水域を以降の解析に用いた。また、張力を1000とした場合における推定津波浸水域と津波到達判読ラスタのCohen κ 係数は、岩手、宮城、福島の3県を総じて見ても、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュでそれぞれ0.49、0.55、0.62と、いずれも4.1節の結果よりも一致度が微減した(Table II-6)。

また、岩手県、宮城県、福島県の3県を、別々に扱って得られたCohen κ 係数もTable II-6に示した。Table II-6より、宮城県においてはCohen κ 係数の値が低下していることがわかった。これは、不正確な位置情報を持つ第2種の観測点が、悪影響を及ぼしていると言える。一方、岩手県ではあまりCohen κ 係数の値は変動していないが、これは岩手県が海と山が近い地形であるため、そもそもそれらに挟まれた地域が狭いため、第2種の観測点による影響を受けづらかった(第2種の観測点の精度が比較的高かった)と考えられる。また、福島県ではCohen κ 係数の値が上昇しており、特にそもそも第1種の観測点数が少なかった福島県においては、第2種の観測点を併用することで、一致度が、低い一致から実質的な一致へ劇的に向上している。このときの領域2における(著者らの)推定津波浸水域と津波到達判読ラインを比較したのが、Figure II-10である。視覚的にも、Figure II-9とFigure II-10の比較により、結果が劇的に向上している様子が明らかである。この結果より、以下のことがわかる。

- A) 福島県における一致度が低かった原因は、解析に用いた観測点数が少なかったためである。
- B) 宮城県の結果と福島県の結果を比較すると、第1種の観測点が充分にある場合は、あえて、位置情報の精度が低い第2種の観測点を併用する必要はない。併用することで、結果の(真値との)一致度の向上はさほどみられない。しかし、明らかに第1種の観測点数が少ない場合は、次善の策として、第2種の観測点を併用することに、大きな意味がある。

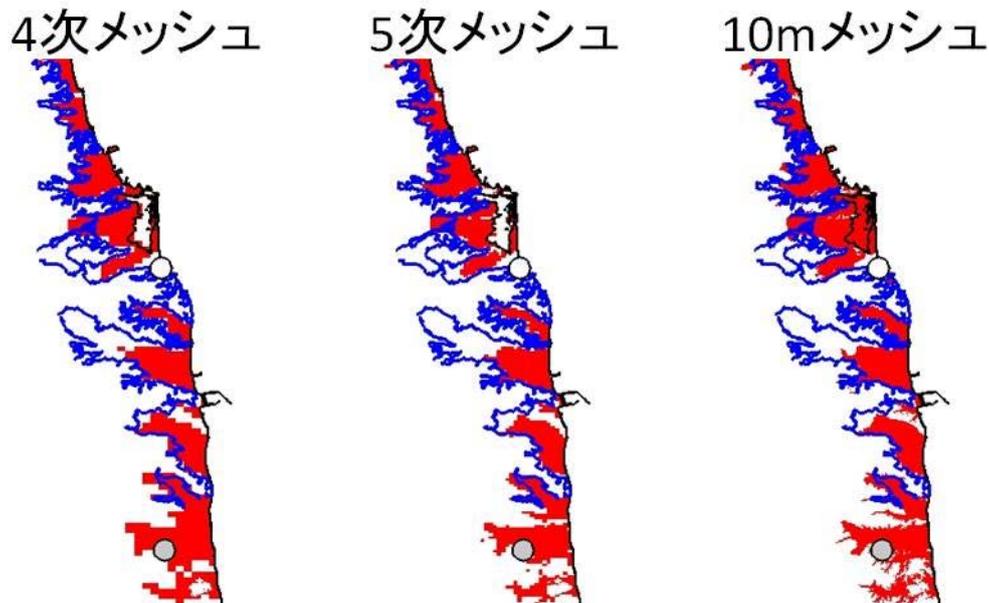


Figure II-10 観測点を増加させた場合における推定津波浸水域（赤色）と津波到達判読ライン（青線）

左から、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュにおける、領域2 (Figure II-6 参照) の推定津波浸水域（赤色）と津波到達判読ライン（青色）を示している。また、白丸は第1種の観測点の位置を、灰色の丸は第2種の観測点の位置を示している。いずれの標高データを用いた推定津波浸水域においても、津波到達判読ラスタとの一致度は Cohen κ 係数が 0.6 程度（実質的な一致）であり、Figure II-9 と見比べると劇的に向上している。

4.3 解析手法の問題点

本論文執筆中、この研究の手法の問題点がいくつか明らかになった。すぐに解決できるものではないが、解決すべき問題点として、挙げておく。

- A) 新聞記事の階数を基本データとしたため、例えば一階のどの程度の高さまで浸水したかという情報は不明である。解析では、「一階まで浸水」という記事に対し、浸水深を 1.5m としたが、これには誤差があるのは当然だが、その誤差の推定が必要である。
- B) 大ざっぱな考え方をするなら、誤差、特に誤差の平均値は gauss 分布に従うと考えられるので、一階ならば、誤差は $N(1.5, \sigma^2)$ に従うと考えられる。この手法を用いて誤差を推定する必要があるれば、分散 σ^2 を見積もる必要がある。
- C) 民家や公共の建物、木造家屋とビルなどで、一律に「一階 0m」という基準を用いてもいいものか。これについては、今回は一律な基準を用いたが、今後は、新聞記事の内容で建物の種類を分類すればより正確な推定ができると考える。
- D) 大災害時の報道では内容の正確さが確認できない状況でも報道せざるを得ない場合がある。特に浸水高さの情報などでは地域の平均的な浸水高さを表さない場合もあることに留意すべきである。（匿名査読者）
- E) 前述の通り、著者らは何度か解析をやり直した。平均誤差を用いて最適化した場合、Cohen κ 係数を用いて最適化した場合など、キャリブレーション法が違っても、大略的な結果は変わらなか

った。しかし、例えば「非常に精度が悪い場所の解析」をするためにそういう場所をピックアップしようとした場合、その場所が初稿と本稿では異なっている。つまり、極端な値は非常に計算方法に敏感であるということである。一方、福島など、データの少ない地域について、「第2種のデータも含んだ方が良い結果が出る」という結果等、多くの結果はロバストで普遍的と考えている。

第5章 結論

2011年3月11日に発生した東日本大震災は日本における観測史上最大規模の災害となった。地震発生後1か月程度後に国土地理院が津波浸水域を公開し、次いで多くの観測結果、解析結果が公開された。しかし、地震直後の混乱時から、常に情報を報道してきた新聞記事を用いた解析はほとんどなかった。新聞記事の情報は正確で、また情報量が多く、安価という利点もある。考えようによっては、情報源として理想的である。そこで、東日本大震災に関する新聞記事から抽出した浸水深と標高データについて、GIS的な手法を用いることで推定津波浸水域を算定した。

まず、新聞記事から浸水深と位置情報を抽出した。このとき、正確な位置情報が得られた107点（第1種の観測点）のみをデータとして利用した。また、浸水深は「1階」などのデータで示されていたため、一般的な建築物の1階あたりの高さが3.0mであることを利用し、浸水深の単位をメートルに変換した。

張力スペクトル補間を用いて107の観測点の地図と標高データから得られた津波浸水高（入力値）と補間結果（推定値）について、誤差の絶対値を平均したところ、張力が大きくなるにつれてこの平均誤差が指数関数的に減少し、張力1000において最小値となることがわかった。また、張力1000とした場合の入力値と推定値の相関係数がいずれのデータにおいても0.9を超える良い相関を示した。以上の結果より、張力1000とした場合における空間補間の結果を推定津波浸水域として、以後の解析を行った。

東京大学生産技術研究所地球環境工学研究グループが公開している津波到達判読ライン²⁰を著者らが面データとした（ラスタ化した）津波到達判読ラスタを真値と考え、一致性の判断によく用いられているCohen κ 係数を用いて、真値に対する、著者らの推定津波浸水域の一致性の評価を行った。その結果、4次メッシュ、5次メッシュ、10mメッシュの標高データを用いた場合の推定津波浸水域は、岩手県、宮城県、福島県を総じてみた場合、Cohen κ 係数が0.54, 0.57, 0.65となった。これより、10mメッシュの標高データを用いた場合は、Cohen κ 係数の値が0.6よりも大きかったことから、実質的に津波到達判読ラスタと一致していると考えることができた。

しかし、これは、3県を総じてみた場合であって、各県ごとに見た場合、一致度が低いケースが散見された。その中で、宮城県石巻市北西部において推定津波浸水域が実際の津波浸水域よりも広がっている事実が目立った。この原因として、標高データが微細な標高変動を再現できていないことが原因であるとわかった。入力値（新聞から読み取った津波浸水高）と推定値（解析により推定した津波浸水高）の誤差が最も大きかった石巻赤十字病院周辺のように、今回使用した標高データはいずれも国土地理院の2万5千分の1の地形図に記載されている等高線から計算して得られたデータであるため、盛土や水田などによる窪み等の微細な標高変動は再現できないことが原因の一つとして考えられる。そのため、これらの微細な標高変動を考慮した解像度の高い航空測量等のデータを利用することで、より現実に近い推定津波浸水域を算出することは可能であると考えられる。しかしながら、そのような航空測量は非常に高価であり、また、過大評価された範囲が全体からみるとごく一部であることから、そうした方法は現実的とはいえない。

最後に、第1種の観測点だけを用いた本解析では、福島県において、Cohen κ 係数がきわめて低い値を示した。これは福島県における第1種の観測点数の少なさが原因である。そこで、第2種の観測点を併用することで、福島における真値との一致度は劇的に向上した。これらを比較すると、明らかに第1種と第2種の観測点を用いた場合における推定津波浸水域が津波到達判読ラインと近づいていること

がわかる。その一方で、宮城県では一致度が減少していることがわかった。つまり、第1種の観測点がきわめて少ない場合のみ、第2種の観測点の併用が効果的ということになる。

東日本大震災以降、貞観地震をはじめとする過去の大規模地震に関する文献調査、地質調査などのプロジェクトが複数開始された。第1章で述べたように、本研究の手法は、将来見出されるであろう、「過去の津波痕跡から過去の津波浸水域を推定する」ことにも応用することを重要な目的としている。本研究手法を用いることで、それらの調査結果を基に津波浸水域を推定することが可能となり、今後の地震・津波災害の研究に役立てば、著者らの望外の喜びである。

第III部 確率モデルによる降水量の時空間分布のモデル化手法

第1章 序論

1.1 確率統計モデルと物理モデル

大気の乱流や雲は古くから（ランダム）フラクタルを用いて説明されてきた。それと同様に、近年、標高（地形）の空間分布、降水量の時空間分布、地震の滑り量等をはじめとする多くの地球科学的な分野でフラクタルという手法を用いてモデル化されている（Gagnon et al., 2006¹⁾; Lavallée and Archuleta, 2003²⁾; Lavallée, 2008³⁾; Lovejoy and Schertzer, 1995⁴⁾; Schertzer and Lovejoy, 1987⁵⁾; Tchiguirinskaia et al., 2000⁶⁾）。一例として、降水量の時空間分布をシミュレーションしようとするならば、次に示す2種類の手法を用いることができる。すなわち、確率統計的な手法と物理的な手法である。前者については、降水量の時空間分布に関する多くの確率統計モデルがすでに開発されている。Over and Gupta (1994)⁷⁾によると、この種のモデル化手法に関するパイオニアはLeCam (1961)⁸⁾によるものである。すでに、確率統計モデルとして、ARモデル⁹⁾、ARMAモデル¹⁰⁾、NSRPモデル¹¹⁾、WGRモデル¹²⁾等をはじめとする多くのモデルが提案されている。1990年代以前の降水量モデルについてはフラクタル理論を基礎としているわけではないので、Valdes (1991)¹³⁾等を参考にされたい。

最近20年間では、降水量分布のスケール特性をモデル化するために数多くのモノフラクタルモデルやマルチフラクタルモデルが用いられてきた⁴⁷⁾。このマルチフラクタルモデルの一つである離散カスケードモデルはOver and Gupta (1994)⁷⁾で示されたように、降水量データのモデル化のために利用されている。マルチフラクタルモデルの代替として、連続カスケードモデルがWilson et al. (1991)¹⁵⁾で降水量分布のモデル化に利用されている。

しかしながら、上記のような活発なモデル開発がなされている一方で、地球科学的な分野においてはより物理的なモデルがよく自然現象のモデル化に利用されている。降水量については、降水量分布がメソスケールの気象モデルや大気大循環モデル（GCM: Global Circulation Model）のような全球規模の気候モデルを用いて生成されることが多い。物理的なモデルでは、非常に多くの時間やリソース（すなわち、高い性能の計算機）を要するということが大きな欠点となる。一方で、確率統計モデルは乱数生成をベースとしているため、その点については物理モデルよりも確率統計モデルが秀でていけるといえる。ただし、統計確率モデルによるシミュレーション結果は決定的ではないが、確率的には正しい。しかしながら、確率統計モデルでは、乱数を発生させた場合に、その乱数を必要なデータに変換する必要がある。

上記を踏まえたうえで考慮すると、時間降水量や日降水量を用いたシミュレーションは、洪水対策を策定するために重要とされてきている。そのため、我々はこれら時間降水量・日降水量の時間的・空間的なシミュレーション手法について検討することとした。

1.2 フラクタルモデルの概要

確率統計モデルには多くの種類が存在するが、フラクタル理論やスケール理論に則ったモデルは現象を簡単に説明できるという非常に大きなアドバンテージを持っている。フラクタルはMandelbrot (1982)¹⁶⁾によって概念付けられた理論である。それから発展したマルチフラクタルはその後、Frisch and Parisi (1983)¹⁷⁾によって概念付けられている。フラクタル理論やマルチフラクタル理論の一般的

な概念については Feder (1988)¹⁸⁾ や Falconer (2003)¹⁹⁾ を参照されたい. 例えば, Gagnon et al. (2006)¹⁾ ではモノフラクタルモデルからマルチフラクタルモデルへの発展について述べられており, その中で, マルチフラクタルの標高分布 (地形) に関する優位性が説明されている.

Lovejoy, Schertzer を始めとする多くの論文 (例えば, Lovejoy and Schertzer, 2007¹⁴⁾) では, 降水量の時系列データや空間分布, もしくはその両方といった多くの種類について「連続カスケード (continuous cascades)」, 「ユニバーサルモデル (universal model)」, 「FIF (fractional integrated flux model)」等の特徴的なマルチフラクタルモデルでモデル化可能であるとしている. 以降は, それらのモデルの中で FIF モデルを参照している. それは, FIF モデルが一般的に 3 つのパラメータ α , C1, H で定義されているからであり, マルチフラクタル FIF モデルを用いてシミュレーションを行う前に, これら 3 つのパラメータを計算する必要がある.

まずは, フーリエ解析を行う. これら 3 つのパラメータの計算結果から, 対象となる分布がフラクタルとなるのか, ならないのかを判断できる. マルチフラクタルモデルをパラメータ化するために, DTM (double trace moment)²⁰⁾ やフーリエ解析を用いる. 次章では, モノフラクタルに関して, Bm (Brownian motion), fBm (fractional Brownian motion) や fLm (fractional Lévy motion) といったスペクトル法について説明する.

第2章 モノフラクタルモデルと e-model の概要

本研究では、フラクタルモデルの一つである、Gauss 分布を使用する Bm (ブラウン運動), それを拡張した fBm, Lévy 分布を使用した fLm の適用の可否を検討した後, それらの適用が不相当と分かったため, 結果的に, 独自のフィルターである e-model を開発した. 以下, 本章では, e-model を使用するまでの検討過程を説明するために, Bm, fBm, fLm の解説をする.

2.1 ブラウン運動

ブラウン運動 (Brownian motion) は, ブラウン (Brown, 1828) が花粉の微粒子の運動を見て発見した. このブラウン運動が発見される前までは花粉等の微粒子の運動は生物学的であると考えられていた. ブラウン運動の物理的な性質は, Einstein (1902) により詳細に調べられた.

ブラウン運動の定義を以下に示す (遠藤, 2002)²¹⁾.

定義: 確率過程 $\{X(t), t \in [0, \infty)\}$ は, 以下の4条件を満たす

- A) $X(0) = 0$
- B) 定常独立増分を持つ
- C) すべての $t > 0$ に対して, $X(t)$ は Gauss 分布 $N(0, t)$ に従う
- D) 連続な見本関数を持つ

これら4つの定義を満たしたブラウン運動の図を示す(Figure III-1).

定義A) は, ブラウン運動の始点が0であることを意味しており, 定義C) はどの時間 t においても Gauss 分布に従って運動することを意味しており, 定義D) は Figure III-1 のように運動が一本の線で表すことが出来ることを意味している. 4つの定義のうち, 定義B) の定常独立増分について山本 (2004)²²⁾ に沿って説明する.

今, s, t とも時間を表し, $0 < s < t$ であるとする. この時, $X(t) - X(s)$ を確率過程の増分(これは確率変数である)と言い, $X(t) - X(s)$ と, $X(t+h) - X(s+h)$ が同じ分布に従う時, この確率過程は“定常増分を持つ”という. ここで, h は任意の正の実数である. また, 任の n , 任意の $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$ に対して, $X_{t_2} - X_{t_1}, X_{t_3} - X_{t_2}, X_{t_4} - X_{t_3}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ が独立な確率変数な時, この確

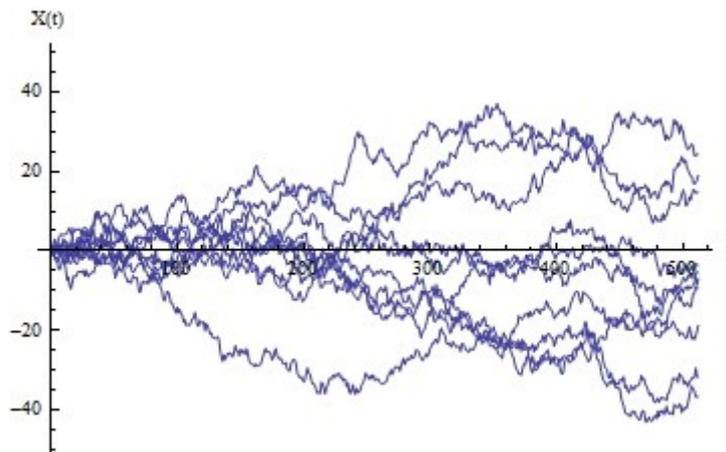


Figure III-1 ブラウン運動の見本関数

率変数は“独立増分を持つ”という。以上が、定常独立増分の説明である。

定義 A) ~D) を満たす運動がブラウン運動であるが、ブラウン運動は定義が厳しく、実際にモデルとしての適用範囲は狭いことが知られている。上記の定義は、いわゆる $\sigma^2 = 1$ における、標準ブラウン運動についての定義であった。以下、一般的なブラウン運動の式を用いて説明する。

ブラウン運動の増分の平均は式 (III-1)、増分の分散は式 (III-2) で表される。

$$E[B_H(t) - B_H(s)] = 0 \quad (\text{III-1})$$

$$E\left[\{B_H(t) - B_H(s)\}^2\right] = \sigma^2 |t - s| \quad (\text{III-2})$$

そこで登場するのが、fBm (で詳しく述べる) である。fBmはブラウン運動を拡張したもので、fBmの増分の分散は式 (III-3) である。

$$E\left[\{B_H(t) - B_H(s)\}^2\right] = \sigma^2 |t - s|^{2H} \quad (\text{III-3})$$

式 (III-2) と式 (III-3) を比べると、式 (III-3) の右辺には $2H$ のべき乗が存在する。ここで出てくる H は、ハースト指数と呼ばれている、滑らかさを示す指標のことである。これは、fBm がブラウン運動に対して、より複雑な運動を表すことが出来ることを意味している。式(III-3) の $2H$ に $H=1/2$ を代入すると式 (III-2) になることから、ブラウン運動は fBm が $H=1/2$ の時の特殊なケースの運動であることが分かる。

2.2 fBm (fractional Brown motion)

ブラウン運動のハースト指数 H を $1/2$ から $0 < H < 1$ に拡張したのが fBm である (Mandelbrot and van Ness, 1968²³⁾; Mandelbrot, 1982¹⁶⁾). fBmは定常過程ではないが、増分に関しては定常性であり、且つ自己相似性を持つ。Mandelbrot and van Ness (1968)²³⁾ は平均が0である確率変数をおおまかに以下の式で定義した。

$$B_H(t) = \frac{1}{\Gamma(H+1/2)} \int_{-\infty}^t (t-t')^{H-1/2} dB(t') \quad (\text{III-4})$$

ここで、 H はハースト指数である。

fBm の特徴の1つとして、持続性・反持続性がある。簡単に言うと、持続性は過去の変位が増加傾向であれば未来の変位も増加傾向であるということの意味し、反持続性は過去の変位が増加傾向であれば未来の変位は減少傾向であるということの意味する。持続性はハースト指数 $H > 1/2$ 、反持続性はハースト指数 $H < 1/2$ の時の特徴である。より詳しく説明すると、fBm の共分散は、過去増分 $B_H(t) - B_H(0)$ と未来増分 $B_H(t+h) - B_H(t)$ とすると、以下のように書くことが出来る。

$$\begin{aligned} \text{Cov}\{(B_H(t) - B_H(0)), (B_H(t+h) - B_H(t))\} &= E[B_H(t+h) - B_H(t)] \\ &= \frac{1}{2} \left[(t+h)^{2H} - t^{2H} - h^{2H} \right] \end{aligned} \quad (\text{III-5})$$

つまり、 $H=1/2$ の Bm ならば、上記の共分散は 0 になるので、これらの増分は独立である。ところが、 $H > 1/2$ ならば、共分散は 0 にならず、正の値をとり、 $H < 1/2$ ならば、共分散は負の値をとる。つまり、fBm の増分は独立ではない。

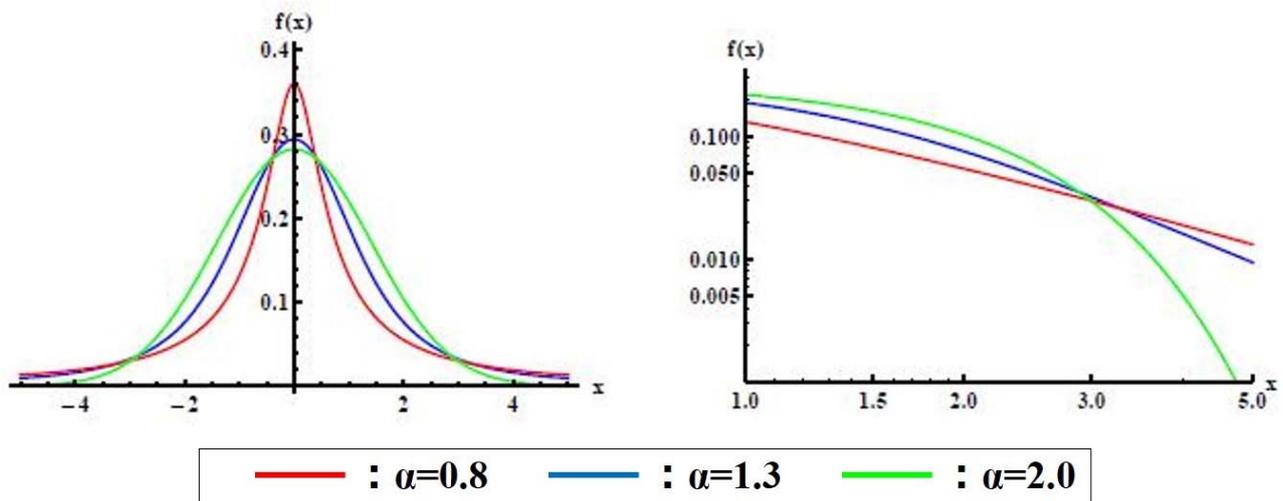


Figure III-2 Gauss 分布と Lévy 分布の確率密度関数

Lévy 分布のパラメータ α を変化させ、それによる極値の現しやすさについて図示した。Lévy 分布 ($\alpha=0.8$, 赤線及び $\alpha=1.3$, 青線)と比較して, Gauss 分布 ($\alpha=2.0$, 緑線) は極値が現れにくいことが分かる。

2.3 fLm (fractional Lévy motion)

Bm と fBm は正規分布を使った確率モデルであるが, Gauss 分布の確率密度関数は裾が薄いため, シミュレーションを行う際に極端な値を増分として取ることはない。そこで, 極値を生成することのできる, 確率密度関数の裾が Gauss 分布よりも裾の厚い Lévy 分布を使った確率モデルが fLm である。

Gauss 分布は 2 つの, Lévy 分布は 4 つのパラメータで定義されている。Lévy 分布のパラメータのうち, α は極値の現れやすさ (すなわち, 確率密度関数における裾の厚さ) に関するパラメータである。この値が $\alpha=2.0$ のときに, Lévy 分布は Gauss 分布と同等となる。例えば, Figure III-2 は $\alpha=2.0$ (すなわち, Gauss 分布と同等, 緑線) と $\alpha=0.8$ (赤線) もしくは $\alpha=1.3$ (青線) の場合における確率密度関数の裾の厚さを比較している。左図では極値を示す裾の厚さが分かりづらいが, 右図のように対数とすることで, 見た目では判別が付きやすくなる。右図を見ると明らかであるが, Gauss 分布 (緑線) よりも Lévy 分布 (赤線及び青線) が極値をより現しやすいたことが分かる。

このように, fLm は Lévy 分布を使用しているため, Bm や fBm よりも, 極値が現れやすい降雨のような自然現象等を再現するのに適していると考えられる。

また, 本論文では, Lévy 分布のパラメータ算出方法として, 最尤法 (maximum-likelihood method), クオンタイル法 (quantile method), 経験特性関数 (empirical characteristic function) を用いた。

2.4 モノフラクタルモデルの概要

前述のとおり, 確率統計モデルとは, まず, オリジナルの時空間分布に対してスペクトル解析を行うことで, それらのスペクトル分布を関数で表現する。このときの関数をフィルターと呼ぶ。その後, ホワイトノイズのスペクトル分布をオリジナルのスペクトル分布と同じになるようにフィルターをかけることで, オリジナルの時空間分布と確率統計的に同等の分布を作成するための手法である。この節では, 確率統計モデルのうち, 本論文で用いるモノフラクタルモデルについて解説する。この手法については Lavallée (2008)³⁾ に詳しく記述されており, 今回はその概要のみを論じることとする。

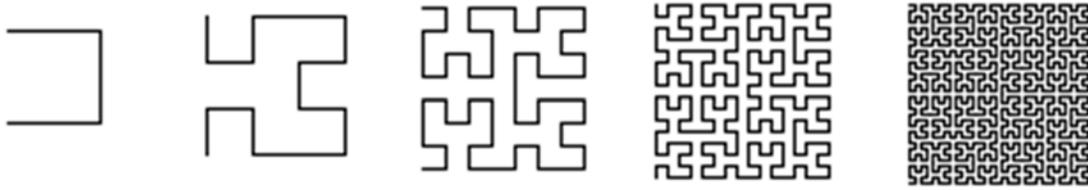


Figure III-3 ペアノ曲線の例

左端にある「コ」のような図形は、右の図形になればなるほど大きさが $1/2$ 倍となり、図形の数が 4 倍となっていく。この図形において、「コ」が大きさや向きを変えて繰り返し現れるため、自己相似性があるといえる。また、このときのフラクタル次元は $D \approx \log 4 / \log 2 = 2.0$ となり、いずれは 2 次元（面）となることを指している。

(1) フラクタル性の確認

まず、対象とする 1 次元の時間分布もしくは空間分布がフラクタル性を持つことを確認する必要があるが、そもそも「フラクタル」とは何かについて簡単に説明したい。フラクタルとは Mandelbrot (1982)¹⁶⁾ によって定義された非整数次元を持った図形や構造を指しており、その特徴として自己相似性が挙げられる。例えば、Figure III-3 に示したのはフラクタル性を持つ図形の一つであるペアノ曲線と呼ばれる図形である。

Figure III-3 の左端にはカタカナの「コ」のような図形があるが、その右隣をよく見ると、位置や方向を変えて、ちょうど左端の「コ」の $1/2$ の大きさとなる「コ」が 4 個あることが分かる。さらにその右隣を見ると、「コ」の大きさがさらに $1/2$ となり、数は 16 個になっている。このように、ある形（この例の場合は「コ」）が大きさを縮小しながら繰り返し現れるような図形を自己相似性のある図形という。

また、このペアノ曲線の左端にある「コ」の次元は、当然ではあるが、1 次元（線）である。しかし、右隣になればなるほど、空間を線が埋め尽くし、2 次元（面）に近づいていることがわかる。このときの、図形の複雑さを示す指標としてフラクタル次元という概念があり、それは次の式 (III-6) で示される。

$$D = \lim_{l \rightarrow 0} \frac{\log N(l)}{\log(1/l)} \quad (\text{III-6})$$

ここで、基準となる図形（この場合は「コ」）の大きさを $1/l$ としたときに現れる図形の個数を $N(l)$ とする。このペアノ曲線では $D \approx \log 4 / \log 2 = 2.0$ となり、いずれは 2 次元（面）に近づく図形であることが分かる。

しかしながら、こうしたフラクタル性の確認について、実際の 1 次元の時間分布や空間分布に対して適用することは難しい。そのため、異なるアプローチからフラクタル性の確認を行っている。それが、パワースペクトルの分布の関係式を用いた方法である。1 次元の分布がフラクタル性を持つ場合、その分布のパワースペクトルは式 (III-7) に従う。

$$P(\omega) \propto \omega^{-\beta} \quad (\text{III-7})$$

ここで、 ω は振動数、 $P(\omega)$ はパワースペクトル、 β はパワースペクトルの傾きを示している。すなわち、Figure III-4 で示すような振動数 ω とパワースペクトル $P(\omega)$ の両対数グラフの場合、 $P(\omega)$ が

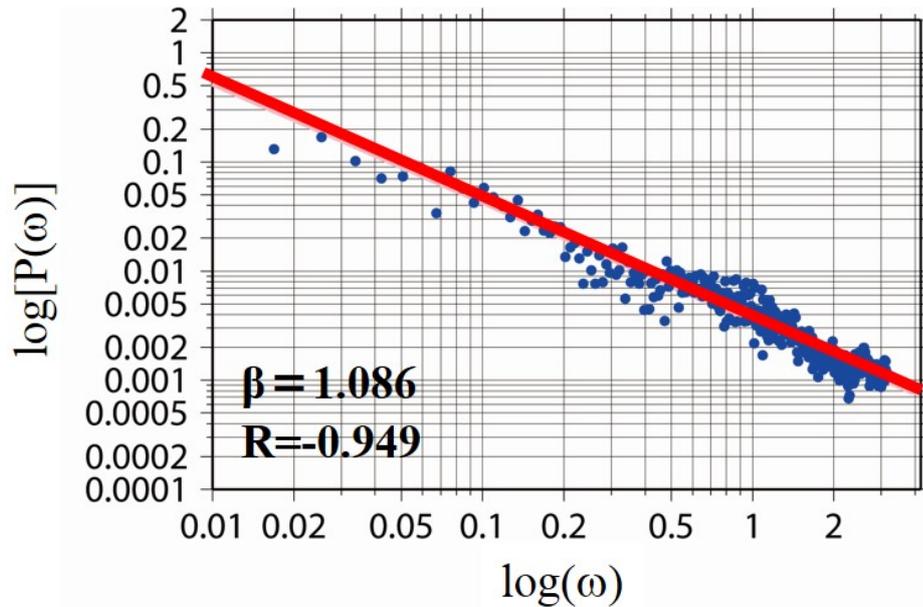


Figure III-4 ある分布におけるスペクトル解析の例

ある1次元分布について、横軸に振動数 ω 、縦軸にパワースペクトル $P(\omega)$ の両対数グラフを作成したところ、赤線で示した傾き $\beta = 1.086$ の直線と $P(\omega)$ の分布が相関係数 $R = -0.949$ という関係を示したため、フラクタル性があると考えられる。また、青丸はパワースペクトルである。

傾き β の直線上におおよそ分布するならば、このときの1次元分布はフラクタル性を持つということになる。また、この β は、分布が1次元の場合、ハースト係数 H と次のような関係がある。

$$\beta = 1 + 2H \quad (\text{III-8})$$

先ほど、「スペクトル分布を関数で表現し、このときの関数をフィルターと呼ぶ」と述べたが、式(III-7)が成り立つとするならば、このときの関数、すなわちフィルターは式(III-7)となる。本論文では、このフィルターを「フラクタルフィルター」と呼ぶこととする。

(2) Gauss 分布及び Lévy 分布とのフィッティング

(1)において、この1次元分布に対応するフィルターとして「フラクタルフィルター」が選択された。次に行うことは、ホワイトノイズを用いて1次元分布をシミュレートする場合に、Gauss 分布に従うホワイトノイズを選択するのか、それとも Lévy 分布に従うホワイトノイズを選択するのかを判断することである。これを判断するためには、Lavallée (2008)³⁾にあるように、次式の右辺に相当する数列を算出した後、その数列のヒストグラムを作成し、その分布に適応するようにパラメータを求めた Gauss 分布の確率密度関数 (PDF: probability density function) と Lévy 分布の PDF のどちらかオリジナルの1次元分布のヒストグラムを表現しうるのか選択する必要がある。

$$X_x \propto F_x^{-1} \left[F_s(\Delta u_x) \times \omega^{\beta/2} \right] \quad (\text{III-9})$$

ここで、 X_x 、 F_x^{-1} 、 F_s 、 Δu_x はそれぞれホワイトノイズ、逆フーリエ変換、フーリエ変換、オリジナルの1次元分布を示している。すなわち、式(III-9)はオリジナルの1次元分布をフーリエ変換し、フラクタルフィルター $\omega^{\beta/2}$ をかけた後、逆フーリエ変換した数列とホワイトノイズが比例することを示し

ている。

また、本論文では、Lévy 分布に対してのみ、オリジナル 1 次元分布のヒストグラムとの相関係数を求め、これを判断基準としている。Lévy 分布でのみ相関係数を求めた理由としては、2.3 節で述べたように、Gauss 分布は Lévy 分布に内包されるからである。ここで、ホワイトノイズが Gauss 分布に従っている場合は fBm を、Lévy 分布に従っている場合は fLm を用いてモデル化が可能となる。

(3) ホワイトノイズを基とした分布の再現

(2) において、オリジナルの 1 次元分布が Gauss 分布か Lévy 分布に従うことが示された。次の段階としては、Gauss 分布もしくは Lévy 分布に従うホワイトノイズからオリジナルの 1 次元分布と統計的に同等な分布を再現することとなる。Lavallée (2008)³⁾ によると、ホワイトノイズ X_x とオリジナルの 1 次元分布 Δu_x の関係は次式で示される。

$$\Delta u_x \propto \sum_{s=2-N/2}^{1+N/2} \left| \frac{\omega}{2\pi} \right|^{-\beta/2} F_s[X_x] \exp\left[\frac{-2\pi i(x-1)(s-1)}{N} \right] \quad (\text{III-10})$$

ここで、 N はデータ数を意味している。この式 (III-10) から、オリジナルの 1 次元分布 Δu_x はホワイトノイズ X_x をフーリエ変換した後、フラクタルフィルターを通し、逆フーリエ変換をしたものと比例することが分かる。

2.5 e-model の概要

我々の開発した新しいモデルである e-model は、前節で説明した Lavallée (2008)³⁾ におけるフィルターをフラクタルフィルターから指数フィルターに変更したものである。フィルターを変更したことに

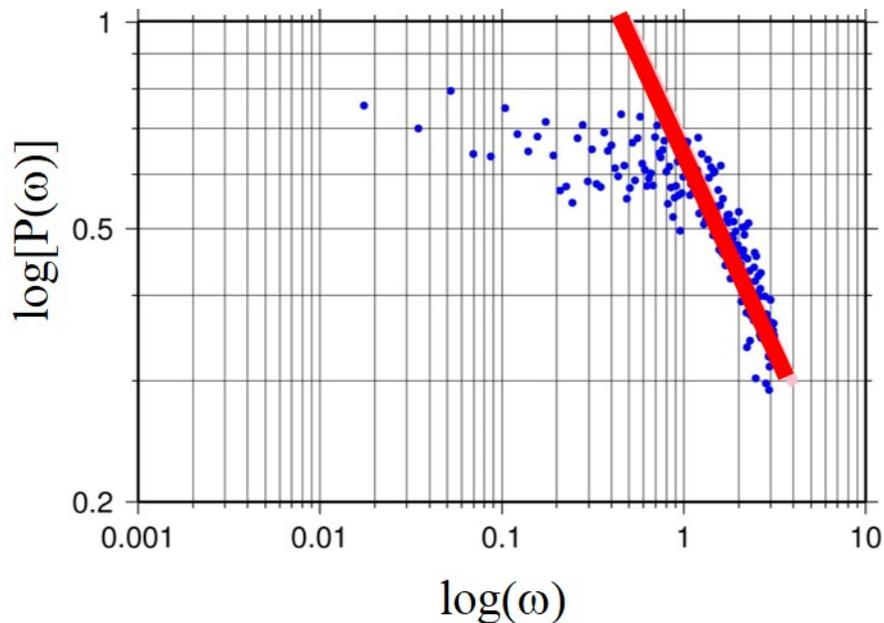


Figure III-5 ある 1 次元分布におけるスペクトル解析の結果 (両対数グラフ)

ある 1 次元分布に対して振動数 ω とパワースペクトル $P(\omega)$ の両対数グラフをプロットしたものである。青丸がパワースペクトル、赤線がフラクタルフィルターを示している。 $\omega > 1.0$ となる箇所については、赤線で示したフラクタルフィルターが適用可能であるが、 $\omega \leq 1.0$ となる箇所については誤差が大きくなりすぎるため、適切な再現ができない。

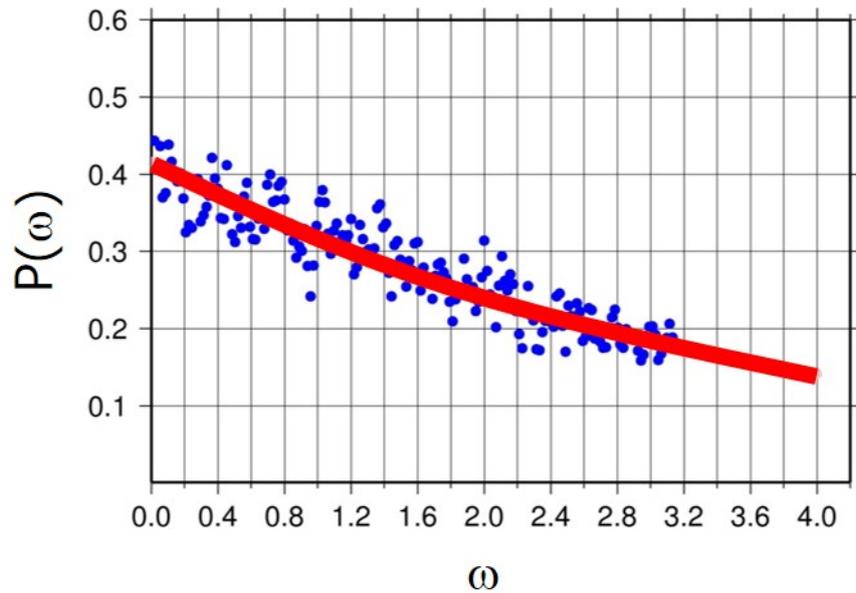


Figure III-6 ある1次元分布におけるスペクトル解析の結果（通常のグラフ）

Figure III-5 で示したものと同一データにおけるスペクトル解析の結果を両対数ではなく、通常のグラフで表したものである。Figure III-5 の結果とは異なり、全ての振動数において、パワースペクトル(青丸)を指数フィルター（赤線）で表現できることが分かる。

よって前節の式 (III-7), (III-9), (III-10) は下で示す式 (III-11), (III-12), (III-13) となる。

(1) 指数フィルターの定義

前節で述べたように、本論文では、フィルターとはパワースペクトル分布の近似式として示される。前述のとおり、パワースペクトルと振動数の関係が両対数で直線となる場合は式 (III-7) で示したフラクタルフィルターが適応されるが、指数フィルターは Figure III-5 のような分布で用いられる。Figure III-5 に示した分布図はある1次元分布のパワースペクトルと振動数の両対数グラフであるが、振動数が大きい部分ではフラクタルフィルターが適用可能なように見える。しかしながら、ある振動数を境として振動数が小さい部分ではホワイトノイズのようにほぼパワースペクトルの分布が一様となっている。このようなパワースペクトルの分布は多くの現象で見受けられる。

モノフラクタルモデルを利用した従来の手法であれば、振動数が大きい部分（パワースペクトルの分布が右下がりの部分）のみの再現を前節で示したような式を用いて行うが、当然のごとく、その区間外の振動数の箇所については再現ができないため、不完全な再現となる。

そこで、我々はできるだけ1次元分布における振動数に制限をせずに再現する手法として、次に示す指数フィルターを利用することとした。Figure III-6 に示したパワースペクトルの分布図は Figure III-5 のものと同じ1次元分布を利用しているが、グラフを両対数のものから通常のものに変えている。このときに赤線で示している近似式が指数フィルターであり、次式で示される。

$$P(\omega) \propto a \cdot \exp(-b \cdot \omega) \quad (\text{III-11})$$

ここで、パラメータ a 及び b は最小自乗法を用いてパワースペクトルの近似式（すなわち、指数フィルター）を決定した際のパラメータである。

(2) 指数フィルターを用いたホワイトノイズとオリジナル 1 次元分布の関係

前節で述べた, モノフラクタルモデルにおけるホワイトノイズとオリジナル 1 次元分布の関係式は式 (III-9), (III-10) で示されている. これらの式におけるフラクタルフィルターの箇所を式 (III-11) で定義した指数フィルターに変更すると, 次の 2 式のようになる.

$$X_x \propto F_x^{-1} \left[F_s(\Delta u_x) \{a \cdot \exp(-b \cdot \omega)\}^{1/2} \right] \quad (\text{III-12})$$

$$\Delta u_x \propto \sum_{s=2-N/2}^{1+N/2} |a \cdot \exp(-b \cdot \omega)|^{1/2} F_s[X_x] \exp \left[\frac{-2\pi i(x-1)(s-1)}{N} \right] \quad (\text{III-13})$$

第3章 モノフラクタルモデルによる降水量の時空間分布のモデル化

3.1 序論

本章では、三重県を中心とした東海地域における 2006～2012 年の解析雨量データについて時空間分布のモデル化を行った。当地域及び当期間における大きな水災害は平成 20 年 8 月豪雨（2008 年 8 月 26 日～31 日）、2011 年台風 12 号（2011 年 8 月 25 日～9 月 5 日）、2012 年台風 4 号（2012 年 6 月 13 日～20 日）である。そのため、大雨の空間分布の例として、平成 20 年 8 月豪雨の例として 2008 年 8 月 28 日午後 4 時を、台風 12 号による広い降雨域を持った 2011 年 8 月 25 日午前 0 時、同 2 時を、台風 4 号の例として 2012 年 6 月 19 日午前 7 時、同 11 時を取り上げた。また、時間分布の例として、台風 12 号の前後 31 日間（2011 年 8 月 15 日～9 月 14 日）、及びその前年と翌年の対象領域南西端に位置する時系列データについて取り上げ、モデル化を行った。

（1）平成 20 年 8 月豪雨による被害状況

8 月 26 日に、豪雨の原因である前線を伴った低気圧が東シナ海を東に進み九州南部に接近した。これに伴い、27 日にかけては西日本の太平洋側を中心に南から暖かく湿った空気が流れ込み大雨となった。また、この低気圧が日本の南海上に進んだ 8 月 28 日から 31 日にかけては、本州付近に停滞した前線に向かって南から非常に湿った空気の流れ込みが強まり、大気の状態が不安定となって、東海、関東、中国および東北地方などで記録的な豪雨となった。

愛知県岡崎市では 29 日の 1 時間雨量が観測史上 1 位を更新する 146.5 ミリに達するなど、1 時間雨量の記録を更新した地点が 20 箇所を超えるといった、各地で局地的な短時間の非常に激しい雨が降った^{[c1]²⁴⁾}。

この豪雨による被害は北海道から愛媛県までの 1 都 1 道 25 県であり、死者 2 名、負傷者 7 名の人的被害及び 19,354 棟の床下浸水、3,106 棟の床上浸水という住宅被害があり、また、221 箇所ですり崩壊が発生する等の大きな被害が発生した²⁵⁾。[c2]

（2）2011 年台風 12 号による被害状況

8 月 30 日 17 時からの総降水量は、紀伊半島を中心に広い範囲で 1000mm を超え、奈良県上北山村上北山で総降水量は 1808.5mm となるなど、総降水量が年間降水量平年値の 6 割に達したところもあり、紀伊半島の一部の地域では解析雨量で 2000mm を超えるなど、記録的な大雨となった。なお、奈良県上北山村上北山では最大 72 時間降水量が 1652.5mm と、1976 年からの統計開始以来の国内の観測記録である 1322mm（宮崎県美郷町神門）を上回ったのを始め、北海道から四国地方にかけての多くの地点で観測史上 1 位を更新した^{[c3]²⁶⁾}。

この台風 12 号に伴う大雨の影響で、東海地方においては三重県名張市等において斜面崩壊が発生し、和歌山県東牟婁郡にある世界遺産の熊野那智大社では裏山の斜面崩壊により、本殿の一部が土砂で埋まる等の被害が発生した。また、和歌山県東牟婁郡那智勝浦町では山体崩壊による河川上での段波が発生する等の特異な現象が見られた。また、北海道から四国にかけての広い範囲で床上・床下浸水などの住家被害、田畑の冠水などの農林水産業への被害、鉄道の運休などの交通障害が発生した。消防庁によると、この台風による死者・行方不明者は合わせて 98 名、負傷者は 113 名であった²⁷⁾。[c4]

(3) 2012 年台風 4 号による被害状況

6 月 12 日 15 時にカロリン諸島付近で発生した台風 4 号は太平洋上を西に進み、フィリピンの東で進路を北に変えた。南西諸島の東をかすめるように北東に進み、強い勢力を保ったまま時速 65km~70km という速いスピードで 6 月 19 日午後 5 時に和歌山県南部に上陸。6 月に上陸した台風としては 8 年ぶり、観測史上 7 番目に早く上陸した台風となった。志摩半島を縦断後一時伊勢湾海上に抜け、勢力を落とすことなく同日 20 時に愛知県東部に再上陸し、中部・関東・東北南部を北東方向に縦断して太平洋上に抜け、同日午前 9 時に温帯低気圧となった。

この台風による被害は岩手県から沖縄県までの 1 都 2 府 24 県という広範囲のものとなった。上記 2 例の豪雨と異なり、最大期間雨量が三重県宮川で 405.5mm と、大雨災害としては床下浸水 132 棟、床上浸水 40 棟と被害が少ないが、強風による死者 1 名、負傷者 79 名の人的被害が生じた。また、大雨・強風・高潮等により、高速道路が一部通行止めになる他、新幹線・在来線の 4 事業者 5 路線が運転休止になる等、交通網に大きな影響を与えた²⁸⁾。 [c5]

3.2 データと解析手法

(1) 使用データの紹介

本章で用いたデータは気象庁の解析雨量のうち、2006~2012 年としたが、大雨については前述のとおり、平成 20 年 8 月豪雨、2011 年台風 12 号、2012 年台風 4 号に着目した。対象領域は三重県及び愛知県を中心とした地域 (Figure III-7 の赤枠部分) であり、南北・東西ともに 256 個のデータを含む範囲とした。このときの空間解像度は 1km である。時間データとしては台風 12 号前後の 8 月 15 日~9 月 14 日の 31 日間 (31 日×24 時間=744 時間)、及びその前年 (2010 年 8 月 15 日~9 月 14 日)、翌年 (2012 年 8 月 15 日~9 月 14 日) の内、対象領域の南西端に位置するデータを解析対象とした。また、空間データとしては台風 12 号の影響が強い 2011 年 8 月 25 日午前 0 時、同 2 時の 2 例を、少雨の例として、2008 年 8 月 28 日午後 4 時、2012 年 6 月 19 日午前 7 時、同 11 時の 3 例の空間分布を解析対象とした。

空間データ数 (256×256 個) は 2 のべき乗個であるが、時間データ数 (744 個) はそうになっていない。これについて、今回利用する非線形確率モデルであるモノフラクタルモデル、e-model とともにデータ数に制限があるというわけではない。厳密に述べると、2.4 節で解説したとおり、今回利用するモデルはいずれもフーリエ変換を要するものである。その際に FFT (fast Fourier transform) を利用する場合はデータ数を 2 のべき乗個にする必要があるが、本論文では FFT ではなく、通常のフーリエ変換を用いている。

(2) 解析の流れ

2.4 節で述べたとおり、まず、対象データについてスペクトル解析を行い、フィルターの確認を行う。次に、式 (III-9)、(III-12) を用いて、対象データから算出した X_x のヒストグラムと Gauss PDF 及び Lévy PDF を比較し、どちらがよりふさわしいのかを判定する。

ここで注意すべきは、2.4 節及び 2.5 節で述べた手法が 1 次元分布に適応している点である。この解析に用いるデータは時間・空間の 3 次元分布であるため、データをそれぞれ 1 次元ずつとして解析を行い、降水量の再現を行う際にそれぞれの 1 次元解析で得られたパラメータで重み付けをして、再現をする必要がある。本章における解析では、そうした再現手法については検討されておらず、その前段階

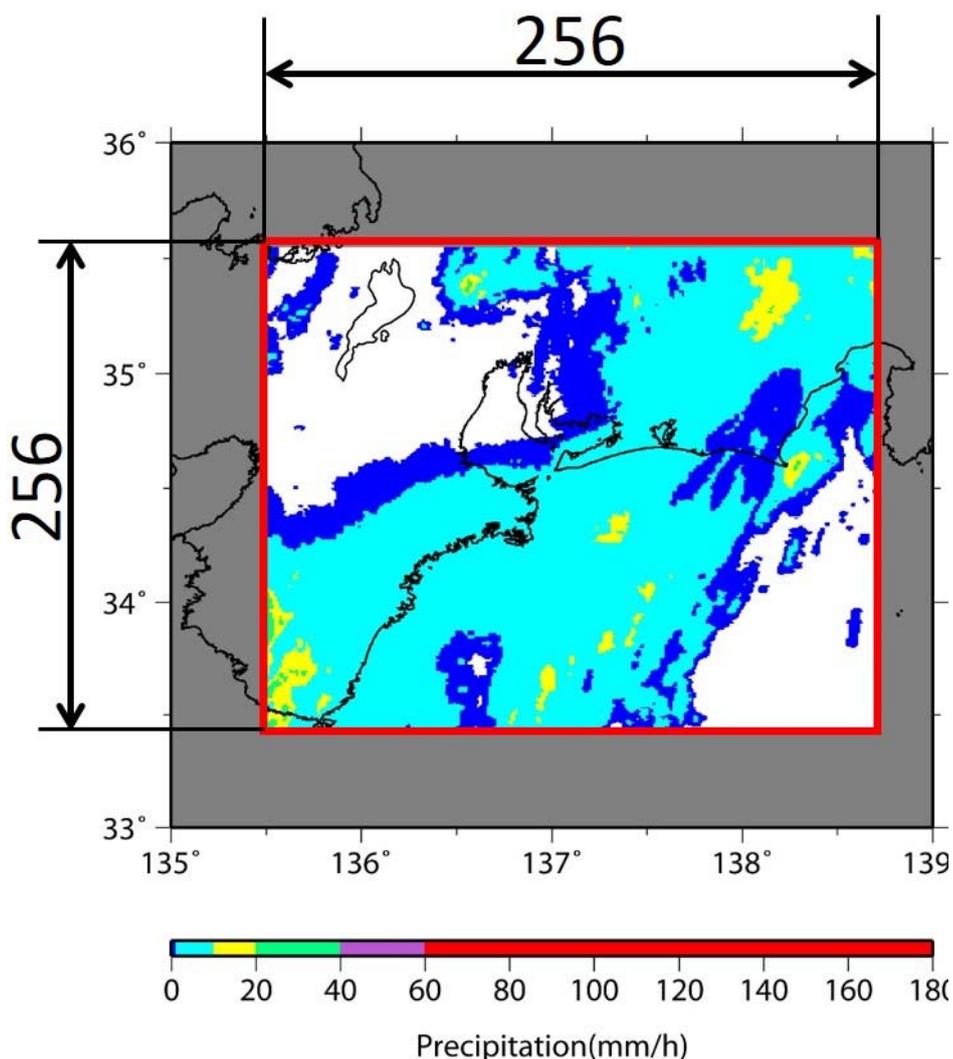


Figure III-7 本章における解析領域

本章で対象とする領域は赤枠で示した三重県及び愛知県を中心とする領域である。図中に示したように、南北・東西ともに 256 個の空間データを用いた。また、時間データとしては 2010 年，2011 年，2012 年の 8 月 15 日～9 月 14 日までの 744 時間（上記赤枠部の内南西端）を用いた。

としてのモデル化までを行っていることに注意されたい。

3.3 解析結果

(1) 時間データの解析結果

スペクトル解析結果

まず，3 つの時間データに対して，スペクトル解析を行った。その結果，Figure III-8 に示すように，いずれも振動数 ω とパワースペクトル $P(\omega)$ の両対数グラフでパワースペクトルの分布（青丸）が右下がりとなった。ここで，a) が 2010 年 8 月 15 日～9 月 14 日，b) が 2011 年，c) が 2012 年の同期間におけるスペクトル解析結果である。このときのパワースペクトルの分布とフラクタルフィルターの相関係数はいずれの時間データにおいても -0.9 を下回っており，フラクタルフィルターを適用することが望ましいことが分かった。なお，a)，b)，c) はいずれも対象領域の南西端である。

分布系の選択

[c6]続いて、3つの時間データに対して、式(III-9)より X_x を求め、そのヒストグラムと Gauss PDF 及び Lévy PDF を比較した。その結果、いずれの点についても X_x のヒストグラム(緑丸)に対して、Lévy PDF(破線)の方が Gauss PDF(青線)よりも近いことが分かった。加えて、極値における再現性を考慮するため、両対数グラフとして示した結果、いずれの点についても、通常のグラフの場合と同

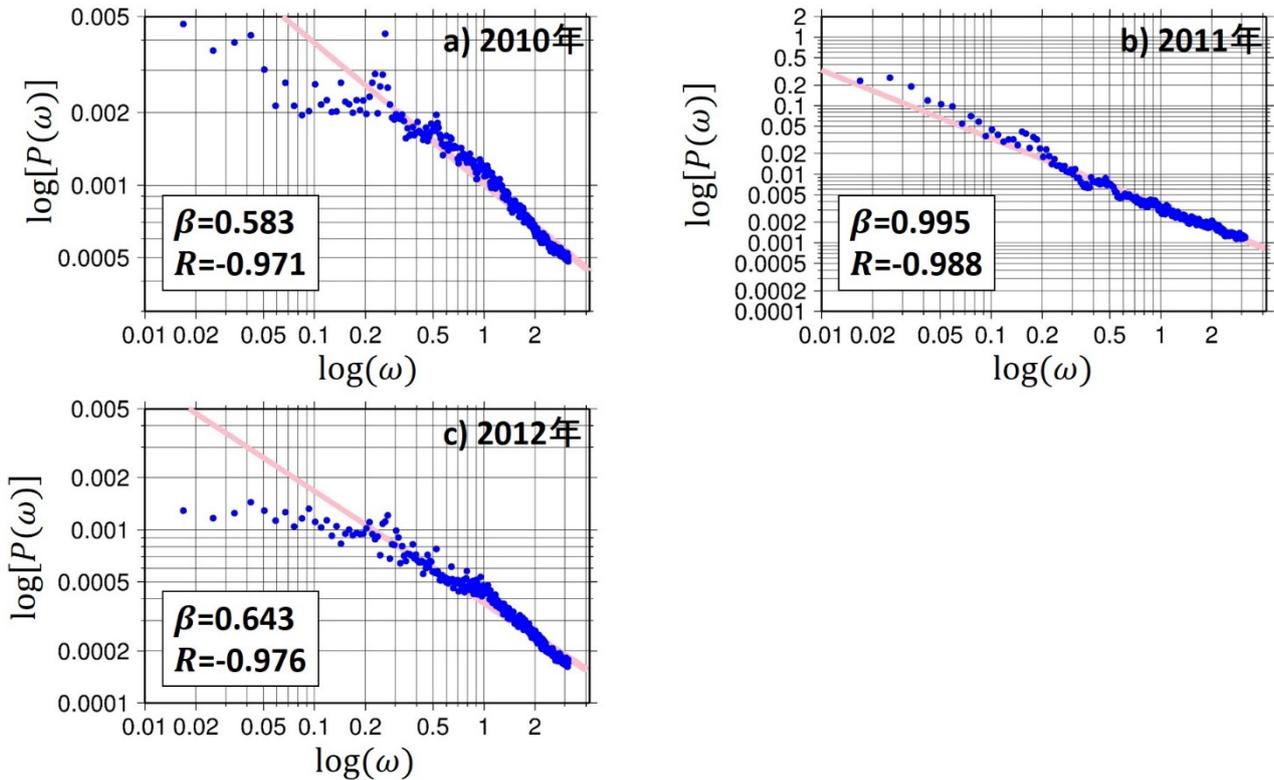


Figure III-8 解析雨量の時間データに対するスペクトル解析の結果

a) 2010年8月15日～9月14日, b) 2011年, c) 2012年の同期間, 対象領域の南西端における振動数 ω とパワースペクトル $P(\omega)$ の両対数グラフを示す。上図より、いずれの時間データにおいても、パワースペクトル分布(青丸)とフラクタルフィルター(赤線)の相関(回帰)係数は-0.9を下回っており、モデル化に用いるフィルターについてはフラクタルフィルターが適当であることが分かった。また、 β は式(III-7)で示したとおり、フラクタルフィルターの傾きを示している。

じく、 X_x のヒストグラム(緑丸)に対して、Lévy PDF(破線)の方が Gauss PDF(青線)よりも近いことが分かった。以上の結果をかんがみて、本解析で対象とした時間データにおける X_x はLévy分布に従っていると判断した。2010年, 2011年, 及び2012年における結果をそれぞれ Figure III-10, Figure III-9, Figure III-11に示した。ここで、上図が通常のグラフを、下図が両対数グラフを示している。

以上の結果より、解析雨量の時間データについてはフラクタルフィルターとLévy分布を用いた非整数確率モデル fLm によって再現可能であることが分かった。

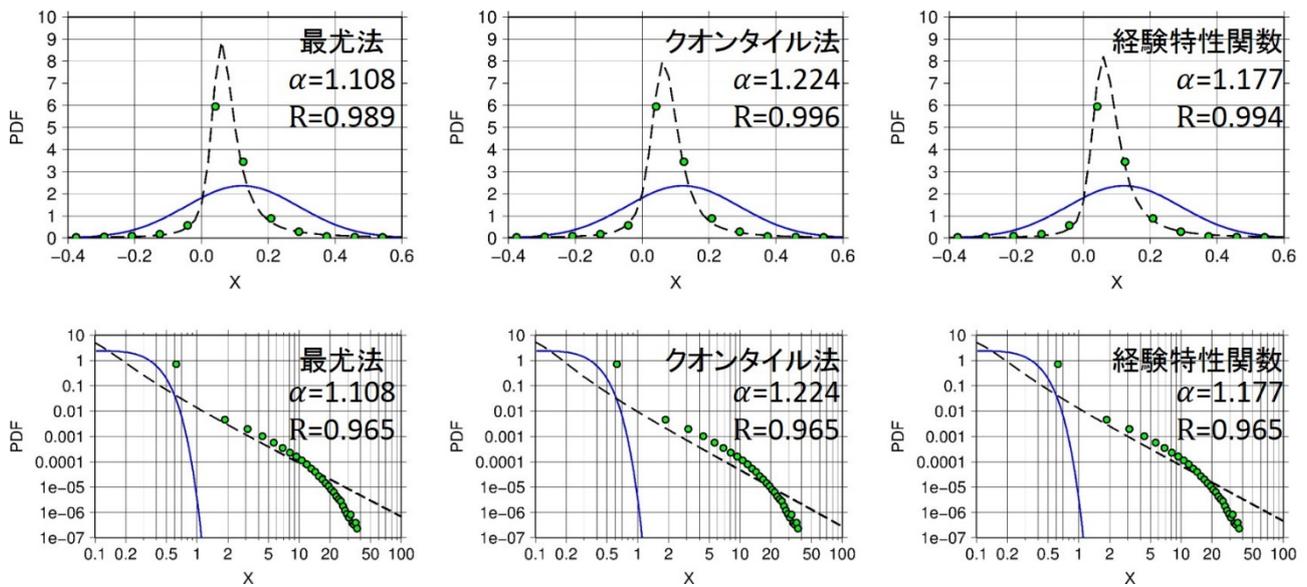


Figure III-10 2010年の時間データにおける X_x のヒストグラムと Gauss PDF, Lévy PDF の比較

2010年8月15日~9月14日の時間データから算出した X_x のヒストグラム (緑丸) に対して, Gauss PDF (青線) と Lévy PDF (破線) をフィッティングした結果, この図で示したように, いずれの点についても Lévy PDF がより X_x を示すのにふさわしいと判断した. 図中の相関係数は X_x のヒストグラムと Lévy PDF の相関関係を示している. また, 上図が通常のグラフ, 下図が両対数とした場合における各々の分布を示している. なお, Lévy 分布のフィッティング方法が3種類あるため, 左から最尤法, クオンタイル法, 及び経験特性関数でフィッティングをした結果を表示している.

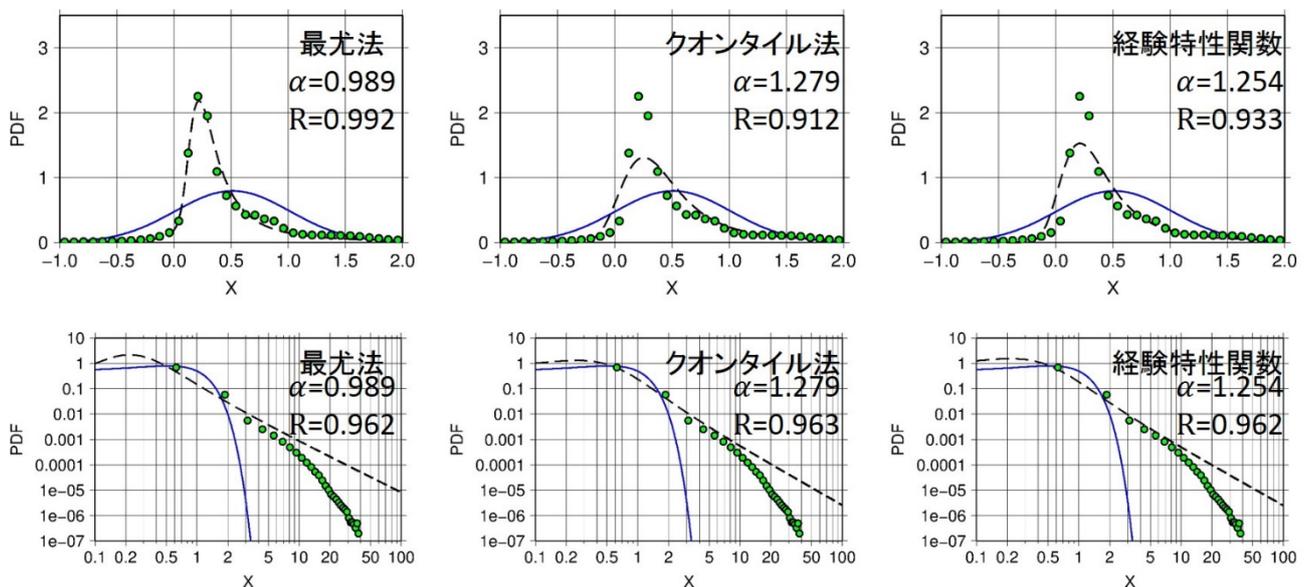


Figure III-9 2011年の時間データにおける X_x のヒストグラムと Gauss PDF, Lévy PDF の比較

凡例については Figure III-10 と同様である. いずれの場合も, X_x のヒストグラム (緑丸) と Lévy PDF (破線) が 0.9 以上の高い相関関係にあることから, Lévy 分布で再現できることが分かる.

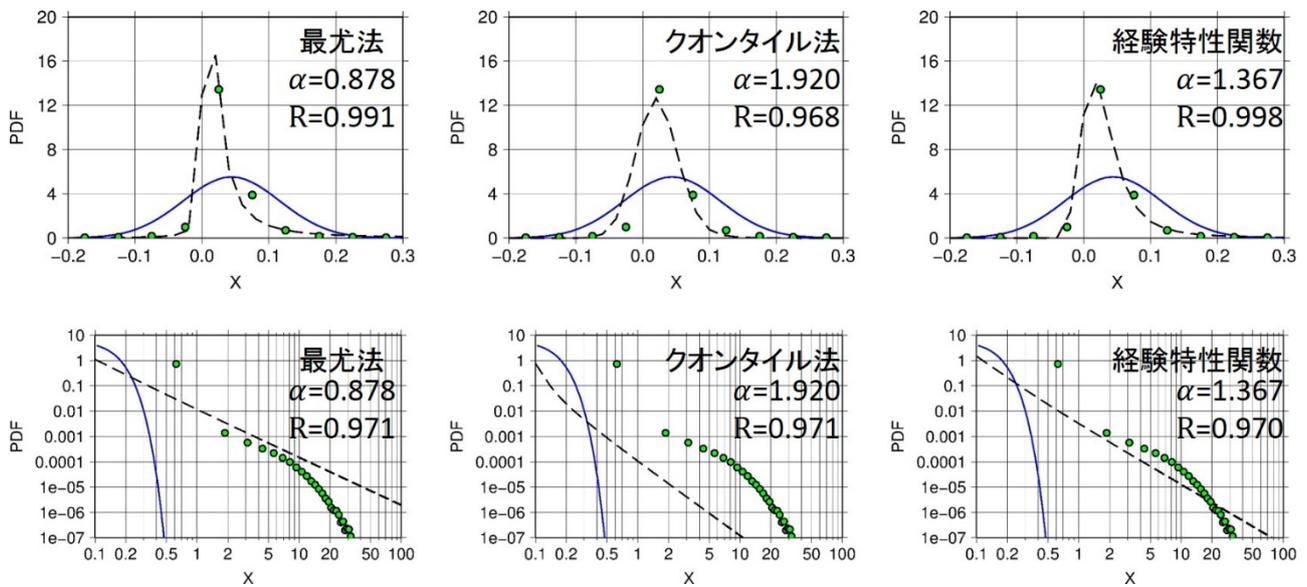


Figure III-11 2012年の時間データにおける X_x のヒストグラムと Gauss PDF, Lévy PDF の比較

凡例については Figure III-10 と同様である. いずれの場合も, X_x のヒストグラム (緑丸) と Lévy PDF (破線) が 0.9 以上の高い相関関係にあることから, Lévy 分布で再現できることが分かる.

(2) 空間データ

空間データについても, (1) と同様に 1 次元分布の解析を行った. 空間データに対しては通常, 南北方向, 東西方向, 主方向等で解析を行うことが多いが, 本論文では東西方向及び南北方向の 1 次元データを解析対象とした. これは, 雨域の形状や強度等が異方性を示すことを考慮してのことである. 解析範囲として, 5 つの空間データの空間分布を Figure III-12 に示した. ただし, e) 2012 年 6 月 11 日の空間データのみ, 台風による影響をより明らかにするため, 解析範囲を狭めている

スペクトル解析結果

まず, 5 つの空間データについて, スペクトル解析を行った. その結果として得られた東西方向及び南北方向のスペクトル解析結果はそれぞれ Figure III-13 及び Figure III-14 に示したとおりであるが, 振動数 k とパワースペクトル $P(k)$ の両対数グラフでパワースペクトルの分布 (青丸) が右下がりとなり, 式 (III-7) で定義したフラクタルフィルター (赤線) に当てはめたところ, フラクタルフィルターとパワースペクトル分布の相関係数より, 両者に十分な相関があることが示された. そのため, 空間データについて, いずれの点においても, フラクタルフィルターを適用することが望ましいことが分かった.

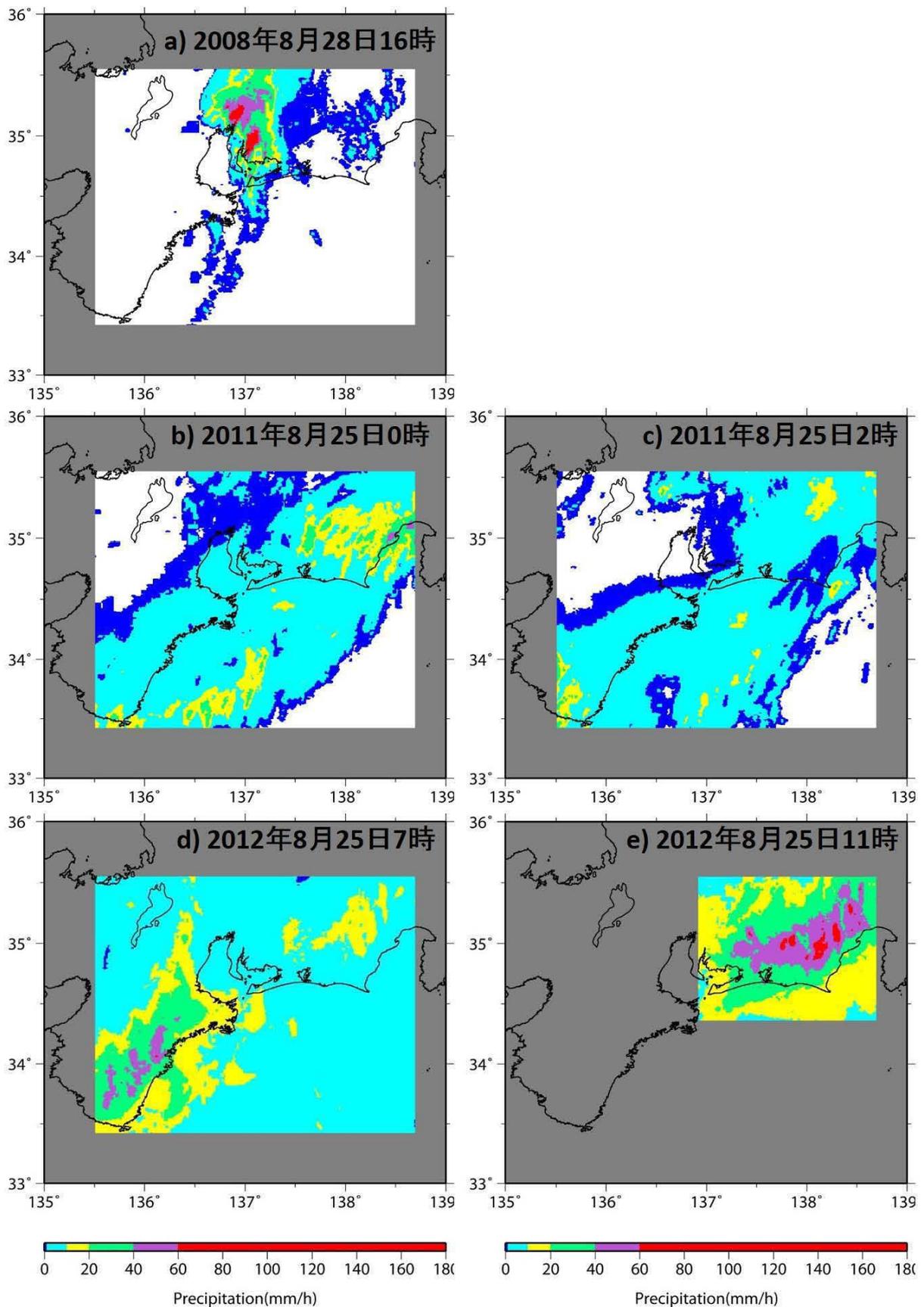


Figure III-12 空間データの降水量分布図

5つの空間データにおける降水量分布図を示す。ここで、対象範囲はカラーの部分であるが、e) 2012年6月19日11時のデータのみ、Figure III-7で示した領域より狭くなっている。

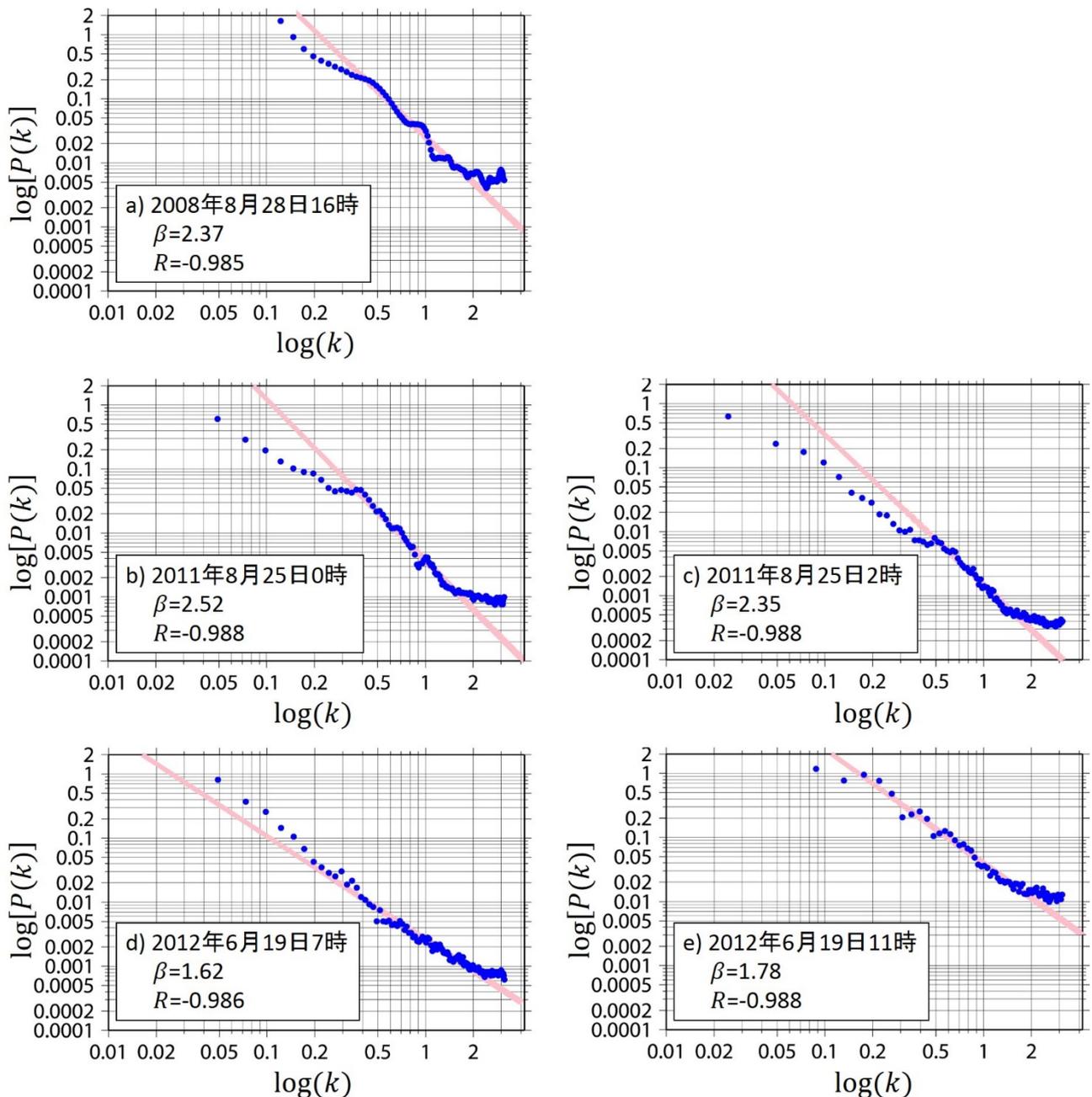


Figure III-13 解析雨量の空間（東西）データに対するスペクトル解析の結果

振動数 k とパワースペクトル $P(k)$ の両対数グラフにおける、パワースペクトルの分布を青丸で、フラクタルフィルターを赤線で示した。Figure III-7 で示した範囲から算出しているため、e) 2012年6月19日11時のみ解析範囲が狭まっている。

この図より、いずれの計算結果においても、パワースペクトルの分布とフラクタルフィルターの相関係数が-0.9を下回っていることから、フラクタルフィルターが適当であるとした。

分布系の選択

続いて、空間データに対して、式 (III-9) より X_x を求め、そのヒストグラムと Gauss PDF 及び Lévy PDF を比較した。その結果、東西方向の空間データについては、Figure III-15～Figure III-19 に示し

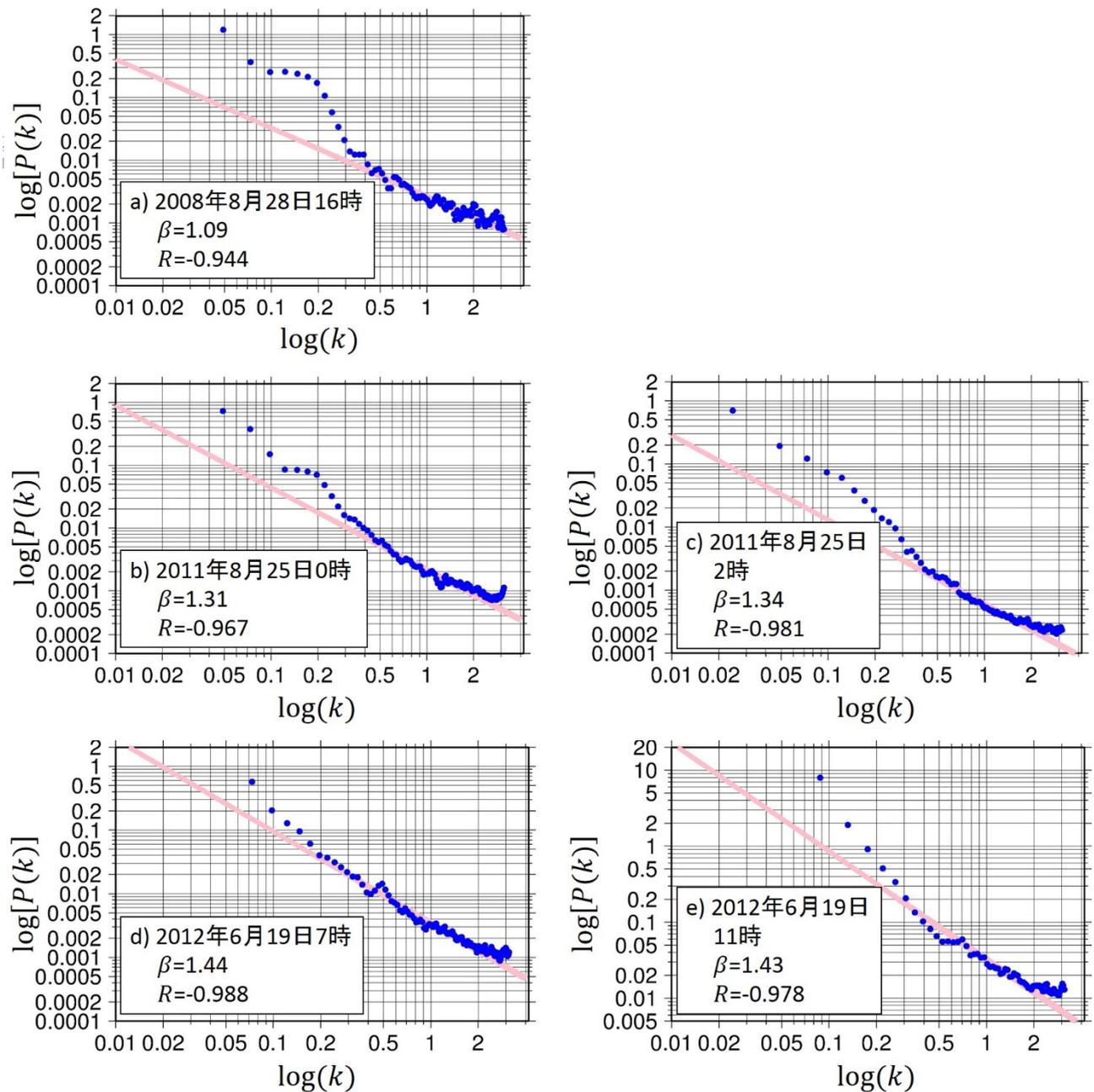


Figure III-14 解析雨量の空間（南北）データに対するスペクトル解析の結果

この図より、いずれの計算結果においても、パワースペクトルの分布とフラクタルフィルターの相関係数が-0.9を下回っていることから、フラクタルフィルターが適当であるとした。凡例については Figure III-13 を参照されたい。

たとおり、Lévy PDF (破線) と Gauss PDF (青線) が重なっている、もしくは、Lévy PDF よりも Gauss PDF の方に近いことが分かった。つまり、Gauss 分布とは、2.3 節で述べたように、Lévy 分布の極値の出現しやすさを示すパラメータ α が 2.0 となる場合を示しており、今回の計算結果においては、多くのデータについて、Gauss PDF と Lévy PDF がほぼ同一となったことから、空間分布については Gauss 分布に従っていると判断できる。ただし、Lévy 分布が 4 つのパラメータを持つ一方で、Gauss 分布は 2 つのパラメータしか持たないため、パラメータ α が 2.0 になったとしても、他のパラメータの影響で、多少 PDF 曲線がずれることがある。

加えて、極値における再現性を考慮するため、y 軸を対数として示した結果、いずれの空間データについても、通常のグラフの場合と同じく、Lévy PDF (破線) と Gauss PDF (青線) がほぼ等しい、もしくは Gauss PDF の方にヒストグラムが近いことが分かった。以上の結果をかんがみて、本解析で対象とした時間データにおける X_x は Gauss 分布に従って [c7] いると判断した。

一方で、南北方向の空間データにおける X_x のヒストグラムと Gauss PDF 及び Lévy PDF を比較結果については Figure III-20～Figure III-24 に示したが、東西方向とは異なり、必ずしも Gauss PDF に近いとは判断できないことが分かった。例えば、b) 2011 年 8 月 25 日 0 時 (Figure III-21) 及び e) 2012 年 6 月 19 日 11 時 (Figure III-24) では東西方向と同じく、おおよそ $\alpha = 2.0$ となり、 X_x のヒストグラムは Gauss PDF に近いことが分かるが、a) 2008 年 8 月 28 日 16 時 (Figure III-20), c) 2011 年 8 月 25 日 2 時 (Figure III-22) 及び d) 2012 年 6 月 19 日 7 時 (Figure III-23) では、 X_x のヒストグラムは Lévy PDF に近いことが示された。このことから、南北方向の空間データについてはデータによって Gauss PDF と Lévy PDF を使い分ける必要がある。また、各空間データのパラメータ α の値については表に示すとおりである。なお、分布系の選択については極値に着目した対数グラフについても同様の結果であった。

以上をまとめると、解析雨量の時間データについてはフラクタルフィルターと Lévy 分布を用いた非整数確率モデル fLm によって再現可能であることが分かった。また、空間データについてはいずれもフラクタルフィルターが適用可能であったが、東西方向では Gauss 分布、南北方向では Gauss 分布と Lévy 分布をデータに応じて適用する必要があることが分かった。

3.4 考察

三重県・愛知県を中心とする領域における解析雨量について、時間データ及び空間データに対する 1 次元のモデル化を行った。時間データは 2010 年、2011 年、2012 年の 8 月 15 日～9 月 14 日の 31 日間における、対象領域南西端の降水量時系列データ、空間データは 2008 年 8 月 28 日 16 時、2011 年 8 月 25 日 0 時、同日 2 時、2012 年 6 月 19 日 7 時、及び同日 11 時における降水量の東西方向及び南北方向の分布を 1 次元としたものである。

いずれのデータについてもフラクタルフィルターが適用可能であるが、時間データは Lévy 分布、空間データは東西方向が Gauss 分布に従っていることが分かった。ただし、空間データの南北方向はデータに応じて Gauss 分布と Lévy 分布の使い分けが必要となる。この分布系の違いについては更なる解析が必要となるが、一般的なデータの分布の傾向として、時間データと南北方向の空間データは起伏に飛んでおり、Gauss 分布に比べて極値が現れやすい Lévy 分布が選択されたと考えられる。一方で、東西方向の空間データは極値の現れにくい Gauss 分布が選択されたと考えられる。

今回の解析結果より、時間データ・空間データともに Lévy 分布と Gauss 分布の差こそあれども、同じ手法によって再現可能であることが示された。特にこの分布形の違いについては、Gauss 分布が Lévy 分布に内包されることから、大きな問題ではない。

モノフラクタルモデルにおける 2 次元分布の再現については、Lavallée (2008)³⁾ に言及されているが、そこに時間データを加えて 3 次元分布の再現とすると、Lavallée (2008)³⁾ を参考に、新たな再現手法を検討する必要がある。その手法については本論文において言及せず、今後の課題としたい。

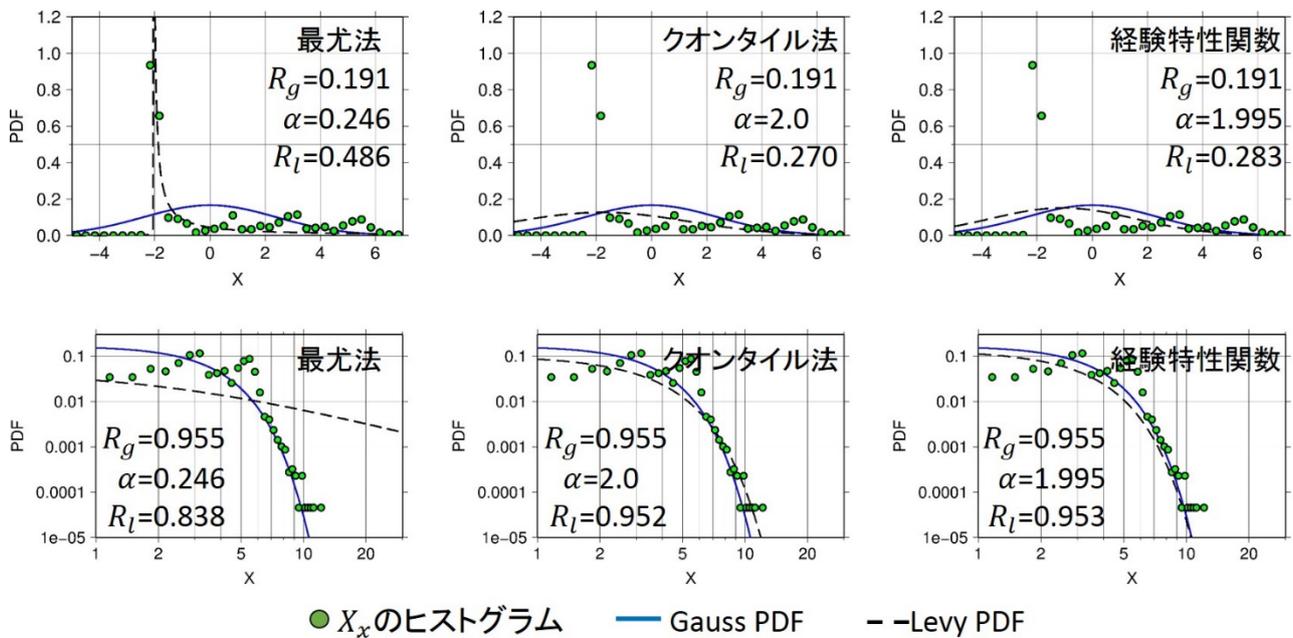


Figure III-15 東西方向の空間データ a) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2008年8月28日16時の東西方向の空間データから算出した X_x のヒストグラム (緑丸) に対して, Gauss PDF (青線) と Lévy PDF (破線) をフィッティングした結果, この図で示したように, Gauss PDF と Lévy PDF が同様の分布, もしくは, Gauss PDF の分布の方が近しいため, この空間データの X_x は Gauss 分布に従うと判断した. また, 上図が通常のグラフ, 下図が両対数とした場合における各々の分布を示している. なお, 左から最尤法, クオントイル法, 及び経験特性関数とした.

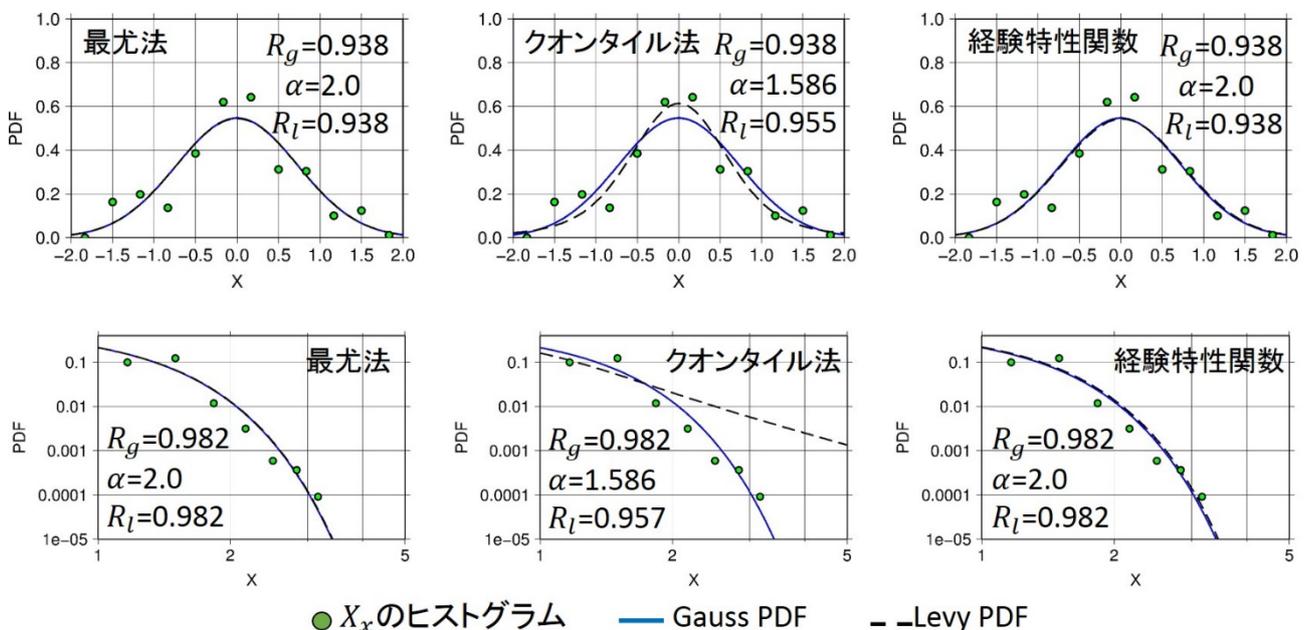


Figure III-16 東西方向の空間データ b) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2011年8月25日0時の空間データのフィッティング結果, X_x のヒストグラムと Gauss PDF が近いことが分かった. 凡例については Figure III-15 参照のこと.

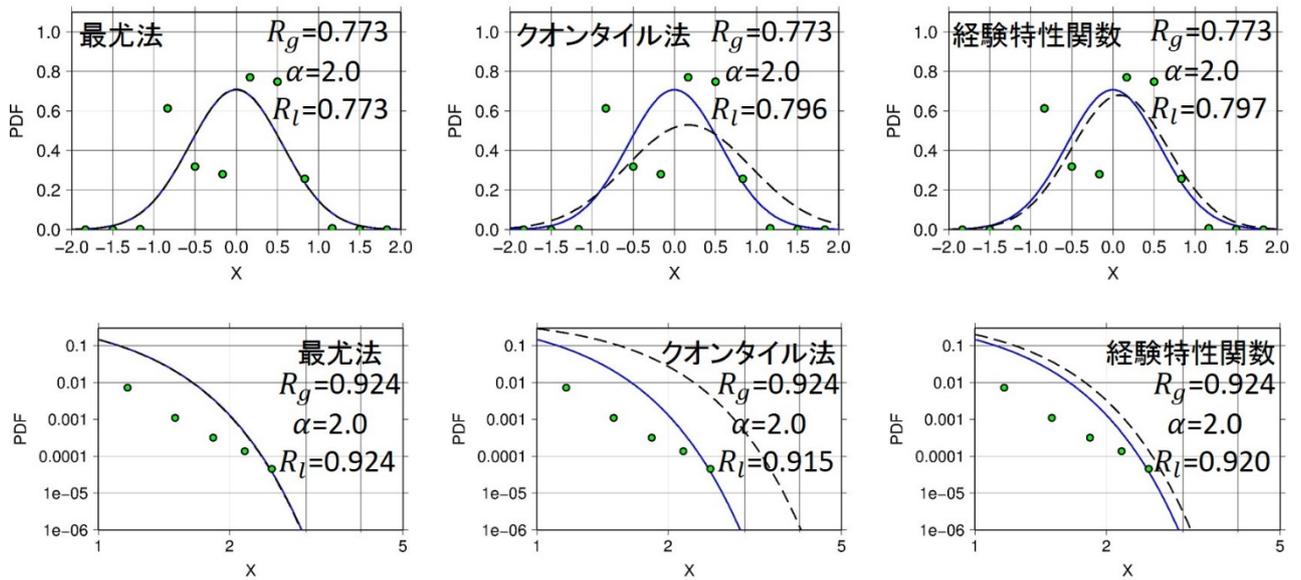


Figure III-17 東西方向の空間データ c) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2011年8月25日2時の東西方向の空間データをフィッティングした結果, $\alpha = 2.0$ となり, Gauss PDF と Lévy PDF がほぼ等しいことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

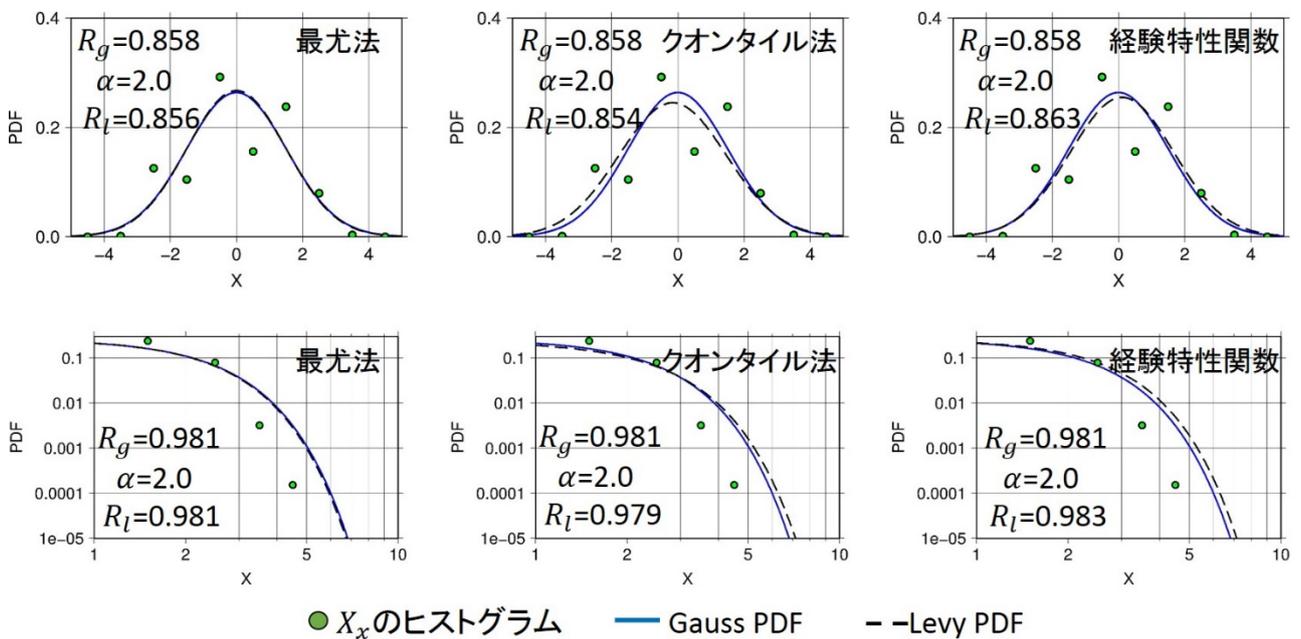


Figure III-18 東西方向の空間データ d) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2012年6月19日7時の東西方向の空間データをフィッティングした結果, $\alpha = 2.0$ となり, Gauss PDF と Lévy PDF がほぼ等しいことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

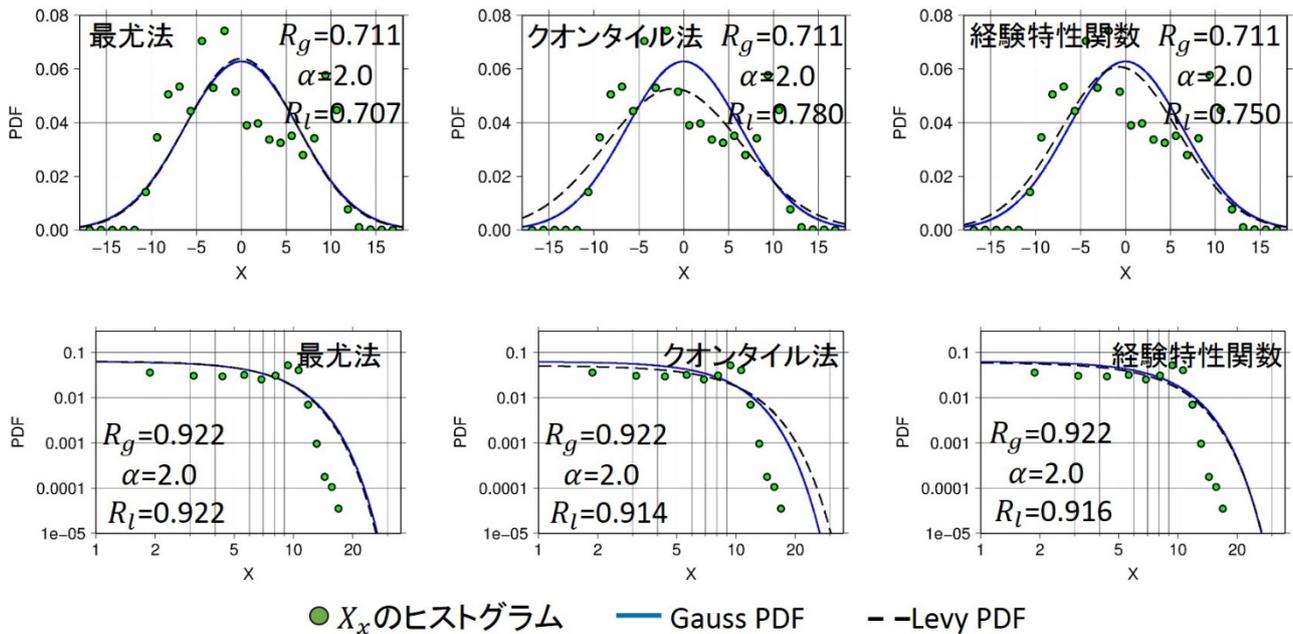


Figure III-19 東西方向の空間データ e) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2012年6月19日11時の東西方向の空間データをフィッティングした結果, $\alpha=2.0$ となり, Gauss PDF と Lévy PDF がほぼ等しいことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

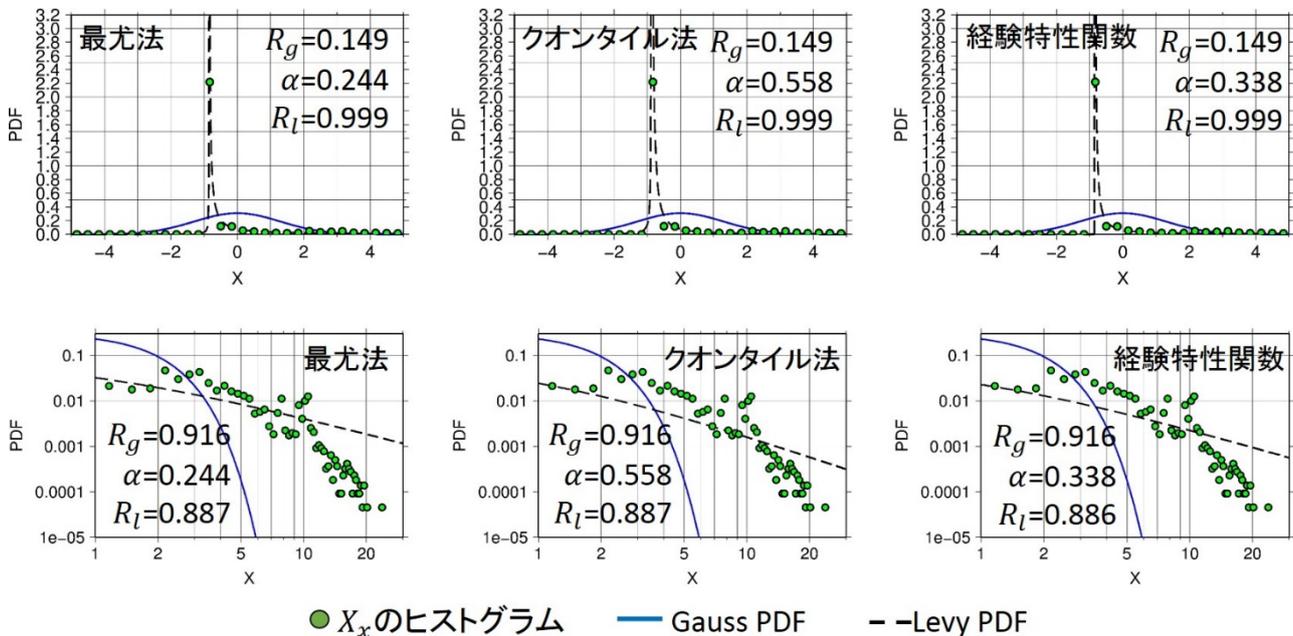


Figure III-20 南北方向の空間データ a) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2008年8月28日16時の南北方向の空間データをフィッティングした結果, X_x のヒストグラムと Lévy PDF が近いことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

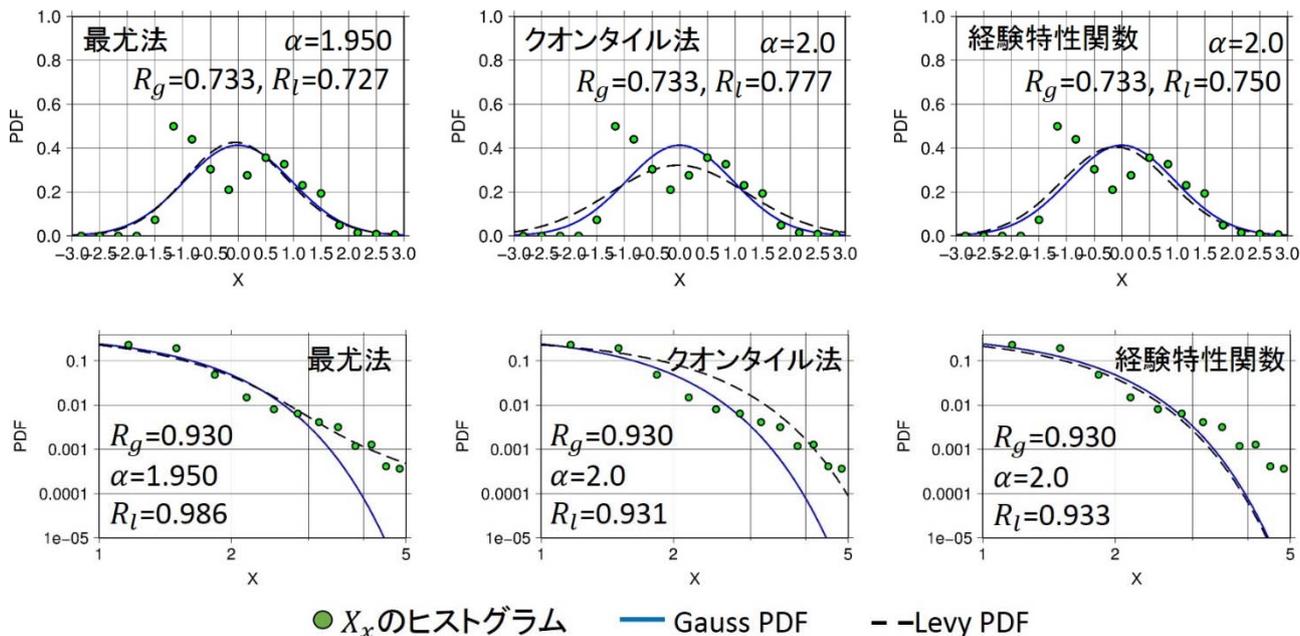


Figure III-21 南北方向の空間データ b) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2011年8月25日0時の南北方向の空間データをフィッティングした結果, $\alpha = 2.0$ となったが, 対数グラフの最尤法の結果から, Lévy 分布の可能性も捨てきれない. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

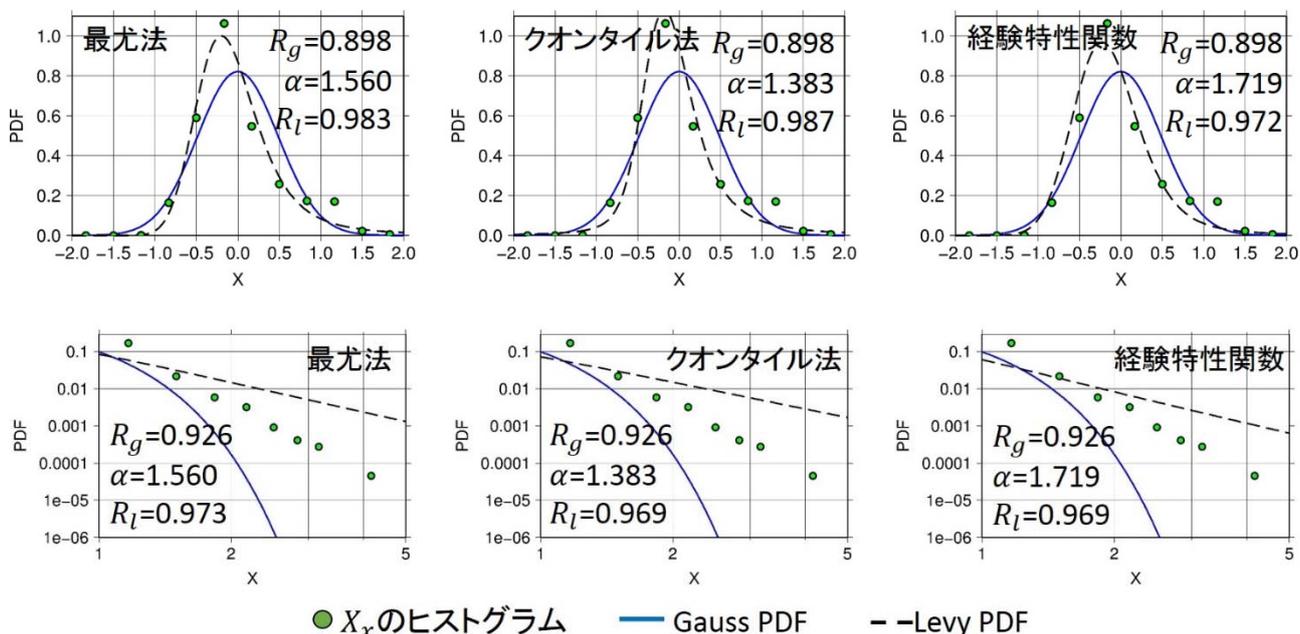


Figure III-22 南北方向の空間データ c) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2011年8月25日2時の南北方向の空間データをフィッティングした結果, X_x ヒストグラムと Lévy 分布が近いことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

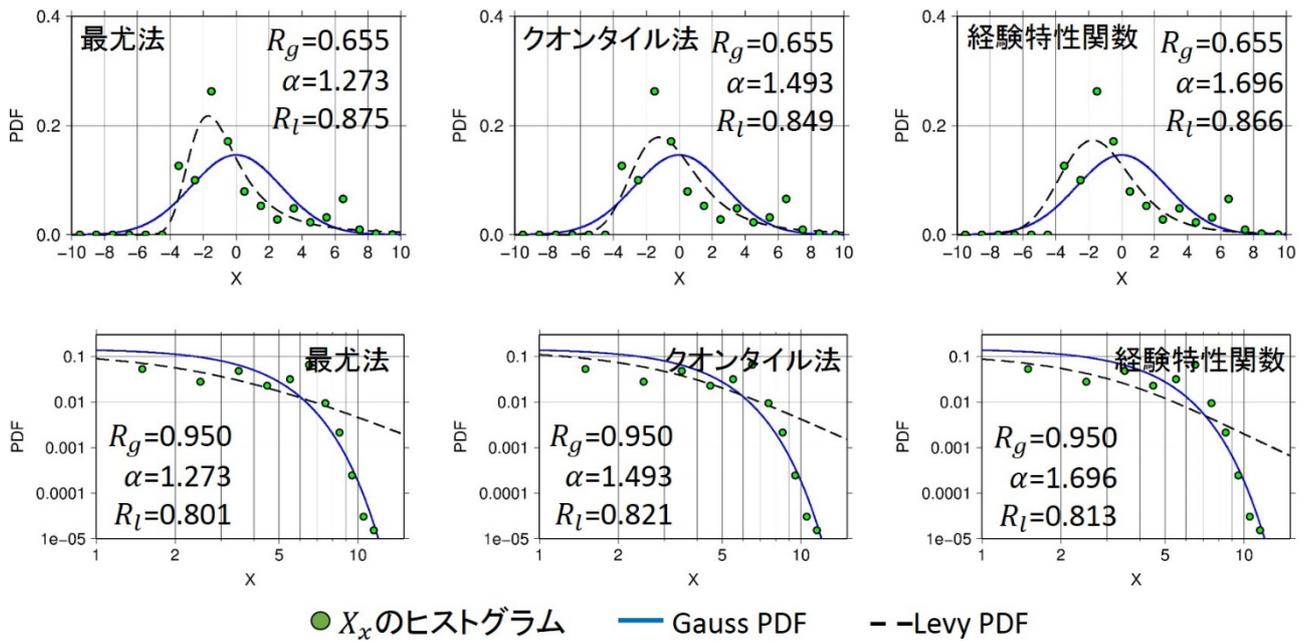


Figure III-23 南北方向の空間データ d) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2012年6月19日7時の南北方向の空間データをフィッティングした結果, 通常のグラフでは Lévy 分布が選択されるが, 対数グラフでは Gauss 分布となった. 極値について着目する場合は Gauss 分布がふさわしいと考えられる. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

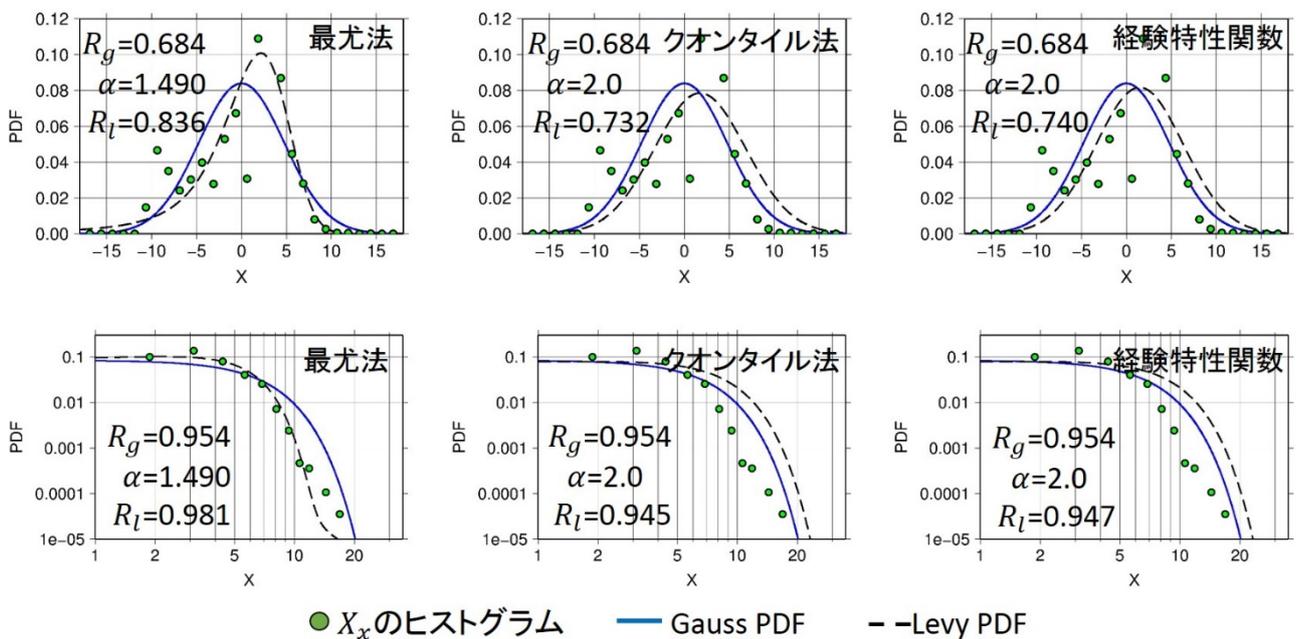


Figure III-24 南北方向の空間データ e) における X_x のヒストグラム, Gauss PDF 及び Lévy PDF の比較

2012年6月19日11時の南北方向の空間データをフィッティングした結果, $\alpha = 2.0$ となり, Gauss 分布に近いことが分かった. 凡例については Figure III-15 を参照のこと.

Table III-1 空間データにおけるパラメータ α 一覧表

	a) 2008年 8月28日 16時	b) 2011年 8月25日 0時	c) 2011年 8月25日 2時	d) 2012年 6月19日 7時	e) 2012年 6月19日 11時
東西 方向	0.25	2.00			
	2.00	1.59	2.00	2.00	2.00
	2.00	2.00			
南北 方向	0.25	1.95	1.56	1.27	1.49
	0.56	2.00	1.38	1.49	2.00
	0.34	2.00	1.71	1.70	2.00

空間データの東西方向及び南北方向の X_x のヒストグラムと Lévy 分布のフィッティングの際に算出した Lévy パラメータ α を示しており、 $\alpha = 2.0$ で Lévy 分布と Gauss 分布がほぼ等しくなる。

東西方向ではいずれのデータでも $\alpha = 2.0$ であるが、南北方向では b) 及び e) のみが $\alpha = 2.0$ となったが、a), c) 及び d) はそれ以外の値となり、Lévy 分布と近いことが分かった。

ここで、それぞれ 3 つの α パラメータがあるが、上から最尤法、クオンタイル法、経験特性関数で算出したものである。

第4章 e-model による日降水量時系列のモデル化

4.1 データと解析手法

(1) 使用データの紹介

日本における降水量の観測所としては、気象庁によると、150 箇所以上の有人観測所があるという。それらの観測所における観測開始年月日は観測所毎に様々であるが、51 の有人観測所でのみ 100 年以上の時系列データが蓄積されている。本章では、この 51 の観測所における日降水量時系列データ（以降は、日降水量と呼ぶ）について、1901～2011 年（111 年間）のデータを解析に用いることとした。

解析に用いた 51 の観測所の位置は Figure III-25 で示したとおりであるが、この内 10 の観測所では 1 年以上の欠測があった。欠測がなかった観測所については緑で、1 年間の欠測があった岩手県宮古市、福井県福井市、福井県敦賀市、神奈川県横浜市、山梨県甲府市、静岡県浜松市、兵庫県神戸市、及び鳥取県境港市（8 箇所）については黄色で、2 年間の欠測があった広島県呉市については橙で、10 年間の欠測があった沖縄県那覇市については赤で示した。このように欠測があったものの、最も欠測が多い沖縄県那覇市においても 101 年という長いデータ蓄積があるため、本章における解析には問題がないとし

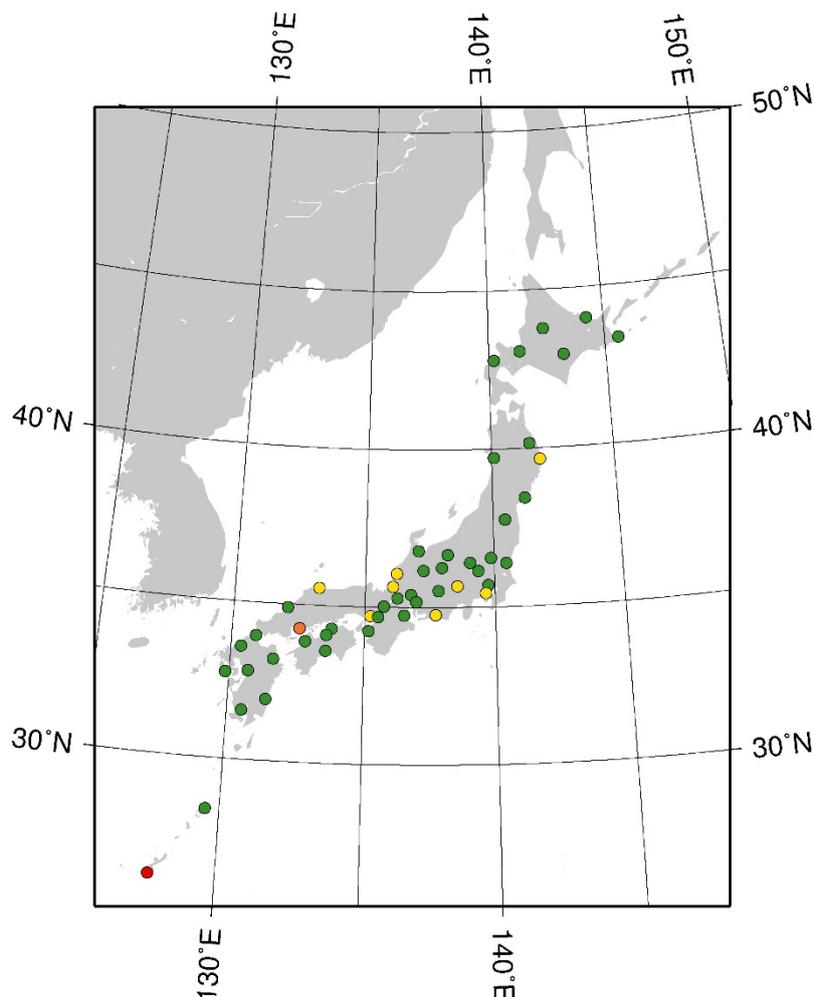


Figure III-25 51 地点雨量の観測所位置図

日本全国で 100 年以上の観測データのある 51 の有人観測所を丸で示した。この内、緑で示した箇所は欠測がない観測所であるが、1 年間の欠測がある観測所は黄色で、2 年間の欠測がある観測所は橙で、10 年間の欠測がある観測所は赤で示した。

た.

(2) ΔR の定義

本章における解析には、1年間を365日とした日降水量 R について解析を行った。ここで、閏年の場合は1日だけ1年間の日数が増えることとなるが、今回の解析にはそれを考慮しないとした。これからの解析については(3)で詳しく述べるが、スペクトル解析等を行っていく。スペクトル解析を行う段階で、降水量データのような時系列データでは、数ヶ月程度の周期が検出されることがある。しかしながら、今回の解析では、パワースペクトルの分布に対してフィルターで近似する関係上、周期が検出されると、その再現精度が低下してしまう恐れがある。そのため、この周期が検出されないよう、日降水量の111年間の1日毎の平年値をさらに5日移動平均することで移動性の高気圧・低気圧といった周期となりえる要素を排除し、これを \bar{R} と定義した。解析に用いるデータとしては、日降水量 R からこの \bar{R} を引いた値、すなわち、 $\Delta R = R - \bar{R}$ を用いた。これをより詳細に述べると以下のように表すことができる。

- A) ある観測所において観測年数 $m \times 1$ 年間の日数 n 個のデータがあると仮定すると、日降水量は $R(m, n)$ と表すことができる。まず、 m 年間の1日毎の平均値は次式のように求めることができる。

$$R(n) = \sum_{m=1901}^{2011} \frac{R(m, n)}{m} \quad (1 \leq n \leq 365) \quad \text{(III-14)}$$

- B) 次に、この $R(n)$ についてスムージング (low-pass filtering) を行う。このスムージングとして、本章では5日移動平均 $\bar{R}(n)$ を用いた。ここで、スムージングによる1年間の日数は $3 \leq n \leq 363$ (361日)となる。
- C) 以上より、偏差 $\Delta R(m, n) = R(m, n) - \bar{R}(n)$ が計算されるため、この $\Delta R(m, n)$ について(3)に示す解析を行う。

ここで、Figure III-26の上図に三重県津市における111年間の1日毎の平年値 $R(n)$ (黒線)とその5日移動平均 $\bar{R}(n)$ (赤線)を、下図に、同じく三重県津市における偏差 $\Delta R(m, n) = R(m, n) - \bar{R}(n)$ を示した。Figure III-26から分かるように、上図では多少の周期があるように見えるが、下図ではそれが見られず、個の計算の目的であった「周期の削除」が適切に行われたことが示された。

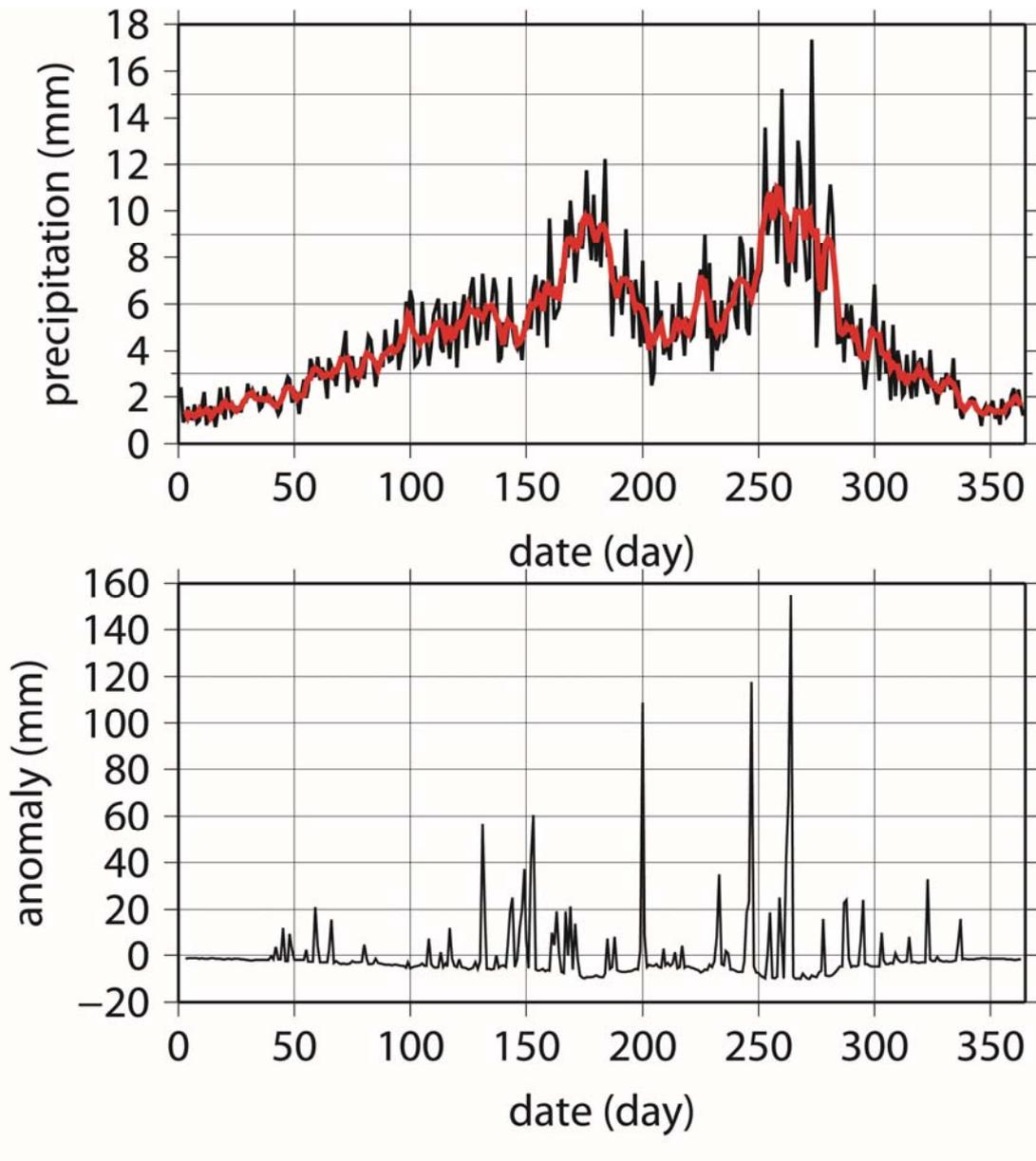
(3) 解析の流れ

2.4節で述べたとおり、まず、対象データについてスペクトル解析を行い、フィルターの確認を行う。次に、式(III-9)、(III-12)を用いて、対象データから算出した X_x のヒストグラムとGauss PDF及びLévy PDFを比較し、どちらがよりふさわしいのかを判定する。

4.2 解析結果

(1) スペクトル解析の結果

まず、51箇所の ΔR について、スペクトル解析を行った。ここで、 ΔR とは前節における $\Delta R(m, n)$ で



あり、 $1901 \leq m \leq 2011$ 、 $3 \leq n \leq 363$ である。これより、1 年間のデータ数 N は 361 となる。

その結果、振動数 ω と対数にしたパワースペクトル $\log[P(\omega)]$ の相関係数が、 $-0.74 \sim -0.97$ の間にあることが分かった。そのため、2.5 節で示した指数フィルターを示す式 (III-11) が成り立つと判断した。Liu et al. (2006)²⁹⁾ では、カルマンフィルターに対して同様の過程が示されている。

ここで、一例として三重県津市におけるスペクトル解析の結果を Figure III-27 に示した。このときのパワースペクトル (青丸) と指数フィルター (赤線) の相関係数は -0.92 であり、両者に高い相関関係にあることが示された。

Figure III-26 三重県津市における日降水量平年値 $R(n)$ ，その 5 日移動平均 $\bar{R}(n)$ ，及び偏差 ΔR の分布図

三重県津市における日降水量の 111 年間の平年値 $R(n)$ を黒線で、その 5 日移動平均 $\bar{R}(n)$ を赤線で上図に示した。また、同箇所における偏差 $\Delta R(m, n)$ を下図に示した。これらの図から、上図ではデータに周期性が見られるが、下図では周期性が見られないことが分かる。

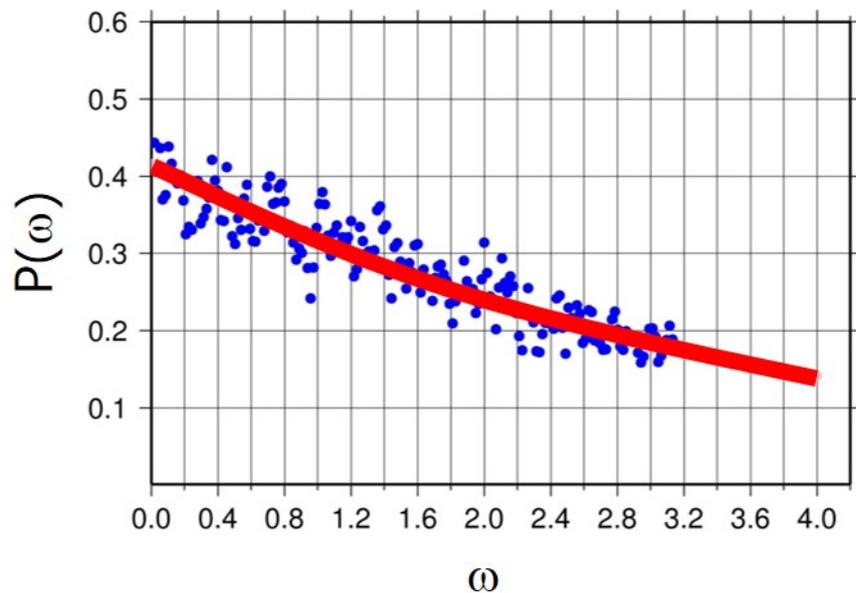


Figure III-27 三重県津市における日降水量偏差のスペクトル解析結果

三重県津市における日降水量偏差のスペクトル解析結果について、パワースペクトル $P(\omega)$ を青丸で、指数フィルター $P(\omega) \propto a \cdot \exp(-b \cdot \omega)$ を赤線で示した。このときのパワースペクトル分布と指数フィルターの相関係数は-0.92 であり、両者が高い相関関係にあることが分かった。

(2) 分布系の選択

式 (III-12) によって ΔR から算出された X_x について、そのヒストグラムが Gauss PDF と Lévy PDF のどちらに従っているのかを判別するために、Lévy PDF と X_x のヒストグラムについて相関係数を求めた。相関係数の範囲は最尤法 (maximum likelihood) では $0.66 \leq R \leq 0.96$ 、クオンタイル法 (quantile) では $0.69 \leq R \leq 0.96$ 、経験特性関数 (empirical characteristic function) では $0.71 \leq R \leq 0.96$ といずれの手法においても高い相関を示した。このときの計算範囲は-50~+50、ヒストグラムの区間間隔は 2.0 であった。

また、箇所毎にそれぞれの分布を確認したところ、経験特性関数によって算出された伏木 (富山) において最も両者の相関が高くなり、最尤法によって算出された宇都宮 (栃木) において最も相関係数が低くなることが分かった。ここで、Figure III-28 は横軸を相関係数、縦軸をそれぞれの手法で算出した Lévy 分布のパラメータ α を示している。2.3 節でも述べたように、 $\alpha = 2.0$ となる場合に Lévy PDF と Gauss PDF が等しくなるが、Figure III-28 より、両者が別の分布となっていることが分かる。なお、このときの 4 つの Lévy パラメータについては Table III-2 に示した。また、この伏木と宇都宮の結果については Figure III-29 にそれぞれ示した。このとき、緑丸が X_x のヒストグラムを、青線が Gauss PDF を、破線が Lévy PDF を示している。

Table III-2 51 観測所における Lévy パラメータの平均値と標準偏差

	α	β	γ	δ
最尤法	1.22 ± 0.24	0.18 ± 0.43	3.45 ± 0.79	-3.25 ± 1.14
クオンタイル法	1.03 ± 0.04	0.39 ± 0.08	3.15 ± 0.32	-2.61 ± 0.52

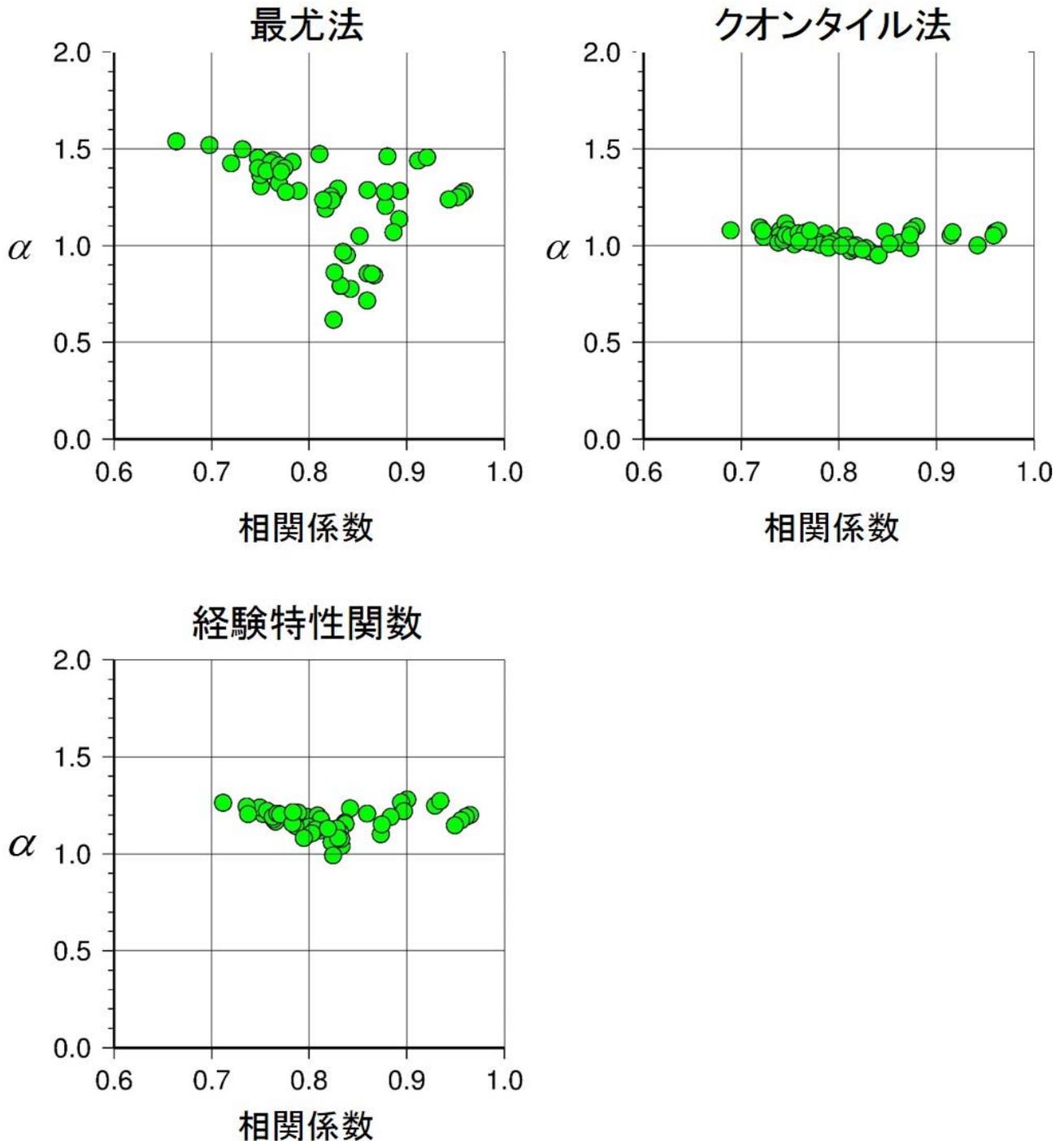


Figure III-28 Lévy PDF とヒストグラムの相関係数とパラメータ α

Lévy PDF と X_x のヒストグラムの相関係数を x 軸に、Lévy 分布のパラメータ α を y 軸に示した図である。Lévy 分布については 2.3 節で述べたように、最尤法、クオンタイル法、経験特性関数の 3 種類の方法で算出している。x 軸より、両者の相関がいずれの手法においても高いことが分かる。また y 軸より、パラメータ α の値が 2.0 ではないため、Gauss PDF とは別の分布であることが分かる。

経験特性関数	1.17 ± 0.06	-0.27 ± 0.17	3.36 ± 0.41	3.13 ± 0.54
--------	-----------------	------------------	-----------------	-----------------

また、極値についての再現性を確認するために、Lévy PDF とヒストグラムの対数の相関係数を求めた。その結果、相関係数の範囲は最尤法では $0.61 \leq R \leq 0.95$ 、クオンタイル法では $0.85 \leq R \leq 0.95$ 、経

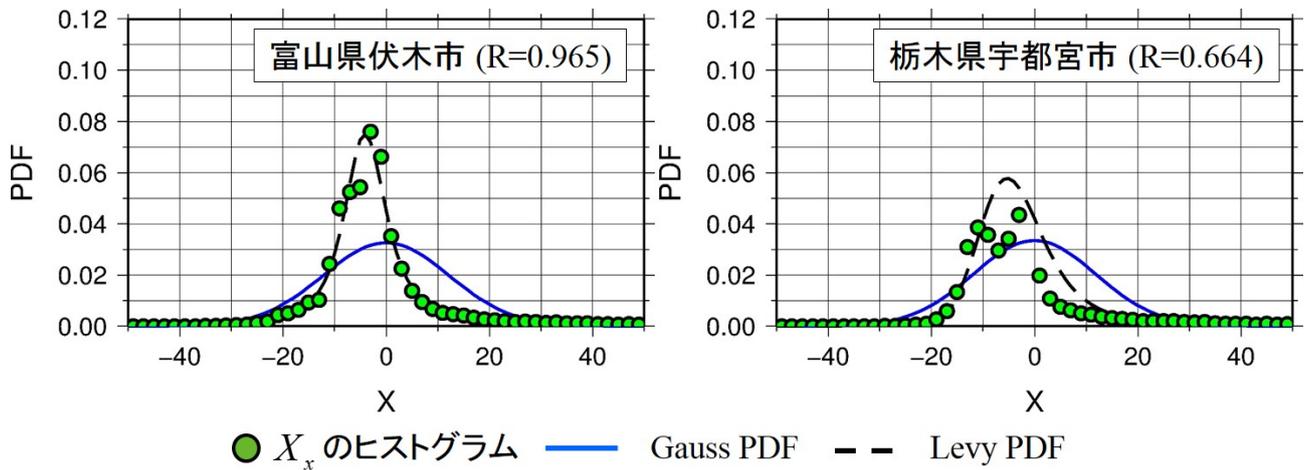
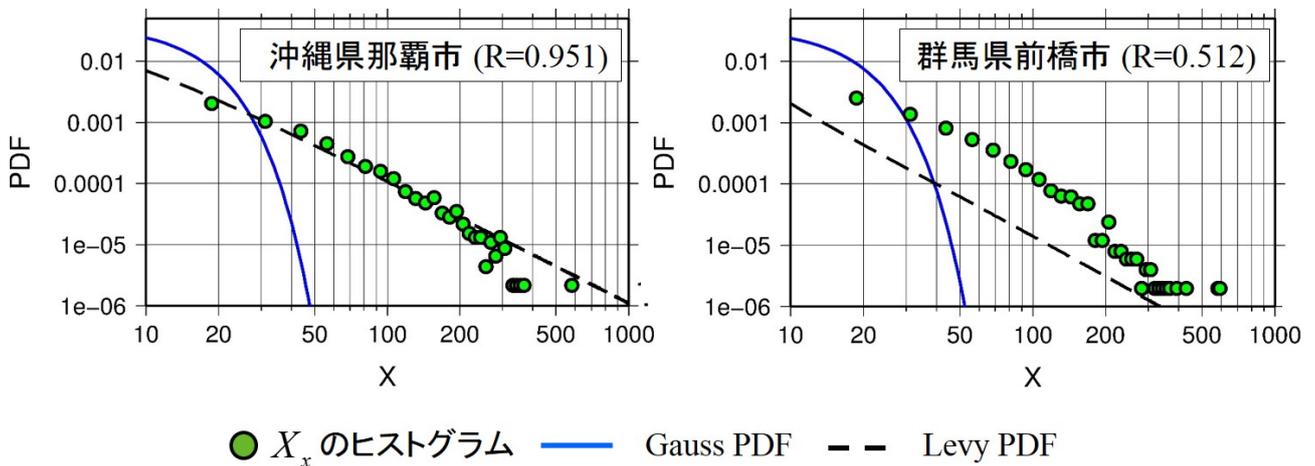


Figure III-29 富山県伏木市及び栃木県宇都宮市における X_x のヒストグラムと PDF の関係

左図が Lévy PDF と X_x のヒストグラムの相関が最も高い富山県伏木市，右図が両者の相関が最も低い栃木県宇都宮市における X_x のヒストグラム（緑丸），Gauss PDF（青線），Lévy PDF（破線）を示している。いずれの場合においても，Gauss PDF に比べて Lévy PDF の方がヒストグラムをよく表していることが分かる。



経験特性関数では $0.51 \leq R \leq 0.85$ と，いずれの手法においても高い相関を示した。Figure III-30 は Figure III-28 と同様に，横軸を相関係数，縦軸をパラメータ α としたときの分布図である。これより，対数の場合においては，クオンタイル法が Lévy PDF とヒストグラムに最もふさわしいことがわかった。

また，箇所毎にそれぞれの分布を確認したところ，クオンタイル法によって算出された那覇（沖縄）において最も両者の相関が高くなり，経験特性関数によって算出された前橋（群馬）において最も相関係数が低くなることが分かった。この2箇所の結果についてはエラー！参照元が見つかりません。にそれぞれ示したが，緑丸が X_x のヒストグラムを，青線が Gauss PDF を，破線が Lévy PDF を示している。

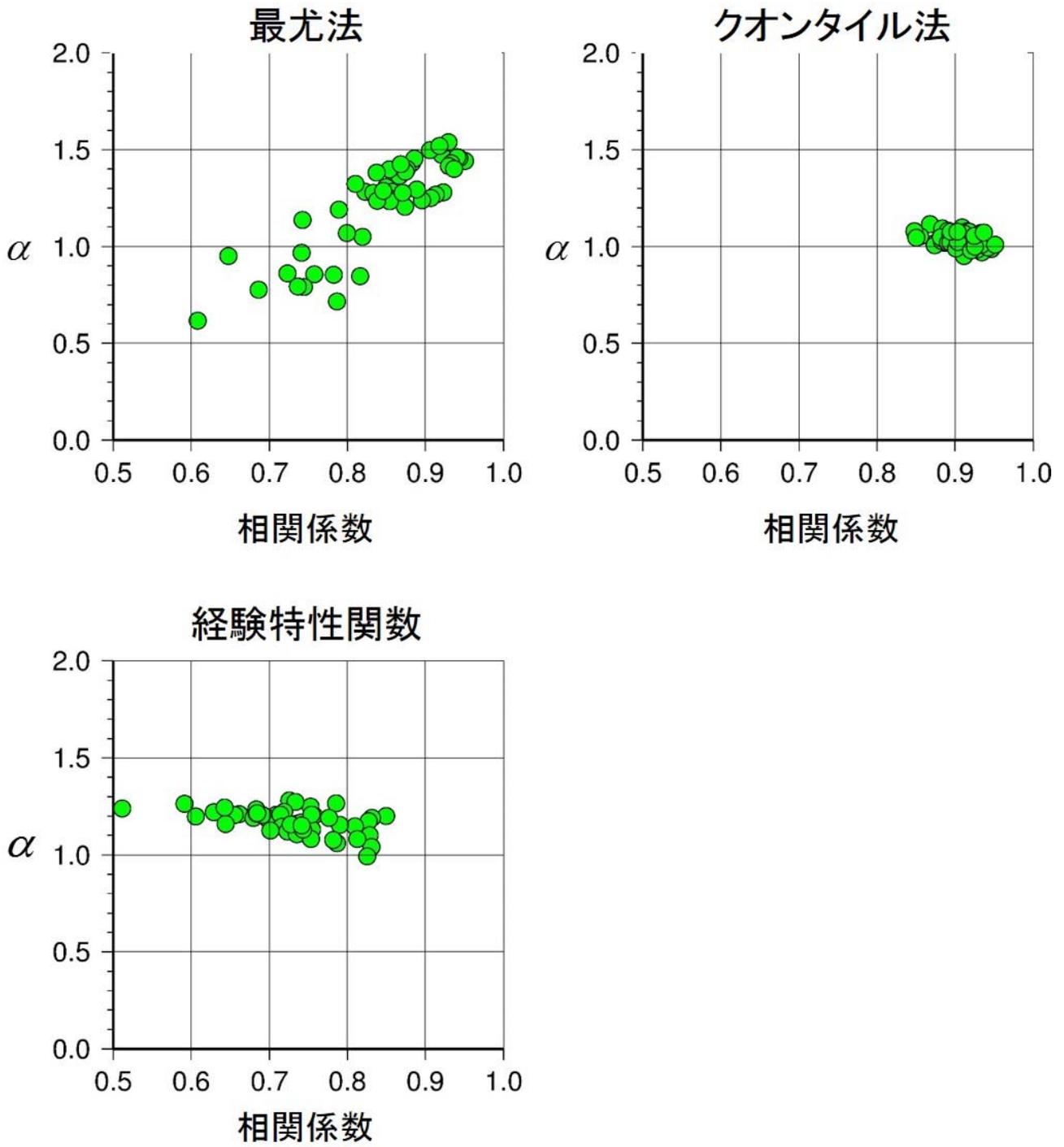


Figure III-30 Lévy PDF とヒストグラムの極値における相関係数とパラメータ α (対数)

Lévy PDF と X_x のヒストグラムの相関係数を x 軸に、Lévy 分布のパラメータ α を y 軸に示した図である。極値に着目するため、対数としたときの値を示している。Lévy 分布については 2.3 節で述べたように、最尤法、クオンタイル法、経験特性関数の 3 種類の方法で算出している。x 軸より、特にクオンタイル法において高いことが分かる。また y 軸より、パラメータ α の値が 2.0 ではないため、Gauss PDF とは別の分布であることが分かる。

(3) 日降水量の再現

前節では、 X_x の分布の、とりわけ極値について、Lévy分布に従っていることが示された。この節では、我々の提案する指数フィルターとLévy分布を用いた日降水量の再現手法について説明する。このe-modelは2.2節、2.3節で述べたfBmやfLmとスペクトル解析を行う過程においてよく似ているが、パワースペクトルの分布についてはfBm、fLmがlog-log linearで減衰するのに対し、e-modelは指数関数的に減衰しているという違いがある。

Lévy乱数

この節で求める人工的な日降水量偏差 $\Delta R'$ は式(III-13)における左辺を ΔR から $\Delta R'$ に読み替えることで算出できる。ここで、乱数 X_x を生成する際に、Table III-2で示したオリジナルの日降水量偏差 ΔR から算出した4つのパラメータを用いた。この解析においては、Lavallée (2008)³⁾で示したtruncated Lévy lawを用いている。すなわち、通常のLévy乱数ではなく、オリジナルの ΔR における上限と下限を生成した $\Delta R'$ にあてはめ、その上限値・下限値を超えた乱数については利用しないこととした。つまり、仮に100年分のデータを作成するという場合は、100年×361日=36,100個の乱数が必要となるが、上限値・下限値によって制限される分の乱数計算数を増やす必要がある。そのため、この解析においては100年分のデータを作成するために最低限必要なデータ数36,100個×2=72,200個の乱数 X_x を生成している。

生成した日降水量偏差 $\Delta R'$ の性質

生成した日降水量偏差 $\Delta R'$ のスペクトル解析を行うと、Figure III-31で示したように、オリジナルの日降水量偏差 ΔR と比べて、そのパワースペクトルの値が非常に小さいことがわかる。ここで、Figure III-31では、 $\Delta R'$ のパワースペクトルを青丸、その指数フィルターを赤線で、 ΔR のパワースペクトルを黄丸、その指数フィルターを緑線で示している。

この原因は式(III-13)における“ α ”である。すなわち、左辺である $\Delta R'$ と右辺である乱数 X_x から算出する数値は比例関係にあるのであって、イコールではない。実際、両者の指数フィルターにおける切片 a は確かに異なるが、曲率 b はほぼ同じ値であった。以上のことから、両者が比例関係にあることが仮定できる。

そのため、これをイコールとするためには次式で示されるような比例係数を算出し、その後、この仮説が正しいことを確認するために、両者のパワースペクトルを比較することとした。

$$\Delta R \approx k \cdot \Delta R' \quad (\text{III-15})$$

この式において、比例係数 k は ΔR における切片 a と、 $\Delta R'$ における切片 a が等しくなるように算出した。その結果、51の観測所における比例係数 k の値は $k = 2.44 \pm 0.43$ になることが分かった。次に、 $k \cdot \Delta R'$ のスペクトル解析を行ったところ、Figure III-32に示したように、オリジナルの日降水量偏差 ΔR におけるパワースペクトルの分布とほぼ等しいことが分かった。以上の結果より、仮説としていた式(III-15)が正しいと判断した。すなわち、比例係数 k を用いたe-modelによって、日降水量偏差 ΔR が再現可能であることが分かった。

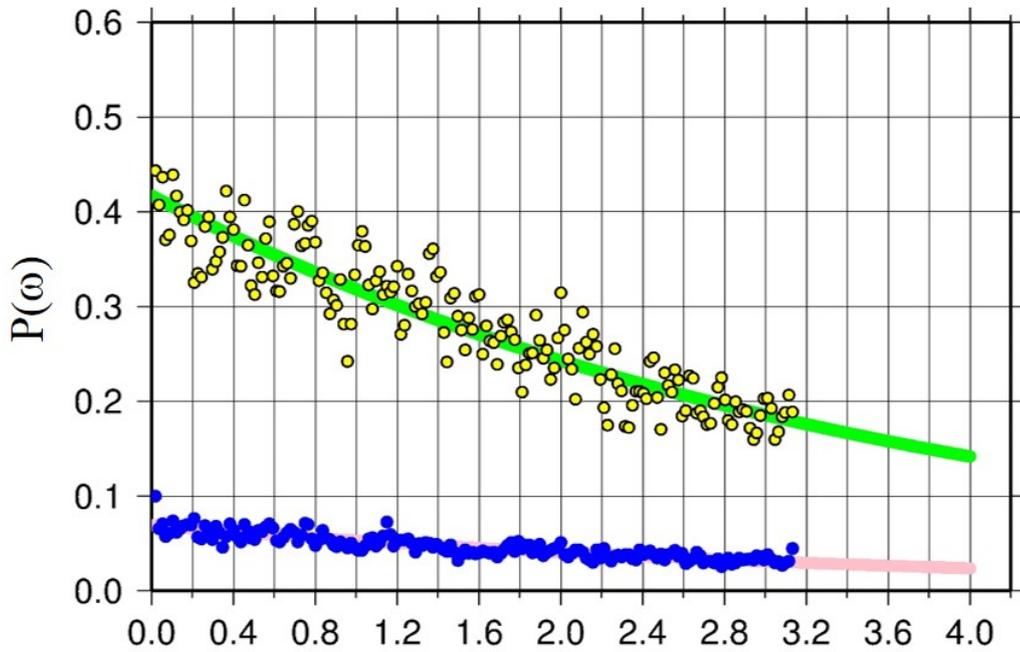


Figure III-31 三重県津市における ΔR と $\Delta R'$ のスペクトル解析結果

オリジナルの日降水量偏差 ΔR におけるパワースペクトル (黄丸) とその指数フィルター (緑線) と比べて、生成した日降水量偏差 $\Delta R'$ におけるパワースペクトル (青丸) とその指数フィルター (赤線) はその値がとても低いことが分かる。しかしながら、両者の指数フィルターの曲率 b の値はほぼ等しい。

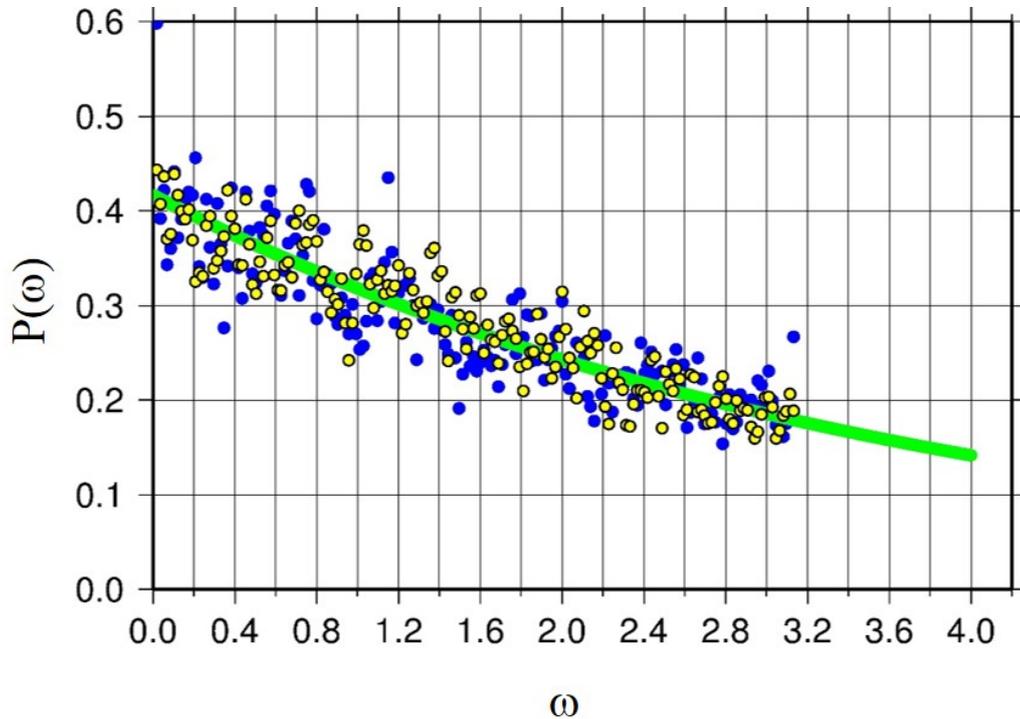


Figure III-32 三重県津市における ΔR と $k \cdot \Delta R'$ のスペクトル解析結果

オリジナルの日降水量偏差 ΔR と生成した日降水量偏差 $k \cdot \Delta R'$ のパワースペクトルを見ると、両者が等しいことが分かる。このときの凡例は Figure III-31 と等しい。

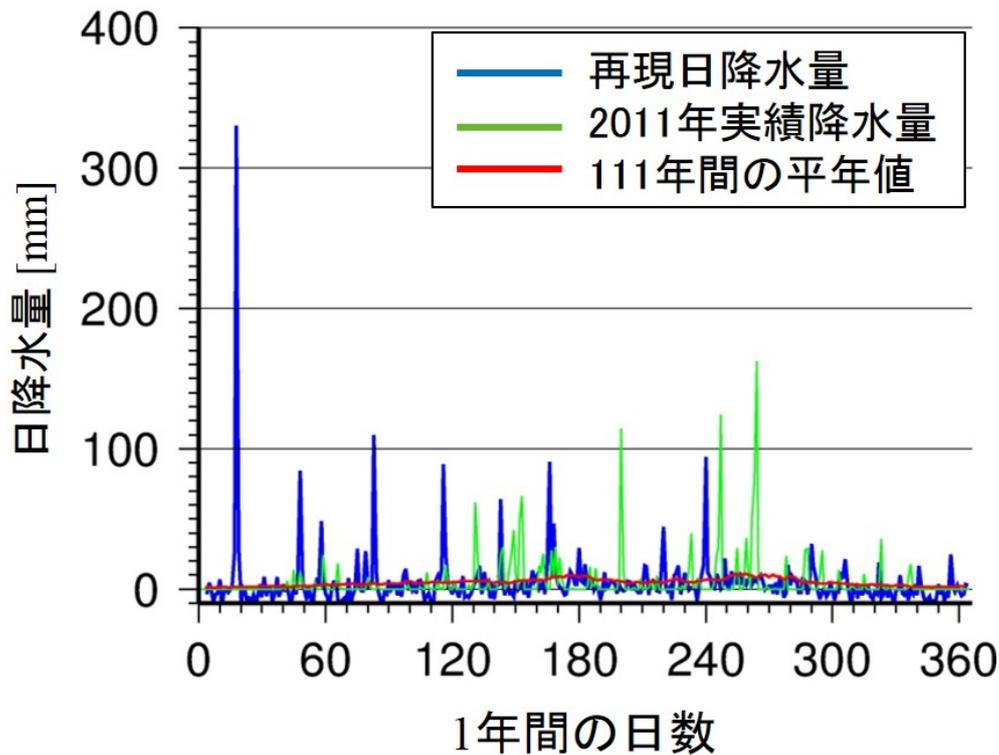


Figure III-33 三重県津市における再現日降水量 R' と 2011 年実績降水量の比較

三重県津市における $R'(m, n)$ (青線), 三重県津市における 2011 年の実績降水量 (緑線), 及び 111 年間の平年値 $\bar{R}(n)$ (赤線) を示している. この内, $R'(m, n)$ に着目すると, 負の値があることが分かる.

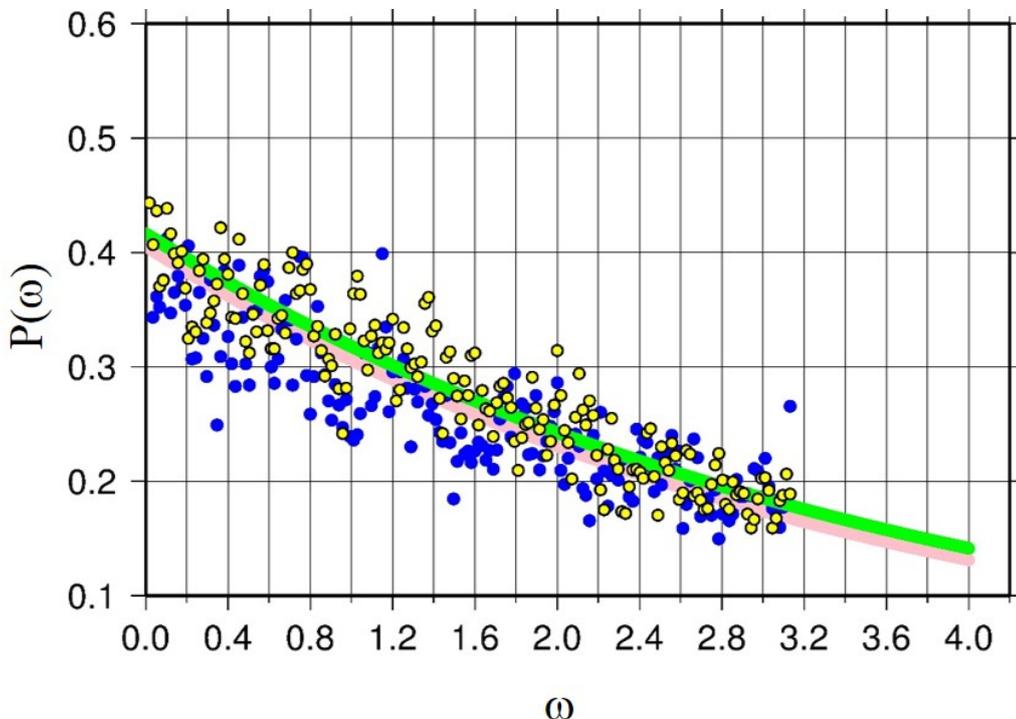


Figure III-34 三重県津市における負の値をゼロとした場合の日降水量偏差 $\Delta R''$ と $k \cdot \Delta R'$ のスペクトル解析結果

$\Delta R''$ のパワースペクトル (青丸) 及びその指数フィルター (赤線) は $k \cdot \Delta R'$ のパワースペクトル (黄丸) 及びその指数フィルター (緑線) と比べて, 多少値が小さくなっているものの, 大きな差異はなかった.

負の値の修正

これまでの手法により、日降水量偏差 $k \cdot \Delta R'$ を再現することができた。そのため、4.1 節で述べたように、 $\Delta R(m, n) = R(m, n) - \bar{R}(n)$ の関係式を用いて、 $R'(m, n) = \bar{R}(n) + k \cdot \Delta R'$ とすることで、日降水量の再現値 $R'(m, n)$ が得られる。ここで、年数 m は最大 111 年間、1 年間の日数 n は 361 日である。Figure III-33 はこの方法によって算出した三重県津市における $R'(m, n)$ (青線)、三重県津市における 2011 年の実績降水量 (緑線)、及び 111 年間の平年値 $\bar{R}(n)$ (赤線) を示している。この内、 $R'(m, n)$ に着目すると、負の値があることが分かる。しかしながら、当然ではあるが、降水量に本来、負となる値は存在しない。そのため、新しい変数 R'' と次式のように定義した。

$$\begin{aligned} R'' &= R' \quad (R' \geq 0) \\ R'' &= 0 \quad (R' < 0) \end{aligned} \tag{III-16}$$

すなわち、日降水量の再現値 R' が負の場合のみ、ゼロ (無降水) としたのである。しかしながら、負の値をゼロとした場合の日降水量偏差 $\Delta R''$ のパワースペクトルが $k \cdot \Delta R'$ のパワースペクトルとあまりに異なってしまうならば、この手法は適用できない。そのため、負の値をゼロとした場合の日降水量偏差 $\Delta R''$ と $k \cdot \Delta R'$ のパワースペクトルを比較した。

その結果、Figure III-34 に示すとおり、 $\Delta R''$ のパワースペクトル (青丸) 及びその指数フィルター (赤線) は $k \cdot \Delta R'$ のパワースペクトル (黄丸) 及びその指数フィルター (緑線) と比べて、多少値が小さくなっているものの、大きな差異はないとして、この手法が適切であったと判断した。

第5章 結論

本章において、日本全国に 51 箇所ある 100 年以上の蓄積データのある観測所における日降水量データについて統計確率モデルを適用し、その再現を行った。日降水量偏差に対するスペクトル解析の結果、パワースペクトルの分布が指数関数的に減衰していることが分かったため、一般的に用いられるフラクタルフィルターではなく、指数フィルターを用いて再現可能であると考えた。また、オリジナルの日降水量偏差から算出した乱数 X_x が Lévy 分布に従っていることが分かった。以上の結果より、我々はこの日降水量偏差について、我々が新しく提案する e-model による再現が可能であることが分かった。e-model による再現の結果、いずれの観測所のデータについても、蓄積データと同じ性質を持つ日降水量が再現できた。

第IV部 本論文の結論

本論文では、大きく分けて2つの手法を用いて極端自然現象のモデル化を行った。

一つ目は、東日本大震災における津波浸水域について、新聞記事と標高データより算出した津波浸水深（浸水深の標高）をスプライン補間によって再現を行ったものである。これについては、新聞記事の精度、標高データの精度等で課題はあるものの、現地観測及び衛星データを用いて算出した既存の手法とほぼ同様の津波浸水域が算出された。また、他の手法にはない我々独自の利点として、石碑や神社等の過去の津波資料を用いて、当時の津波浸水域を推定できるという点である。もちろん、そのためにはそのような津波資料を収集する必要があるが、これについては東日本大震災後に多くの研究チームで研究対象とされており、本論文による津波浸水域の推定手法がそれらの一助となれば幸いである。

二つ目は、非線形確率統計モデルを用いた降水量のモデル化である。これについては、Lavallée (2008)³⁾ で提案されている fBm 及び fLm を用いたものと、その手法を発展させる形で我々が提案した e -model を用いたものについて述べた。前者は2011年の台風12号に着目し、解析雨量を用いた時空間解析において、 fBm もしくは fLm が適用可能であるのかを明らかにしたものである。この結果としては、時間データについては fLm で、空間データについては fBm で再現可能であることが分かった。後者は日本全国で100年以上の蓄積データがある51箇所の気象観測所における日降水量時系列データに対して我々の提案する e -model を適用したものである。この結果としては、いずれの観測所のデータに対しても日降水量時系列データはこの e -model を用いて再現が可能であり、その再現データは蓄積データと統計的に同質であり、その分布形についても似通っていることが分かった。

謝辞

この論文をまとめるにあたり、始暖かい激励とご指導、ご鞭撻を頂いた三重大学大学院生物資源学研究科教授 葛葉泰久博士に心より感謝申し上げます。葛葉博士には、筆者の三重大学生物資源学部及び大学院生物資源学研究科在学中より、フラクタル、フーリエ変換及び降水データの解析手法だけではなく、文章の書き方及びプログラムの作り方等の基本事項に関してもご指導をいただきました。研究を進めるための環境を整備いただき、ここまで導いていただいたことに心より感謝申し上げます。

また、第 II 部においては、三重大学大学院生物資源学研究科に在籍されていた故 福山薫博士がお元気であられた際に根気よく教えていただいた GIS の知識がなければ、この研究は不可能であったことを記すとともに、ご冥福をお祈りいたします。

学士過程、修士課程、及び博士課程在学中に貴重なご意見、ご鞭撻をいただいた三重大学大学院生物資源学研究科教授 関根義彦博士、同教授 松村直人博士、同教授 立花義裕博士、同特認教授 小田卷実教授、同准教授 清澤秀樹博士、同准教授 大野研博士、同講師 松尾奈緒子博士、及び同助教 伊藤良栄博士に心より感謝申し上げます。

また、三重大学大学院生物資源学研究科修了生の吉川沙耶花さん、桜井秀宣君、酒井直人君、東祐次君、宗本政紀君、立浪勢津子さん他、多くの卒業生及び在学生の皆さんの存在が、研究を進めていく上で、大きな励みになったことをここに記すとともに、心から感謝申し上げます。

最後になりますが、いつも心の支えになってくれた家族たちに心から感謝します。

参考文献

II 津波浸水域の空間分布推定に関する新手法

- 1) 平原和朗・澁谷拓郎: 2011年東北地方太平洋沖地震 Mw9.0: 概要, 自然災害科学, Vol. 31, No. 1, pp. 3-22, 2012.
- 2) 警察庁: 被害状況と警察措置, <http://www.npa.go.jp/archive/keibi/biki/higaijokyo.pdf>, 2013年1月9日閲覧.
- 3) 朝日新聞: 「死因の9割, 水死と判明 被災3県の検視結果 東日本大震災」, 2011年4月20日朝刊.
- 4) 原口強・岩松暉: 東日本大震災 津波詳細地図, 古今書院, 2011.
- 5) 国土地理院: 10万分1浸水範囲概況図, <http://www.gsi.go.jp/kikaku/kikaku60003.html>, 2013年3月18日閲覧.
- 6) 国土地理院: 2万5千分1浸水範囲概況図, <http://www.gsi.go.jp/kikaku/kikaku40014.html>, 2013年3月18日閲覧.
- 7) 経済産業省: 事業継続計画(BCP)策定ガイドライン, www.meti.go.jp/policy/netsecurity/downloadfiles/6_bcpguide.pdf, 2013年6月8日閲覧.
- 8) 朝日新聞: 「東日本大震災理由の解雇, 急増 計画停電での拡大懸念 被災地以外でも」, 2011年3月29日夕刊.
- 9) 朝日新聞: 「富士通, 素早い復旧 福島・伊達市のパソコン工場」, 2011年4月15日朝刊.
- 10) 内閣府: 中央省庁業務継続ガイドライン第1版, http://www.bousai.go.jp/jishin/gyomukeizoku/pdf/gyoumu_guide_honbun070621.pdf, 2013年1月30日閲覧.
- 11) 阿部壽・菅野喜貞・千釜章: 仙台平野における貞観11年(869年)三陸津波の痕跡高の推定, 地震第2輯, Vol. 43, No. 4, pp. 513-525, 1990.
- 12) YOMIURI ONLINE: 「此処より下に家を建てるな…先人の石碑, 集落を救う」, 2011年3月30日, <http://www.yomiuri.co.jp/national/news/20110329-OYT1T00888.htm>, 2013年2月5日閲覧.
- 13) 朝日新聞社: 朝日新聞縮刷版 東日本大震災 特別紙面集成 2011.3.11~4.12, 2011.
- 14) 読売新聞社: 読売新聞 特別縮刷版 東日本大震災 1か月の記録, 2011.
- 15) 河北新報社: 河北新報 特別縮刷版 3・11東日本大震災 1か月の記録, 2011.
- 16) 中日新聞・東京新聞記事検索サービス: <http://ace.cnc.ne.jp/GU100>, 2013年1月9日閲覧.
- 17) 国土交通省国土政策局: 国土通知情報ダウンロードサービス, <http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>, 2013年1月9日閲覧.
- 18) 国土交通省国土地理院: 基盤地図情報サイト, <http://www.gsi.go.jp/kiban/>, 2013年1月9日閲覧.
- 19) 株式会社エコリス: 基盤地図情報 標高DEMデータ変換ツール, <http://www.ecoris.co.jp/contents/demtool.html>, 2013年1月9日閲覧.
- 20) 東京大学生産技術研究所地球環境工学研究グループ東日本大震災初動対応プロジェクト: http://stlab.iis.u-tokyo.ac.jp/eq_data/, 2013年1月15日閲覧.
- 21) 東北地方太平洋沖地震津波合同調査グループ: <http://www.coastal.jp/ttjt/>, 2013年6月9日閲覧.
- 22) 気象庁: 津波について, <http://www.jma.go.jp/jma/kishou/knownow/faq/faq26.html>, 2013年3月19日

閲覧.

- 23) 河北新報:「2 度の大震災越え」, 2011 年 3 月 15 日朝刊.
- 24) GRASS GIS, <http://grass.osgeo.org/>, 2013 年 3 月 15 日閲覧.
- 25) 高橋大輔: 数値計算, 岩波書店, 1996.
- 26) Fletcher, Y. and Mcallister, D. F.: Automatic tension adjustment for interpolatory splines, *Computer Graphics and Applications*, IEEE, vol. 10 (1), pp. 10-17, 1990.
- 27) 赤塚ら: 甲府盆地における夏季夜間のヒートアイランド現象, *日本ヒートアイランド学会論文集*, vol.6, 2011.
- 28) 社会情報サービス統計調査研究室: 第 53 話「2 人の鑑定結果 - カッパ係数による一致度の計算」, <http://software.ssri.co.jp/statweb2/column/column0810.html>, 2013 年 3 月 24 日閲覧.
- 29) Kundel, H. L. and Polansky, M.: Measurement of observer agreement, *Radiology*, 228, pp. 303-308, 2003.
- 30) 国際医療福祉大学保健医療学部理学療法学科 下井研究室: κ 係数 (kappa coefficient), <http://shimoi.iuhw.ac.jp>, 2013 年 3 月 24 日閲覧.
- 31) 八重山地方防災連絡会: 津波防災マニュアル, <http://www.jma-net.go.jp/ishigaki/tmanual/home.htm>, 2013 年 3 月 26 日閲覧.

III 確率モデルによる降水量の時空間分布のモデル化手法

- 1) J. S. Gagnon, S. Lovejoy and D. Schertzer, "Multifractal earth topography," *Nonlinear Processes in Geophysics*, Vol. 13, 2006, pp. 541-570.
- 2) D. Lavallée and R. J. Archuleta, "Stochastic modeling of slip spatial complexities for the 1979 Imperial Valley, California, earthquake," *Geophysical Research Letters*, Vol. 30, No.5, 2003, p.1245, doi:10.1029/2002GL015839.
- 3) D. Lavallée, "On the random nature of earthquake sources and ground motions: a united theory," *Advances in Geophysics*, Vol. 50, 2008, pp. 427-461. doi: 10.1016/S0065-2687(08)00016-2.
- 4) S. Lovejoy and D. Schertzer, "Multifractals and Rain. New Uncertainty Concepts," In: *Hydrology and Hydrological modelling*, Kundzewicz, A. W., ed., Cambridge Press, Cambridge, 1995, pp. 62-103.
- 5) D. Schertzer and S. Lovejoy, "Physical Modeling and Analysis of Rain and Clouds by Anisotropic Scaling Multiplicative Processes," *Journal of Geophysics Research*, Vol. 92, 1987, pp. 9692-9714.
- 6) I. Tchiguirinskaia, S. Lu, F. J. Molz, T. M. Williams, and D. Lavallée, "Multifractal versus monofractal analysis of wetland topography," *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol. 14, No. 1, 2000, pp. 8-32.
- 7) T. M. Over and V. K. Gupta, "Statistical analysis of mesoscale rainfall: Dependence of a random cascade generator on large-scale forcing," *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 33, 1994, pp.1526-1542.
- 8) L. LeCam, "A stochastic description of precipitation," *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 1961, pp. 165-186.
- 9) P. J. Brockwell and R. A. Davis, "Time Series: Theory and Methods (2nd ed.)," Springer-Verlag,

New York, 1991.

- 10) G. Box and G. M. Jenkins, "Time Series Analysis: Forecasting and Control, Second edition," Holden-Day, San Francisco, 1976
- 11) P. S. P. Cowperthwait, "Further developments of the Neyman–Scott clustered point process for modelling rainfall," *Water Resources Research*, Vol. 27, 1991, pp.1431–1438.
- 12) E. C. Waymire, V. K. Gupta, and I. Rodriguez-Iturbe, "A spectral theory of rainfall intensity at the meso- β scale," *Water Resources Research*, 20, 1984, pp. 1453–1465.
- 13) J. B. Valdes, "Issues in the modelling of precipitation", In: *Stochastic Hydrology and its Use in Water Resources Systems Simulation and Optimization*, NATO ASI Series Volume 237, 1993, pp. 217–220.
- 14) S. Lovejoy and D. Schertzer, "Scale, scaling and multifractals in geophysics: Twenty years on," In: Tsonis A. A. and J. Elsner eds, *Nonlinear dynamics in Geosciences*, Springer, New York, 2007, pp. 311–337.
- 15) J. Wilson, D. Shertzer, and S. Lovejoy, "Continuous multiplicative cascade models of rain and clouds," In: Schertzer, D and S. Lovejoy, eds., *Non-linear variability in geophysics*, Kluwer, Dordrecht, 1991, pp. 185–207.
- 16) B. B. Mandelbrot, "Fractal geometry in nature," W. H. Freeman and Company, San Francisco, 1982.
- 17) U. Frisch and G. Parisi, "Turbulence and Predictability of Geophysical Flows and Climate Dynamics," Varenna summer school LXXXVIII, 1983.
- 18) J. Feder, "Fractals (Physics of Solids and Liquids)," Springer, New York, 1988.
- 19) K. Falconer, "Fractal Geometry: Mathematical Foundations and Applications," Wiley, Chichester, 2003.
- 20) D. Lavallée, "Multifractal analysis and simulation techniques and turbulent fields," Ph.D. dissertation, McGill University, Montreal, 1991.
- 21) 遠藤靖, "確率モデルの基礎", 東京電機大学出版局, 2002.
- 22) 山本有作, "応用数理工学特論「コンピューテーショナル・ファイナンスの基礎」2.3 確率過程", 2004.
- 23) B. B. Mandelbrot and J. W. Van Ness, "Fractional Brownian motions, fractional noises and applications", 1968, *SIAM Rev.* 10; 422-437.
- 24) 気象庁: 平成 20 年 8 月末豪雨について (平成 20 年(2008 年)8 月 26 日~8 月 31 日), <http://www.jma.go.jp/jma/press/0809/01d/gouubessi200808.pdf>, 平成 26 年 1 月 26 日閲覧.
- 25) 消防庁: 平成 20 年 8 月末豪雨による被害状況 (第 1 2 報), <http://www.fdma.go.jp/data/010905010939535810.pdf>, 平成 26 年 1 月 26 日閲覧.
- 26) 気象庁, "台風 12 号による大雨", http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/data/bosai/report/new/jyun_sokuji20110830-0906.pdf, 平成 23 年 9 月 7 日速報, 平成 25 年 10 月 10 日閲覧.
- 27) 消防庁, "台風 12 号による被害状況及び消防機関の活動状況等について (第 20 報)", <http://www.fdma.go.jp/bn/2012/detail/731.html>, 平成 25 年 10 月 10 日閲覧.
- 28) 国土交通省: 平成 24 年台風第 4 号による被害状況等について (第 3 報),

<http://www.mlit.go.jp/common/000214391.pdf>, 平成 26 年 1 月 26 日閲覧.

- 29) P. Liu, R. Archuleta, and S. Hartzell, "Prediction of broadband ground-motion time histories: Hybrid low/high-frequency method with correlated random source parameters," *Bulletin of the Seismological Society of America*, Vol. 96, No.6, 2006, pp.2118–2130, doi: 10.1785/0120060036.