

Regional Disparity of Seismic Risk in Japan and its Pricing

Hiroyuki Ogura,^a

^a *Tokyo Institute of Technology Graduate School of Innovation Management*

^{b,j} *Japan Management Actuarial Consulting Co.,Ltd.*

Abstract: As is often the case with Natural disaster, Seismic Risk is difficult to measure. In the previous paper we saw that one of the effective tools is Pareto distribution and its transformation.

For this purpose, selection of appropriate method of claim data handling is important. In the previous paper, Ogura(2015), we proposed some calculation method of such long tail claim data, what is called distorted Pareto distribution method (DPDM), and gave a numerical example was introduced using the data on the seismic hazard map which is provided by National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention. In this article, we investigate whether or not DPDM can be applied to the evaluating of regional disparity and low-intensity seismic risk.

This article applies DPDM for the regional subset of previous seismic hazard data, in which General Insurance Rating Organization in Japan(GIROJ) gives a unique rate, and confirms the validity of DPDM.

Keywords: General Insurance Rating Organization in Japan, earthquake insurance, Premium, power distribution, distorted Parato distribution method, measure transformation; equilibrium theory

The premium rate of public earthquake insurance in Japan is determined for each prefecture. The value has a disparity according to the magnitude of the engineering-evaluated risk for each region. However, the disparity is much smaller than the disparity of regional seismic risks evaluated mechanically from the viewpoint of seismology.

地震リスクの地域別格差とパレート分布による料率評価について

小倉 宏之^{a,b}

^a 日本経営数理コンサルティング株式会社

1 はじめに

地震保険の料率は自動車保険や生命保険等と異なり、大数の法則に基づく料率算出が困難である。具体的には損害保険料率算出機構が、地震とこれにより引き起こされる災害に関する膨大な観測データとそれにより作られる工学的モデルの分析に基づき、事故発生確率・ハザードカーブに基づく推計損害額を細かく求めて、地域毎・建物の構造的区分に応じて「保険料」を算出している。その格差は一般に最大でも3倍程度である。

ところが、日本における地震リスクを統一的基準で集積したデータベースである防災科学技術研究所「地震ハザードステーション」にある地域別の強い地震（震度6弱以上、あるいは震度6強以上の地震）発生確率に関するばらつきを見てみると、地域別・都道府県別の格差は100倍を優に超える。これほどの格差がなぜ保険料に影響しないのだろうか。

これは、地域別の評価において国民の実質的な負担能力・国民間の公平性に照らし、観測されたリスクに対する重み付けの変更（つまり測度変換）を行っているためである。2015年9月末に届け出られた地震保険の改訂もまた、地震の自然科学的なモデルの見直しだけでなく、そうした測度変換の一つとみなすことができる。

この変更の事情は、損害保険料率算出機構が2015年9月末に金融庁長官へ届け出た改定内容とその詳細説明に述べられていて、これによると、地震モデルの改定によるリスクの大幅な変動を、2016年から3回の改定に分けて段階的に実施することとし、かつ改定が速やかになされないことによる積立の遅れ分は「3段階の引き上げ実施後の改定にて対応する」即ち問題を先送りすることを認めている。これは地域別の評価において国民の実質的な負担能力・国民間の公平性・さらには異時点間の公平性にも配慮し、観測されたリスクに対する重み付けの変更（つまり測度変換）を段階的に行っているためである。

このような調整について明示的に意識し、特に風水災に関するファットテールリスクを取り扱った先行研究は数多くある。例えばFroot, editor(1999) [10]においては、再保険会社がこうしたリスクを会社間・あるいは異時点間で分散し管理する役割をどのように果たしているかについての研究が紹介されている。また、社会現象におけるファットテールリスクの扱いという点では、Zajdenweber(1996)[11]において「事業中断保険」というフランスの実例が取り上げられ、詳しく論じられている。しかしながらリスクの分散手段としての「測度変換」について論じた先行研究は見当たらず、また地震リスクをテーマとして同様なことを論じた事例も見つけることができなかった。よってこれが経済的にどのような意味を持つのかを明らかにすることは、地震リスクに対処する国家政策としての地震保険制度・それを補完する民間保険会社の地震リスク対応商品の経済的な効率性を評価する上で有用である。

その理解のために、最近の研究成果によって増大した地震リスクに関する膨大な知見への専門的理解は、保険業の一環として保険料率の算出や準備金の積立基準を検討するアクチュアリーにとって必ずしも必要ではない。与えられた地震動データベースのデータから「最小のメッシュ状領域別のリスクの大きさ」に関する情報をどのように選別し、それを踏まえて都道府県ごとの（あるいは北海道・東北・関東・東海といった地域区分ごとの）地震保険料を計算するか、その考え方の整理が、アクチュアリーの役目である。その試

みの一環として小倉(2015)[8]では、前述の地震保険を簡略化したモデル的保険を素材とし、あえて全国一律にそのリスクを評価しようとする裾野の広いパレート分布の評価に帰着できるよう、ある種の測度変換（以下、修正パレート評価法と称する。またこの測度変換がなされたパレート分布を、修正パレート分布と称する。）を提案した。そして、その測度変換と経済合理性との間には Bühlmann,H.(1980)[11]で提案され、Bühlmann,H.(1984)[12],等で拡張された手法と関係付けられることを明らかにした。

一方で[8]で上げた計算事例は「震度 6 強以上の地震が起きるか否か」という単純なケースのみを捉えたものでしかなく、損害保険料率算出機構が実際に地震保険制度の保険料算出のモデルとしてはややラフに過ぎるものであるため、より本格的な計算においても同様な「パレート性」が現れ、提案済みの測度変換と関連づけられるのかどうか、明らかではなかった。

そこで本稿では、この実データに対する小倉[8]で提案した考察を、新たに 2 つの側面から取り上げる。ひとつは、共通の保険料率が定められた地域（共通料率地域）別データについても「パレート性」が現れるか否かを確認した。その結果「30 年以内に震度 6 強以上の地震が発生する確率」では概ね成立しているものの、より発生蓋然性の高い「30 年以内に震度 6 弱以上の地震が発生する確率」では、地域によって必ずしも成り立たず、さらに低い「30 年以内に震度 5 強以上（5 弱以上）の地震が発生する確率」ではほぼ成り立たないことが分かった。またさらに地域区分を細かく、都道府県単位で見た場合、パレート性は地域のメッシュ数に必ずしも左右されるわけではなく、寧ろ平均発生率の低さによるところが大きいことが判明した。またこれらの要件の混合分布（異なる震度の組み合わせ）

第 2 の側面として、パレート性の確認を密度関数の導出ではなく累積確率関数へのあてはめによって行うこととした。この手法においても、地震リスクにおけるパレート性はほぼ同様に見出すことができることが確かめられる。密度関数のあてはめとの間で比較を行ったところ、

より本来的な地震保険の料率設計に近い計算として、最小メッシュごとに「30 年以内に震度 6 弱以上の地震が発生する確率」と「30 年以内に震度 6 強以上の地震が発生する確率」の関数という定め方をした場合の計算値について「パレート性」がどのように現れるか、同じ料率の適用されている都道府県群団別に確かめた。この計算は、小倉[8]の 3.3 節にて理論的展望の一つとして考察した、パレート分布に従う異なる複数の確率変数の線形結合となる確率変数が従う分布（これを「広義パレート分布」と呼んでいる）の構成をこの実例データにおいて行うことと同様である。結果は、「震度 6 弱以上」よりも良好な「パレート性」が確認できるというものであった。もし「地震保険の給付」をよく再現する線形結合が得られ、かつそのパレート性が認められるならば、これにより地域別地震保険の格差をパレート分布のロングテール性から得られるものとして説明することができる。計算の結果、その方向性を相関があるとは限らない場合において確認することができた。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節ではまず、基本的な事項として日本における地震保険の料率について概説し、その料率について「地域別格差」という見地からその特徴を調べ、小倉[8]での手法が地域別に有効であるかどうかにつき比較する。第 3 節では各領域毎のデータについて、累積確率関数に基づき「震度 6 弱以上」より緩い条件までカバーしたリスクに対する対数回帰分析を行ない、前回と同様な議論がどこまで有効であるか、以前の手法とどう結果が変わるかについて調べ、各々の特徴を比較した。4 節で、今後の課題と展望を述べる。

2 地域別地震リスク格差のパレート性分析による比較

2.1 日本の地震保険についての再確認

周知のとおり日本は世界でも有数の自然災害大国である。とりわけ地震リスクはその予測困難性と激甚性、社会的影響度の大きさから、地震保険制度は日本において基本的に法律に定められた枠組みに沿って、半官半民の制度によりリスクの担保がなされている。これを大手損害保険会社は、収益を見込むことのない保険料率にて引き受けている。具体的なその保険料率は2014年7月改訂基準¹で以下の通り。

図表 2-1 地震保険料率の地域別区分（イ構造の場合²）

	地震保険料率 (保険金千円あたり円)	適用地域（都道府県）
イ料率区分 1	0.65	岩手県、秋田県、山形県、栃木県、群馬県、富山県、石川県、福井県、長野県、滋賀県、鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、鹿児島県、福島県
イ料率区分 2	0.84	北海道、青森県、宮城県、新潟県、山梨県、岐阜県、京都府、兵庫県、奈良県、香川県、大分県、宮崎県、沖縄県
イ料率区分 3	1.18	茨城県、愛媛県、徳島県、高知県
イ料率区分 4	1.36	埼玉県、大阪府
イ料率区分 5	2.02	千葉県、東京都、神奈川県、静岡県、愛知県、三重県、和歌山県

図表 2-2 地震保険料率の地域別区分（ロ構造の場合）

	地震再保険料率 (保険金千円あたり円)	適用地域（都道府県）
ロ料率区分 1	1.06	岩手県、秋田県、山形県、栃木県、群馬県、富山県、石川県、福井県、長野県、滋賀県、鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、鹿児島県
ロ料率区分 2	1.30	福島県
ロ料率区分 3	1.65	北海道、青森県、宮城県、新潟県、山梨県、岐阜県、京都府、兵庫県、奈良県、香川県、大分県、宮崎県、沖縄県

¹ 2017年1月に改訂されたが、この基準をそのまま利用する。

² 損害保険においては、建物の構造区分としてイ構造・ロ構造という区分が設けられており、概ねイ構造＝鉄筋コンクリート等の非木造建築、ロ構造＝木造建築と考えてよい。以下特に断らない限り、その前提にて2つの表現を混用する。

ロ料率区分 4	2.44	茨城県, 愛媛県, 埼玉県, 大阪府
ロ料率区分 5	2.79	徳島県, 高知県
ロ料率区分 6	3.26	千葉県, 東京都, 神奈川県, 静岡県, 愛知県, 三重県, 和歌山県

これからわかるように、地域別に地震リスクの大きさに格差があることから、高い料率と低い料率との間に概ね3倍程度の格差が設けられている。

いまひとつの例として、SBI リスタ少額短期保険株式会社（以下 SBI 社）で発売されている地震補償保険 Resta（以下 Resta）の保険料を見てみよう。これは同社のウェブページ[7]にて数値が公開されている³。例えば全壊時支払保険金上限額 300 万円時の保険料をもとに、全ての都道府県別について保険金千円あたりで換算したのが次の表 2-3 であるが、概ねすべての都道府県で異なる保険料となっており、最大と最小の比率格差はⅠ構造（非木造）で 164%、ロ構造（木造）で 255%である。料率に事業コストも含めて設定されている民間保険の特徴から考えて、この格差は公的地震保険における格差と同等のものと考えられる。

図表 2-3 SBI 社の保険料試算例（都道府県別）

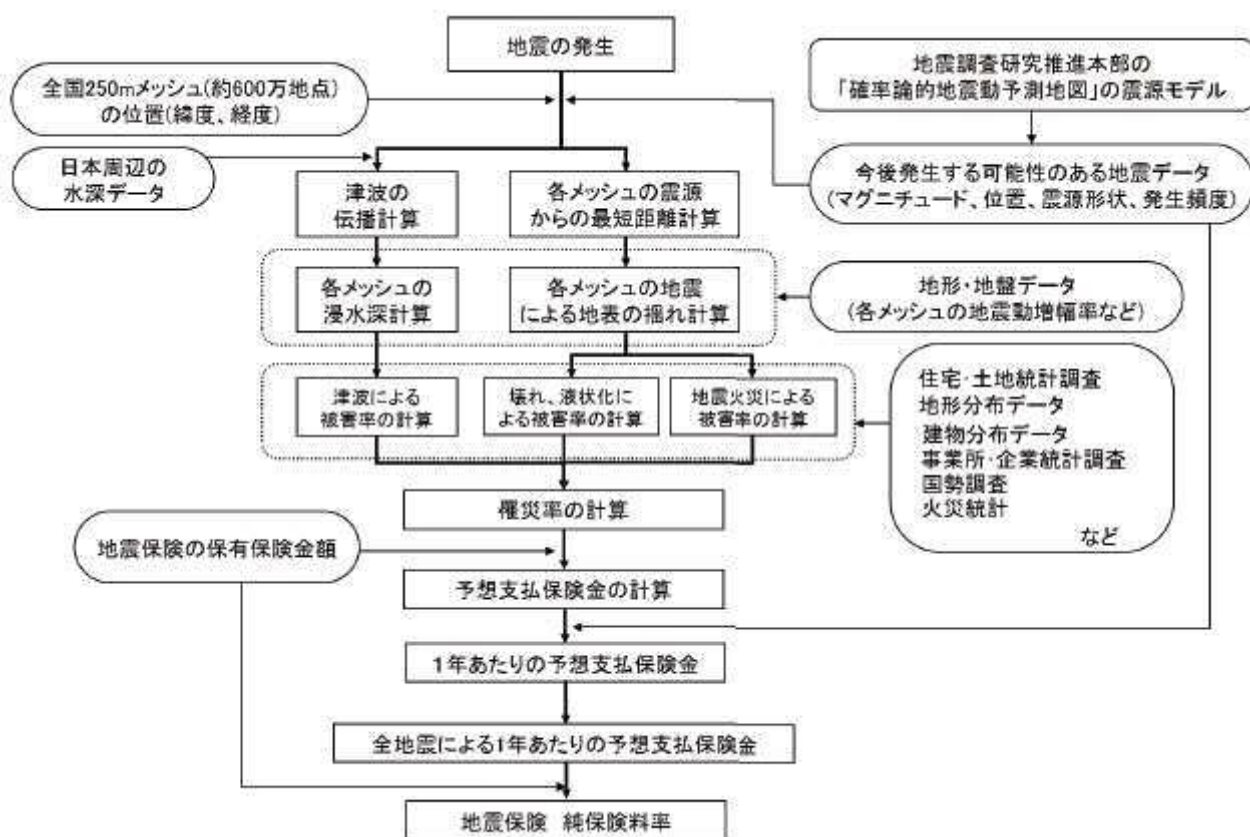
³ 日本地震再保険の保険料が正味の補償コスト部分のみであるのに対し、Resta の保険料は事業コスト・収益等にあてる部分が含まれており、必ずしも同じ条件で格差を比較できるわけではないが、保険料の地域別格差の合理性を現実の保険商品で比較するのには十分な事例である。なお他にも地震にかかるリスクを担保している少額短期保険会社（[6]にて言及した日本少額短期保険株式会社以外のもの）はあるが、いずれも明示的に補償を分離して当該部分の保険料を開示していないため、これ以外の事例分析は行えなかった。

	非木造	木造
北海道	4.51	4.78
青森県	4.52	4.67
岩手県	4.46	4.55
宮城県	4.67	4.95
秋田県	4.49	4.65
山形県	4.52	4.82
福島県	4.46	4.56
茨城県	4.80	5.59
栃木県	4.47	4.59
群馬県	4.54	4.71
埼玉県	6.05	6.32
千葉県	6.20	6.78
東京都	6.18	6.65
神奈川県	7.31	8.95
新潟県	4.67	5.16
富山県	4.59	4.98
石川県	4.54	4.75
福井県	4.52	4.86
山梨県	5.06	7.09
長野県	4.69	5.71
岐阜県	4.66	5.14
静岡県	6.18	11.57
愛知県	5.86	8.89
三重県	5.05	7.30

	非木造	木造
滋賀県	4.69	5.33
京都府	4.91	5.16
大阪府	5.37	5.72
兵庫県	4.64	4.79
奈良県	4.82	5.53
和歌山県	4.97	7.06
鳥取県	4.49	4.62
島根県	4.46	4.54
岡山県	4.47	4.54
広島県	4.58	4.62
山口県	4.47	4.55
徳島県	5.00	6.73
香川県	4.69	5.21
愛媛県	4.75	5.75
高知県	5.14	6.91
福岡県	4.49	4.55
佐賀県	4.49	4.61
長崎県	4.48	4.62
熊本県	4.50	4.67
大分県	4.48	4.62
宮崎県	4.52	4.82
鹿児島県	4.50	4.71
沖縄県	4.49	4.66

どちらの事例においても、保険料の算出根拠となる基礎データはおおむね同じであり、損害保険料率算出機構「日本の地震保険 平成 26 年 7 月版」[1]第Ⅲ章において簡略に整理されている以下のような計算処理フローで求められていると考えられる。

図表 2-4 地震保険における純保険料率算出のフロー（[1]図 3.3.2 を引用）



この説明における前半では確かに、元となる震源データから得られる複雑な工学的シミュレーションモデルをもとに「地表の揺れの再現」「被害の再現」を行っており、この段階までは客観的な根拠に基づく一意的な計算に基づいて評価されている。しかしながら後半、即ち罹災率から予想支払い保険金額を求める段階においては、必ずしも客観的評価とはいえない。このことは、同機構において上記計算の実務に携わっていた加藤奈々氏にインタビューを実施した結果[4]からも分かる。以下に当該インタビューに基づく説明を補足する（記載内容の齟齬があった場合の責任は当然本稿執筆者にある）。

地震保険料を算出するためにモデル上で様々な地震発生シナリオを想定するが、その想定される地震には、震源の位置を特定するケースとそうでないケースがある。これらはこの際に用いるモデルには震源が特定される地震シナリオだけでなく、断層データから導かれる震源不確定の地震も計算に入れている。そうして選ばれた想定地震毎に、そして全国250mメッシュ毎に、「ハザードを計算→全国250mメッシュ毎の保険金を計算→全国で合計」ということを繰り返し、その全てのシナリオの確率的な加重和によって得られたものが、損害料率算出機構が公開し各損害保険会社が適用している各地域毎の地震保険料である。

公的な地震保険は「ノーロス・ノープロフィット」の原則、即ち事業としての利益を得ることはしないという前提で運営されているため、地域を合算しての保険料算定において予定された安全割増（即ち地震の不確実性に基づく損害評価の割増）といった考えは適用されていない。この「ノーロス・ノープロフィット」原則は、自動車賠償責任保険やこの地震保険など、公共性の強い保険制度の料率において基本的な考え方である。

以上から分かるように、もっとも細かいリスク単位である「特定の地域のリスク計算」は、専門家による多くの研究成果で得られたさまざまなモジュールから構築されており、その細目の評価についてはあくまで工学的で客観的損害の大きさのみが評価されている。最終的に求められた都道府県別・構造区分別保険料率

は、住宅土地統計調査に基づき地域ごとの加重平均などを用いて地域区分別の平準なリスク負担を考慮して求められている。しかしながら、その詳細は一言で説明できるほど単純なものではない。そのことを次の2つの側面から明らかにする。ひとつは地域格差、および各地域別に異なるリスク分布の形状である。

2.2 地域別格差とパレート性適合度との関係

先の報告と同様、2014年1月1日基準で公開されているJ-SHIS地震ハザードステーションのデータを用いる。まずハザードデータを、[6]で行ったのと同様250mメッシュ単位の加重平均で都道府県別に集計すると、以下のようにになっている。

図表 2-5 30年以内に「震度6強以上」「6弱以上」の地震が生じる確率（都道府県別合算）

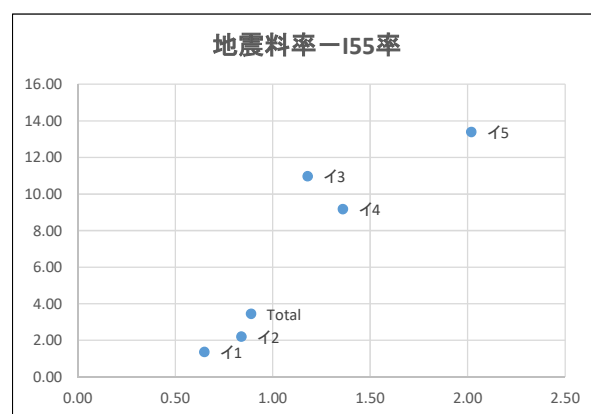
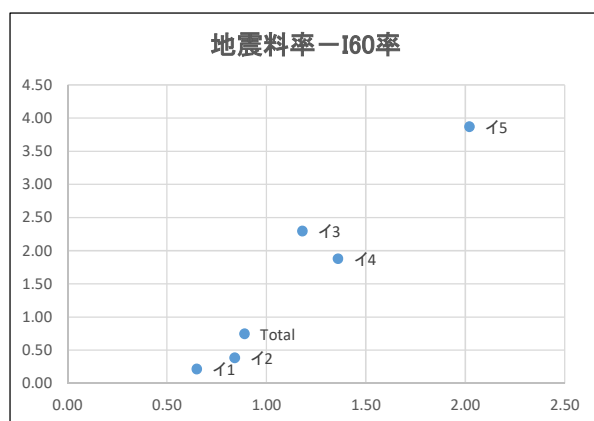
	メッシュ数	30年以内に「震度6強以上」の地震が生じる確率	30年以内に「震度6弱以上」の地震が生じる確率
北海道	1,290,113	0.0095	0.0511
青森	140,593	0.0054	0.0440
岩手県	226,639	0.0028	0.0320
宮城県	106,806	0.0146	0.0939
秋田県	182,776	0.0029	0.0163
山形県	145,654	0.0044	0.0209
福島県	210,037	0.0062	0.0448
茨城県	88,198	0.1039	0.4026
栃木県	97,968	0.0062	0.0670
群馬県	96,260	0.0031	0.0407
埼玉県	56,971	0.0591	0.3002
千葉県	76,526	0.1434	0.5115
東京都	28,030	0.0751	0.3385
神奈川県	35,756	0.0959	0.3965
新潟県	192,921	0.0080	0.0346
富山県	65,302	0.0081	0.0380
石川県	64,049	0.0069	0.0225
福井県	63,101	0.0029	0.0200
山梨県	67,096	0.0608	0.2943
長野県	205,636	0.0271	0.1212
岐阜県	158,494	0.0107	0.0660
静岡県	114,207	0.1748	0.4678
愛知県	77,077	0.1325	0.4054
三重県	85,557	0.0746	0.3116
滋賀県	50,478	0.0108	0.0876
京都府	68,878	0.0058	0.0316
大阪府	28,142	0.0508	0.2244
兵庫県	125,577	0.0070	0.0483
奈良県	55,491	0.0164	0.1679
和歌山県	69,968	0.0496	0.3085
鳥取県	52,568	0.0010	0.0084
島根県	98,653	0.0007	0.0064
岡山県	106,755	0.0062	0.0466
広島県	126,379	0.0025	0.0230
山口県	90,064	0.0030	0.0219
徳島県	60,615	0.0809	0.3480
香川県	27,526	0.0551	0.2820
愛媛県	83,030	0.0260	0.1956
高知県	103,675	0.0664	0.3621
福岡県	73,309	0.0063	0.0286
佐賀県	35,593	0.0032	0.0192
長崎県	57,318	0.0052	0.0175
熊本県	107,668	0.0054	0.0366
大分県	91,946	0.0085	0.0648
宮崎県	110,434	0.0105	0.0733
鹿児島県	125,230	0.0082	0.0580
沖縄県	29,028	0.0311	0.1522
合計	5,654,092	0.0226	0.1036

この結果を、イ構造で料率が共通の地域別に改めて加重平均したもの（スケール調整の見地から、1年間の発生

率・‰単位に換算しなおしている) を求めると以下ようになる。

図表 2-6 「震度 6 強以上」「震度 6 弱以上」の地震が生じる確率 (‰) と地震保険料率との比較

	Mesh 数	地震保険料率	「震度 6 強以上」	「震度 6 弱以上」
イ構造 1	2,281,437	0.65	0.22	1.37
イ構造 2	2,464,903	0.84	0.39	2.20
イ構造 3	335,518	1.18	2.30	10.97
イ構造 4	85,113	1.36	1.88	9.17
イ構造 5	487,121	2.02	3.87	13.39
全国	5,654,092	0.89 注)	0.75	3.45



注) 本来は建物の分布による加重平均とすべきところであるが、他の数値とのバランスを考え mesh 数による加重平均を採用する。

上記の数表及びプロット図から分かるように、イ構造 3 の地域とイ構造 4 の地域を比べると「震度 6 弱発生率」「6 強発生率」とも「3」のほうが「4」より 20%程度大きいにも関わらず、地震保険料率は「4」の方が 15%ほど大きい。このように一部地震保険料率の大小比較と整合的でないところがあるものの、「震度 6 弱発生率」「6 強発生率」は地震保険料率の大きさと概ね整合的である。

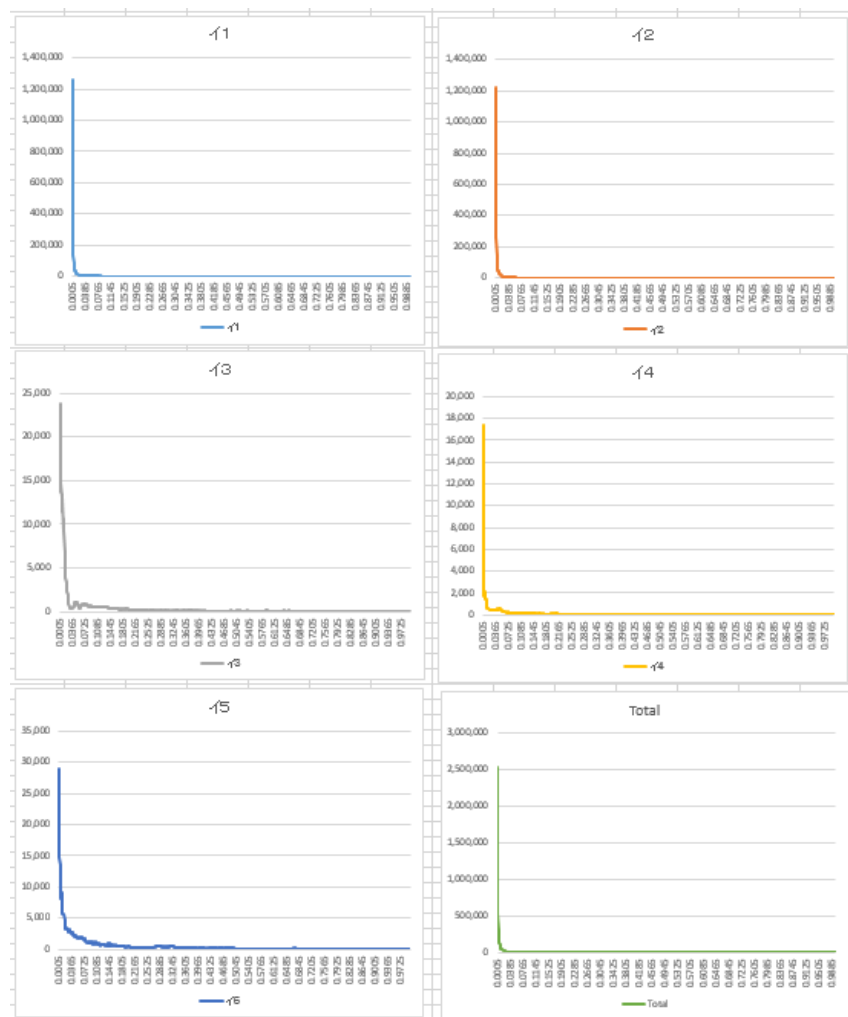
また、各地域における「6 強発生率」の分布、「6 弱発生率」の分布をグラフ化 (図表 2-7, 2-9) ならびにそのグラフを対数スケール化の上回帰分析すること (図表 2-8, 2-10) によりパレート性を調べてみると、以下のことがわかる。

(1) パレート性の決定係数について

「震度 6 強以上」のイベントに関する発生率の分布は、図表 2-7 から見られる通り全地域合算・各地域区分いづれにおいても極端にテールの長い、パレート性が見られる分布となっている。実際これらをそれぞれ対数回帰にかけた結果 (図表 2.8) によれば、いずれも決定係数は 0.7 を超えている。すなわち、どの地域区分においてもパレート性が見て取れる。

(2) 「震度 6 弱以上」のイベントに関する発生率の分布は、図表 2-9 から見られる通り全地域合算および地域区分 1, 2 については極端にテールの長い分布であるが、地域区分 3, 4, 5, とりわけ 3 と 5 の分布にはそうした傾向が見受けられない。実際、これらをそれぞれ対数回帰分析にかけた結果 (図表 2.10) を見ると、t 値についてはいずれも十分絶対値が大きく相関は明確であるものの、決定係数は地域区分 3 で 0.3405, 地域区分 4 で 0.5103, 地域区分 5 で 0.1353 と、対数線型関係のみで分布を説明することは困難である。すなわちパレート性が部分的にしか成り立たない。

図表 2-7 「震度 6 強発生率」の地域区分別ヒストグラム

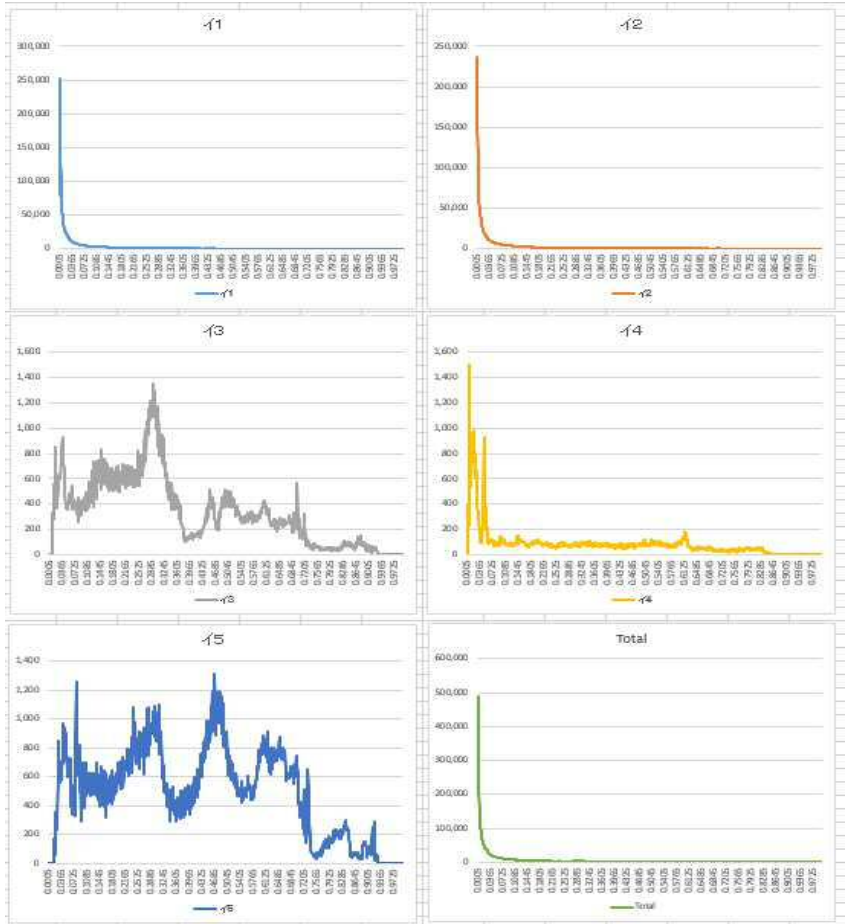


図表 2-8 「震度 6 強」対数回帰結果

I60 対数回帰分析結果

	イ構造1	イ構造2	イ構造3	イ構造4	イ構造5	全地域
相関係数 R	0.9424	0.9410	0.9151	0.8509	0.9234	0.9671
決定係数 R ²	0.8880	0.8854	0.8373	0.7240	0.8527	0.9353
自由度調整済決定係数	0.8877	0.8853	0.8371	0.7232	0.8525	0.9352
標準誤差	0.8737	0.7800	0.5551	0.7221	0.4528	0.4161
観測数	334	585	664	344	689	689
a(0)						
係数	-0.4257	1.2967	3.0303	2.0919	4.2078	4.2049
標準誤差	0.1109	0.0592	0.0373	0.0899	0.0294	0.0270
t	-3.8394	21.8886	81.1910	23.2727	143.3145	155.8251
P-値	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a(1)						
係数	-2.4563	-2.1733	-1.2627	-1.1745	-1.0921	-1.5856
標準誤差	0.0479	0.0324	0.0216	0.0392	0.0173	0.0159
t	-51.3174	-67.1297	-58.3751	-29.9532	-63.0656	-99.6250
P-値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 2-9 「震度 6 弱発生率」の地域区分別ヒストグラム



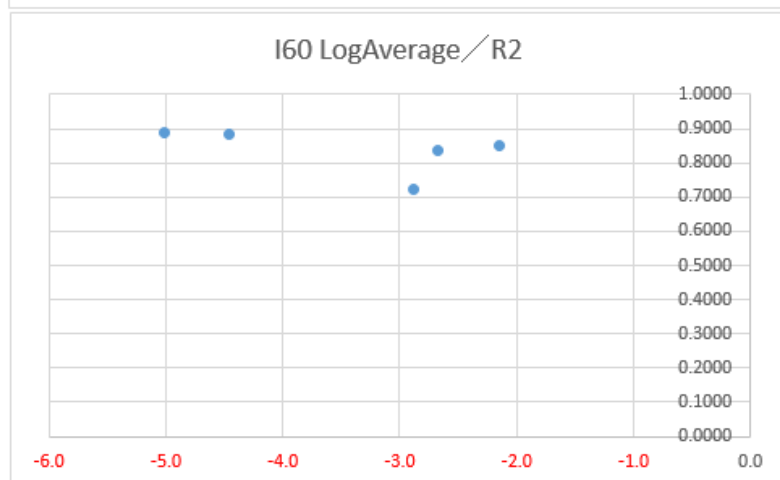
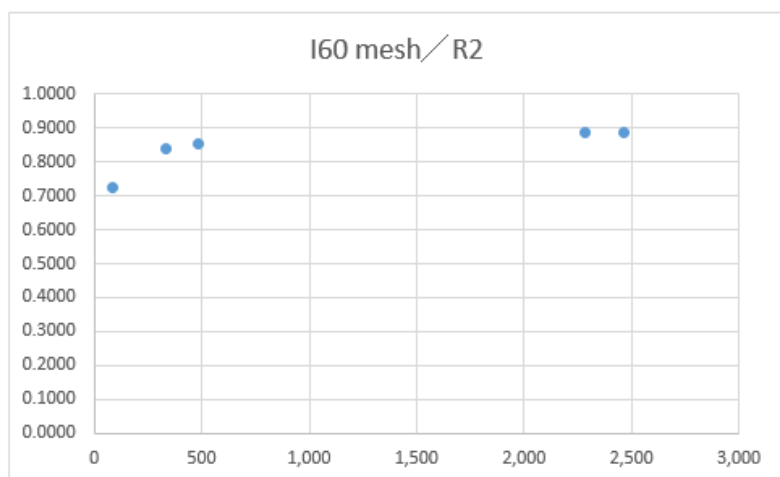
図表 2-10 「震度 6 弱」対数回帰結果

I55 対数回帰分析結果

	I構造1	I構造2	I構造3	I構造4	I構造5	全地域
相関係数 R	0.9113	0.8819	0.5835	0.7143	0.3679	0.8600
決定係数 R2	0.8304	0.7778	0.3405	0.5103	0.1353	0.7397
自由度調整済決定係数	0.8302	0.7776	0.3398	0.5097	0.1344	0.7394
標準誤差	1.0127	0.9701	0.8063	0.5249	0.8286	0.8065
観測数	796	937	922	863	917	941
a(0)						
係数	2.3365	3.8192	4.8630	3.6142	5.6301	5.8478
標準誤差	0.0570	0.0464	0.0405	0.0278	0.0424	0.0384
t	41.0247	82.3861	120.0762	129.9340	132.7081	152.3654
P-値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a(1)						
係数	-2.2461	-1.8183	-0.6463	-0.5680	-0.3869	-1.3620
標準誤差	0.0360	0.0318	0.0297	0.0190	0.0323	0.0264
t	-62.3610	-57.2134	-21.7956	-29.9518	-11.9673	-51.6534
P-値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

また各地域区分の mesh 数、および「震度 6 強発生率」元数値の平均（その対数）との関係を調べてみる。
まず該当する地域の mesh 数（単位千：以下単に mesh と称する）を横軸・対数回帰分析の決定係数 R2 を縦軸にとった散布図、ならびに各区分における「震度 6 強発生率」の平均値の対数（以下 LogAverage と称する）を横軸・対数回帰分析の決定係数 R2 を縦軸にとった散布図を作り、さらに mesh・LogAverage と決定係数 R2 との間で重回帰分析を行ってみたところ図表 2-11 のようになる。

図表 2-11

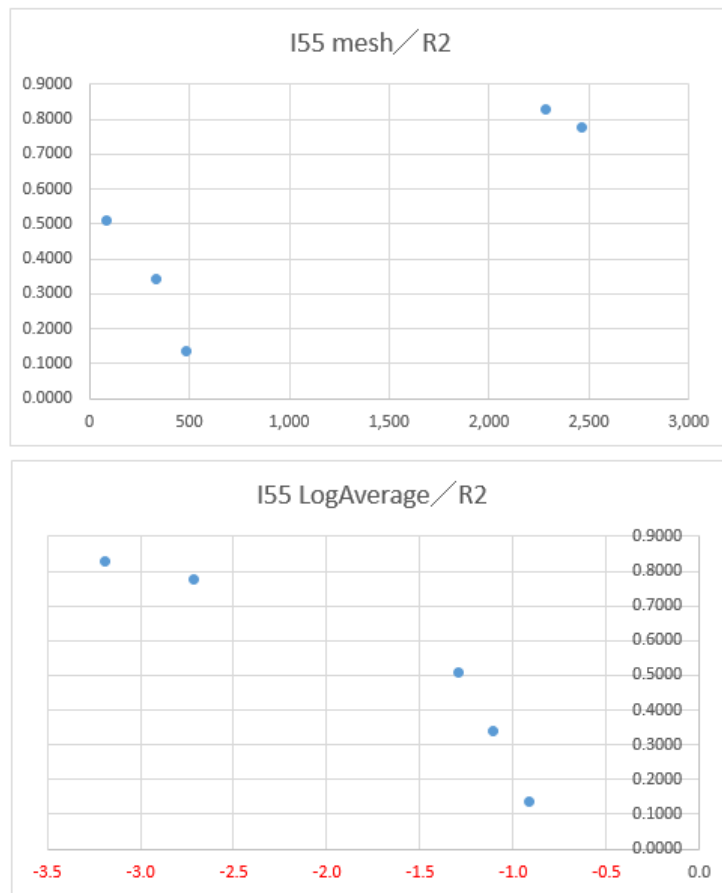


回帰統計	
重相関 R	0.8696
決定係数 R2	0.7563
自由度調整済決定係数 R2	0.5125
標準誤差	0.0468
観測数	5

	係数	標準誤差	t	P-値
切片	0.9279	0.1168	7.9426	0.0155
mesh	0.0001	0.0001	1.9885	0.1851
LogAverage	0.0606	0.0486	1.2458	0.3390

「震度 6 弱」のデータにおいても同じ図表を作ってみると図表 2-12 のようになる。

図表 2-12



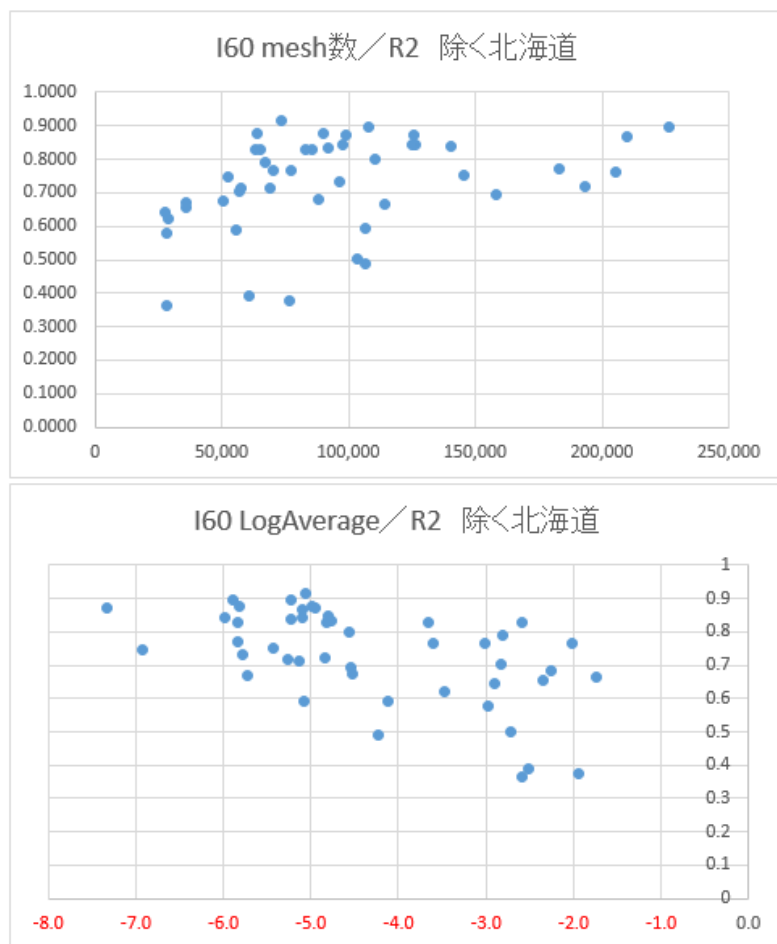
回帰統計				
重相関 R	0.9587			
決定係数 R2	0.9190			
自由度調整済決定係数 R2	0.8380			
標準誤差	0.1179			
観測数	5			

	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.0901	0.1703	-0.5290	0.6497
mesh	-0.0002	0.0002	-0.9687	0.4349
LogAverage	-0.4225	0.1719	-2.4571	0.1333

地域区分の観測数は 5 つだけであり，これだけの重回帰分析は不十分といえるので，北海道を除く 46 都道府県すべて⁴についても同様に対数重回帰分析によるパレート性確認を実施し，その決定係数の mesh 数や LogAverage に対する関連性を比較する．結果は以下の図表 2-13，2-14 の通り．

⁴ 北海道を除外する理由は，これに限り mesh 数が他の 46 都府県に比べ 10 倍近くあり，同列に並べるべきではないと考えたためである．

図表 2-13

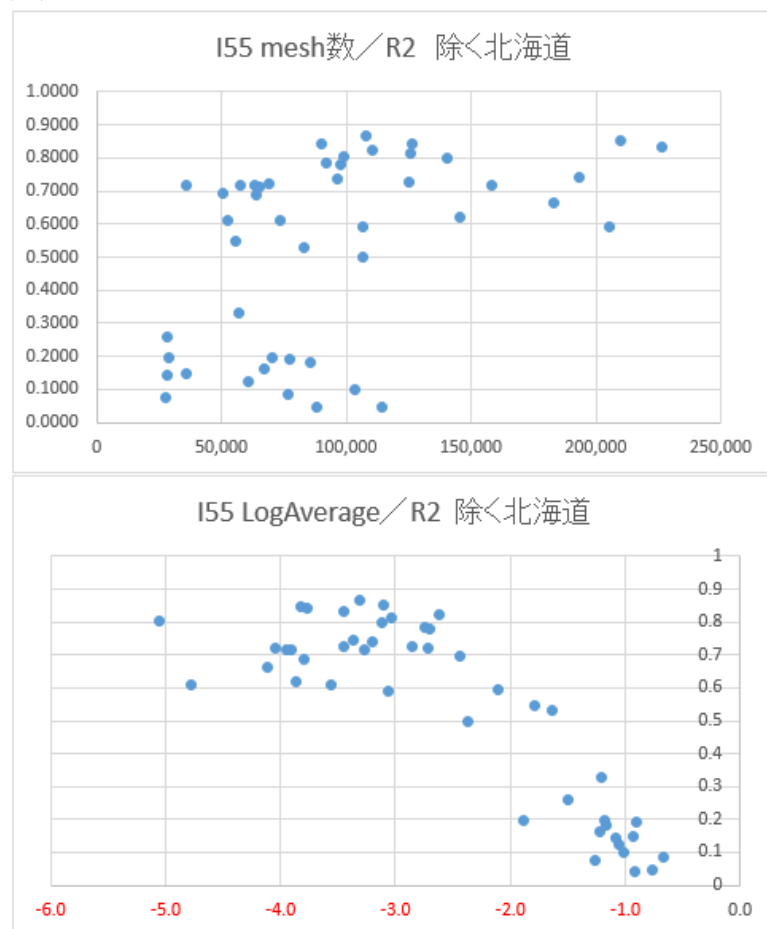


回帰統計

重相関 R	0.5928
決定係数 R2	0.3514
自由度調整済決定係数 R2	0.3212
標準誤差	0.1158
観測数	46

	係数	標準誤差	t	P-値
切片	0.4613	0.0580	7.9510	0.0000
mesh	0.0000	0.0000	1.6963	0.0971
LogAverage	-0.0484	0.0129	-3.7584	0.0005

図表 2-14



回帰統計

重相関 R	0.8774
決定係数 R2	0.7698
自由度調整済決定係数 R2	0.7591
標準誤差	0.1390
観測数	46

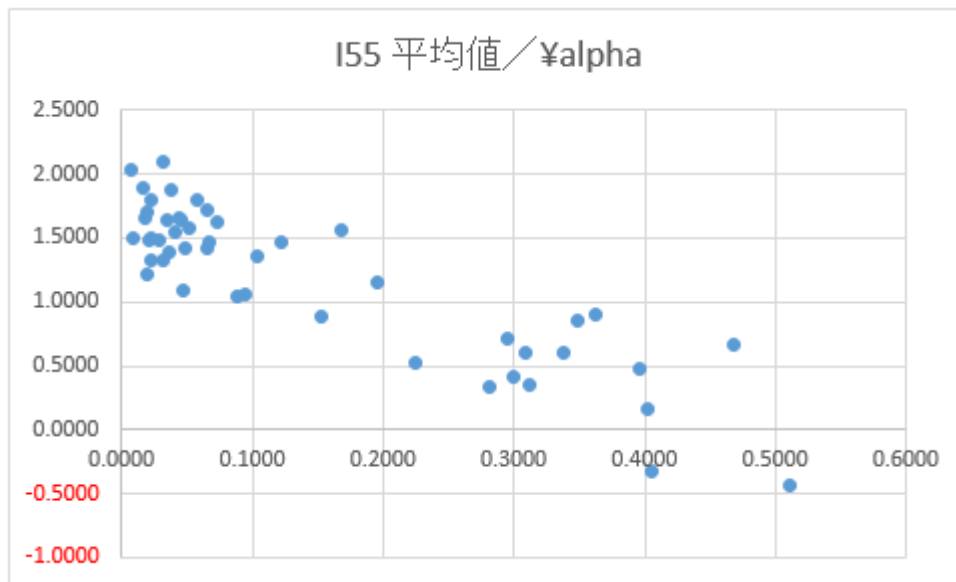
	係数	標準誤差	t	P-値
切片	-0.0579	0.0556	-1.0412	0.3036
mesh	0.0000	0.0000	2.9723	0.0048
LogAverage	-0.1830	0.0179	-10.2222	0.0000

以上2つの図表から、以下のことが言える。

- (1) 「震度6強発生率」「震度6弱発生率」とも、パレート性の適合度 R2 と mesh 数には相関があるとは言えない。
- (2) 「震度6強発生率」「震度6弱発生率」とも、パレート性の適合度 R2 は LogAverage に対して弱い負の相関がある。すなわち平均発生率が対数スケールで大きいほど、パレート性の適合度は低くなる。

さらに、平均値と α （あてはめたパレート分布の次数パラメータ）の相関についても調べてみる。

図表 2-15 平均値と α の相関（震度 6 弱）

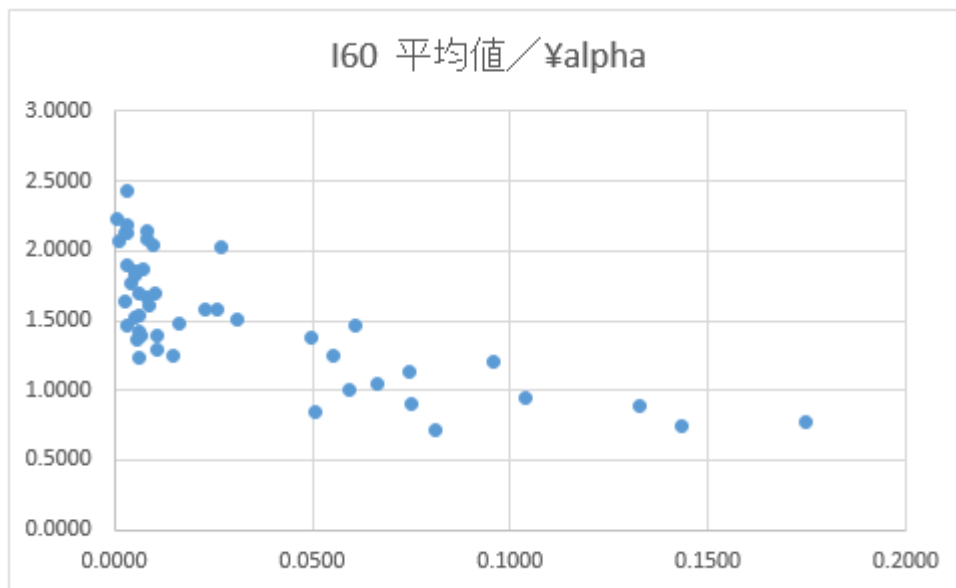


I55概要

回帰統計	
重相関 R	0.880803
重決定 R2	0.775814
補正 R2	0.770941
標準誤差	0.283715
観測数	48

	係数	標準誤差	t	P-値
切片	1.698869	0.057251	29.67394	1.21E-31
mesh平均値	-3.53349	0.28006	-12.6169	1.53E-16

図表 2-16 平均値と α の相関（震度 6 強）



I60 概要

回帰統計	
重相関 R	0.744754
重決定 R2	0.554659
補正 R2	0.544978
標準誤差	0.297398
観測数	48

	係数	標準誤差	t	P-値
切片	1.775362	0.05406	32.84088	1.41E-33
mesh平均値	-7.8438	1.036288	-7.56913	1.29E-09

これから、3つ目の特徴として以下が言える。

- (3) 観測データの単純な平均値と指標 α の間には負の相関がみられる。その相関の強さを示す指標の一つである回帰分析の決定係数は「震度 6 強発生率」より「震度 6 弱発生率」において高い。

以上からみて、パレート性によるリスク評価の適用範囲は決して広くない。その限度を確かめるために、

3 パレート性確認再論

3.1 累積確率関数におけるパレート性と本稿計算方式との関係

前節では地域別のパレート分布的特徴を「都道府県単位」で評価したが、実はここまで細分化したデータで見た場合、ひとつひとつのパレート性の適合指標である決定係数（「重決定 R2」または「決定係数」）は必

ずしも十分ではなく、都道府県によっては決定係数が0.3以下というところもある（図表2-13、2-14）。さらに、震度6弱未満のデータ（震度5強、5弱）についても同様の調査を行う場合には調べる場合には、より決定係数が低くなる。そこで以下ではもっぱら、地域区分イ1からイ5という5エリアにおける分析に特化した上で、先ごろ公開された2017年地震データによる対数回帰分析を行う。結果は以下の通り。

図表3-1-1 地域ごとの対数回帰分析結果（イ1～3）

		地域イ1			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.1213	0.8391	0.9141	0.9538
決定係数 R ²		0.0147	0.7040	0.8357	0.9098
自由度調整済決定係数		0.0137	0.7037	0.8355	0.9095
標準誤差		0.5665	0.8593	0.9575	0.7591
観測数		993	991	794	373
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	7.6862	5.3243	2.5348	-0.2688
	標準誤差	0.0262	0.0391	0.0540	0.0868
	t値	293.0404	136.1342	46.9832	-3.0985
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0021
a_{1}					
	係数	0.0761	-1.3573	-2.1628	-2.3948
	標準誤差	0.0198	0.0280	0.0341	0.0392
	t値	3.8455	-48.5040	-63.4626	-61.1558
	P値	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
		地域イ2			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.4113	0.8540	0.8830	0.9342
決定係数 R ²		0.1692	0.7293	0.7798	0.8726
自由度調整済決定係数		0.1683	0.7290	0.7795	0.8724
標準誤差		0.3820	0.5172	0.9432	0.8292
観測数		994	1,000	947	596
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	7.5450	6.3611	3.9159	1.3144
	標準誤差	0.0176	0.0232	0.0446	0.0618
	t値	429.5942	274.7037	87.7995	21.2731
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}					
	係数	-0.1862	-0.8504	-1.7780	-2.1730
	標準誤差	0.0131	0.0164	0.0307	0.0341
	t値	-14.2118	-51.8513	-57.8428	-63.7969
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

		地域イ3			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.5889	0.6628	0.5628	0.9204
決定係数 R ²		0.3468	0.4393	0.3167	0.8471
自由度調整済決定係数		0.3454	0.4386	0.3160	0.8469
標準誤差		1.1947	0.7295	0.7687	0.5398
観測数		474	884	923	695
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	6.7145	6.2242	4.9697	3.0115
	標準誤差	0.1017	0.0400	0.0386	0.0347
	t値	66.0025	155.7220	128.8660	86.7663
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}					
	係数	4.7192	1.1562	-0.5837	-1.2736
	標準誤差	0.2981	0.0440	0.0283	0.0206
	t値	15.8292	26.2864	-20.6611	-61.9593
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-1-2 地域ごとの対数回帰分析結果続き（イ 4～5，全地域）

		地域イ4			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.6606	0.2768	0.7307	0.8465
決定係数 R ²		0.4364	0.0766	0.5339	0.7166
自由度調整済決定係数		0.4354	0.0756	0.5334	0.7158
標準誤差		0.8090	0.6430	0.4928	0.7266
観測数		615	953	864	346
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	5.2276	4.4910	3.6375	2.1312
	標準誤差	0.0563	0.0322	0.0261	0.0900
	t値	92.9149	139.6071	139.4745	23.6863
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}					
	係数	2.3888	0.2541	-0.5590	-1.1603
	標準誤差	0.1097	0.0286	0.0178	0.0393
	t値	21.7843	8.8826	-31.4232	-29.4937
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		地域イ5			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.6916	0.7895	0.3117	0.9365
決定係数 R ²		0.4783	0.6232	0.0972	0.8770
自由度調整済決定係数		0.4770	0.6228	0.0962	0.8768
標準誤差		1.0963	0.7201	0.7794	0.4081
観測数		410	808	918	721
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	7.8954	7.1138	5.7551	4.2022
	標準誤差	0.1013	0.0427	0.0399	0.0253
	t値	77.9678	166.7930	144.4032	166.0122
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}					
	係数	6.8492	2.0554	-0.3017	-1.0924
	標準誤差	0.3541	0.0563	0.0304	0.0153
	t値	19.3405	36.5142	-9.9290	-71.5974
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

	全地域Total				
	I45	I50	I55	I60	
	(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)	
相関係数 R	0.0250	0.7804	0.8434	0.9741	
決定係数 R ²	0.0006	0.6090	0.7114	0.9490	
自由度調整済決定係数	-0.0004	0.6086	0.7111	0.9489	
標準誤差	0.3858	0.5200	0.8526	0.3635	
観測数	994	1,000	948	721	
線型回帰結果					
a_{0}					
係数	8.5528	7.5778	5.8877	4.2275	
標準誤差	0.0177	0.0233	0.0403	0.0225	
t値	482.0816	325.4316	146.1977	187.5205	
P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
a_{1}					
係数	-0.0104	-0.6502	-1.3410	-1.5710	
標準誤差	0.0132	0.0165	0.0278	0.0136	
t値	-0.7891	-39.4274	-48.2873	-115.6082	
P値	0.4302	0.0000	0.0000	0.0000	

このように、データ量が十分である全地域 Total で分析しても、震度 5 弱でのリスクについての対数回帰分析の決定係数 R² は 0.0006 と、ほぼゼロであることが分かる。すなわち、この程度の震度をリスクと見る場合には、[8]小倉(2015)から提案してきた「密度関数から測度変換を導出する」手法はうまく適用できない。ここまで含めた分析を行うためには、異なる方法が求められる。

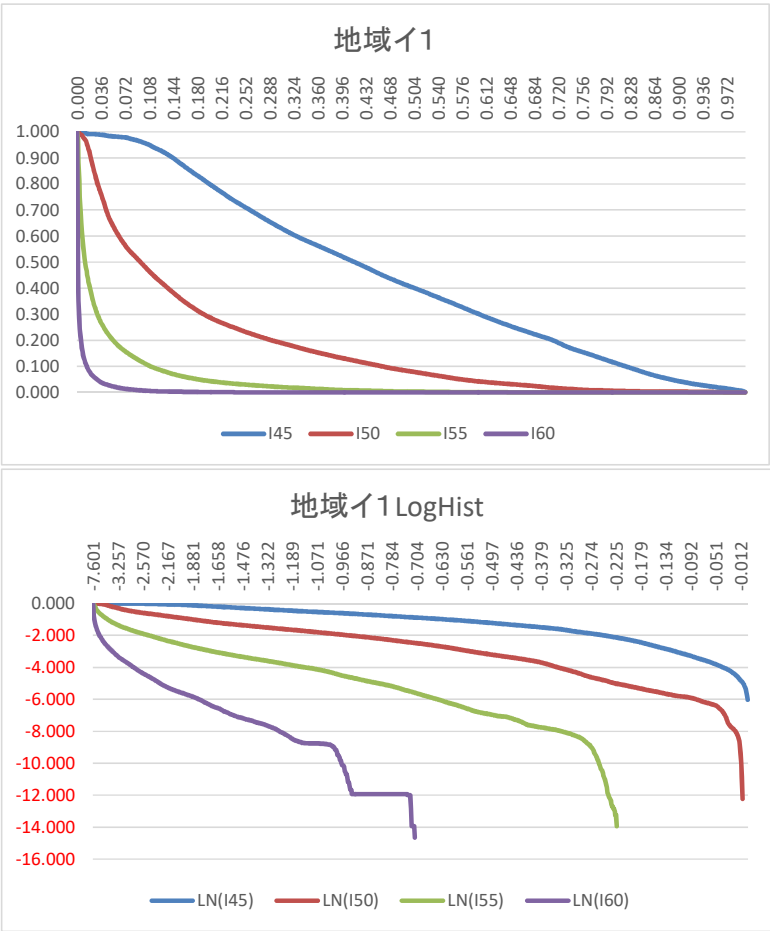
例えば[11] Zajdenweber(1998)を見ると、こうした場合には分布を「密度関数」からではなく、「逆累積確率関数」から調べるのが一般的である。即ち、

- ① 観測されるクレームデータ $\{X_j\}$ から、逆累積確率関数を「 $f(x) = \text{「} X_j > x \text{ なるデータの個数} \div \text{データ総数」}$ 」と定義する⁵。
- ② このグラフにつき、縦横の軸について対数を取りプロットしたデータを得る。
- ③ このグラフにつき線型性を確認する（即ち対数回帰分析を行う）。

これにならい、J-SHIS のデータから逆累積確率関数・その対数回帰分析を、各地域区分および全国データ別に行ってみた。その結果は以下の図表 3-2-1 から 3-2-6 の通りである。

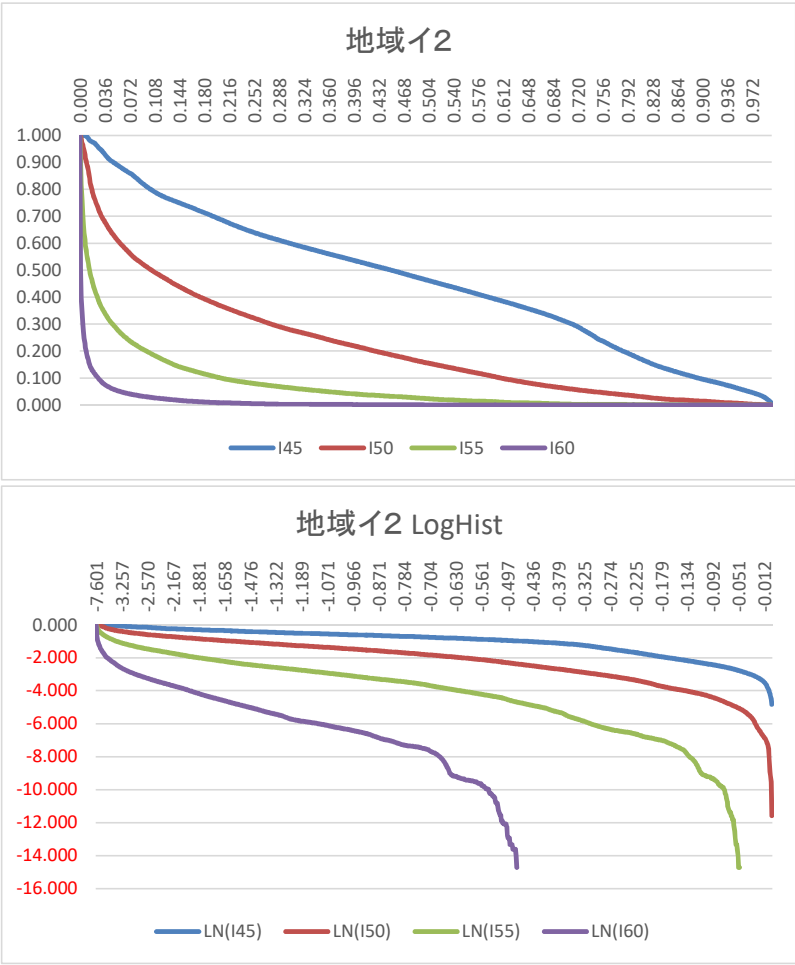
⁵ 小倉(2015)での手法では、「 $f(x) = \text{「} x < X_j < x + \Delta x \text{ なるデータの個数」}$ 」がべき関数にあてはめられるところから出発し、正規化するという考えによっており、むしろこの手法のほうが一般的ではなかった。半面その一般的でない手法から出発したがゆえに「パレート分布の測度変換」という視点を得たわけと言える。

図表 3-2-1



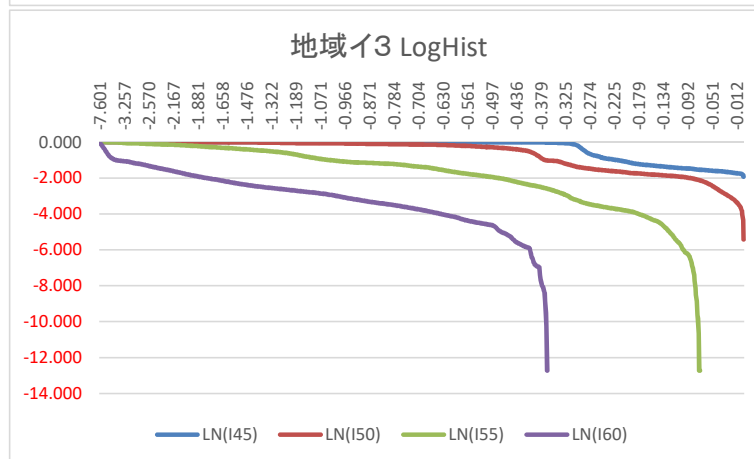
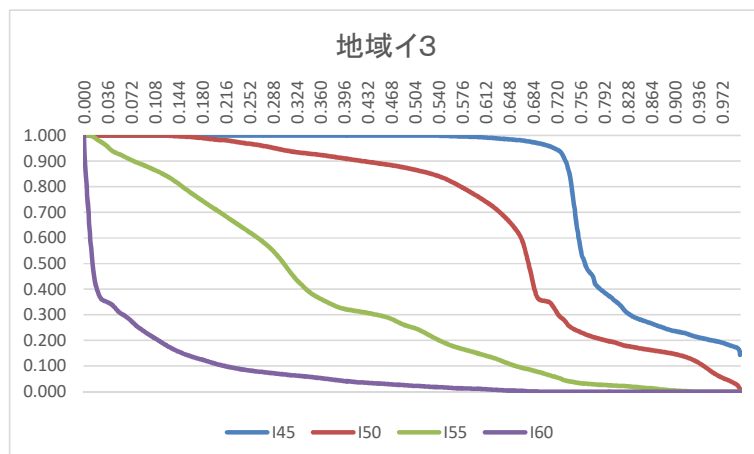
地域イ1		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.6975	0.7865	0.8309	0.8813
決定係数 R2		0.4865	0.6185	0.6904	0.7766
自由度調整済決定係数		0.4860	0.6182	0.6900	0.7761
標準誤差		0.8599	1.2179	1.4057	1.4213
観測数		1,000	992	800	492
線型回帰結果					
a_{0}					
	係数	-2.0995	-4.5290	-7.5778	-12.1031
	標準誤差	0.0385	0.0550	0.0787	0.1273
	t値	-54.5288	-82.3859	-96.3342	-95.0392
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}					
	係数	-0.8386	-1.5537	-2.1035	-2.6585
	標準誤差	0.0273	0.0388	0.0499	0.0644
	t値	-30.7521	-40.0661	-42.1811	-41.2727
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-2-2



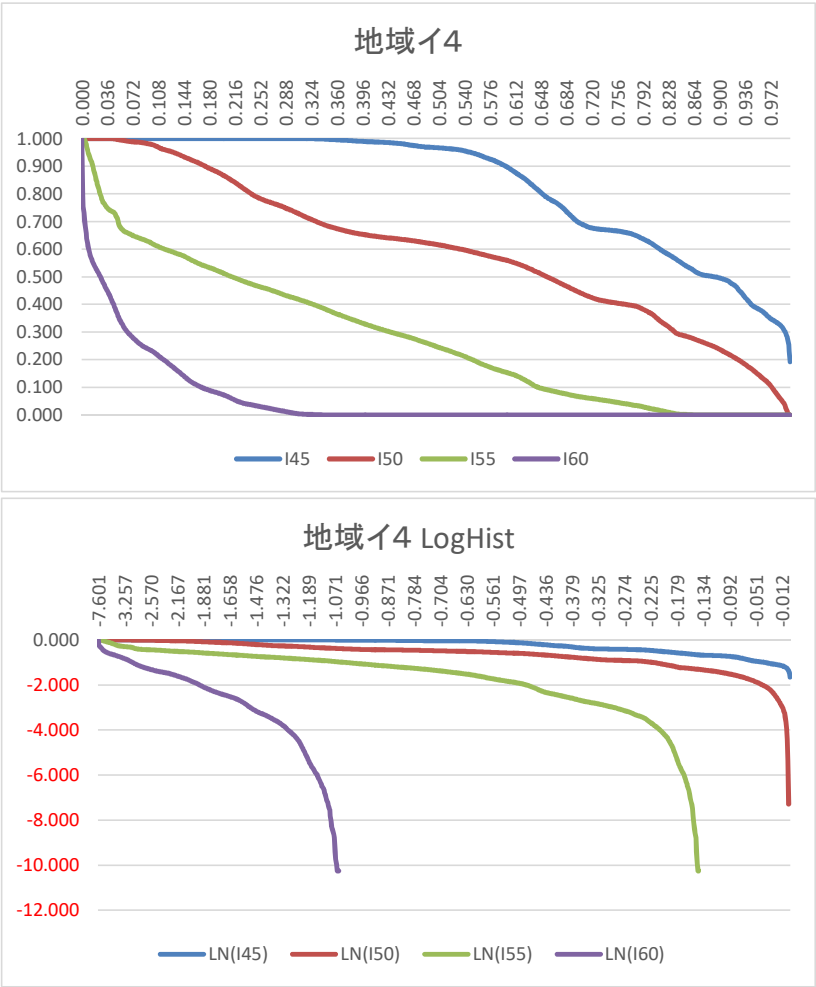
	地域Ⅰ2			
	I45 (震度5弱以上)	I50 (震度5強以上)	I55 (震度6弱以上)	I60 (震度6強以上)
相関係数 R	0.7048	0.7370	0.7588	0.8254
決定係数 R ²	0.4967	0.5432	0.5758	0.6813
自由度調整済決定係数	0.4962	0.5428	0.5753	0.6807
標準誤差	0.5972	1.0255	1.6057	1.4542
観測数	1,000	1,000	952	623
線型回帰結果				
a_{0}				
係数	-1.6262	-3.3559	-6.1880	-9.2101
標準誤差	0.0267	0.0459	0.0755	0.1040
t値	-60.8184	-73.0834	-81.9263	-88.5465
P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}				
係数	-0.5943	-1.1204	-1.8741	-2.1317
標準誤差	0.0189	0.0325	0.0522	0.0585
t値	-31.3833	-34.4505	-35.9068	-36.4323
P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-2-3



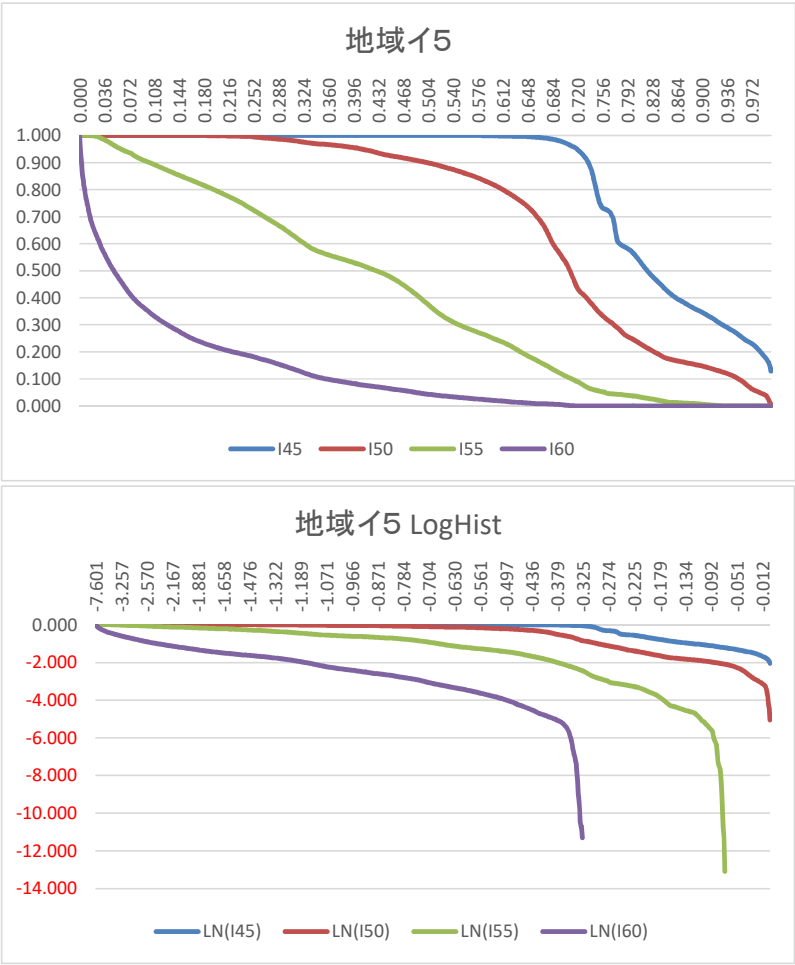
		地域Ⅲ			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.5023	0.5940	0.6762	0.7927
決定係数 R ²		0.2523	0.3528	0.4573	0.6284
自由度調整済決定係数		0.2516	0.3522	0.4567	0.6278
標準誤差		0.5040	0.7267	1.2895	0.9505
観測数		1,000	1,000	932	695
線型回帰結果					
a_{0}	係数	-0.6255	-1.2068	-3.0708	-4.7986
	標準誤差	0.0226	0.0325	0.0620	0.0611
	t値	-27.7138	-37.0879	-49.5604	-78.5217
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}	係数	-0.2933	-0.5375	-1.1860	-1.2389
	標準誤差	0.0160	0.0230	0.0424	0.0362
	t値	-18.3533	-23.3267	-27.9943	-34.2307
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-2-4



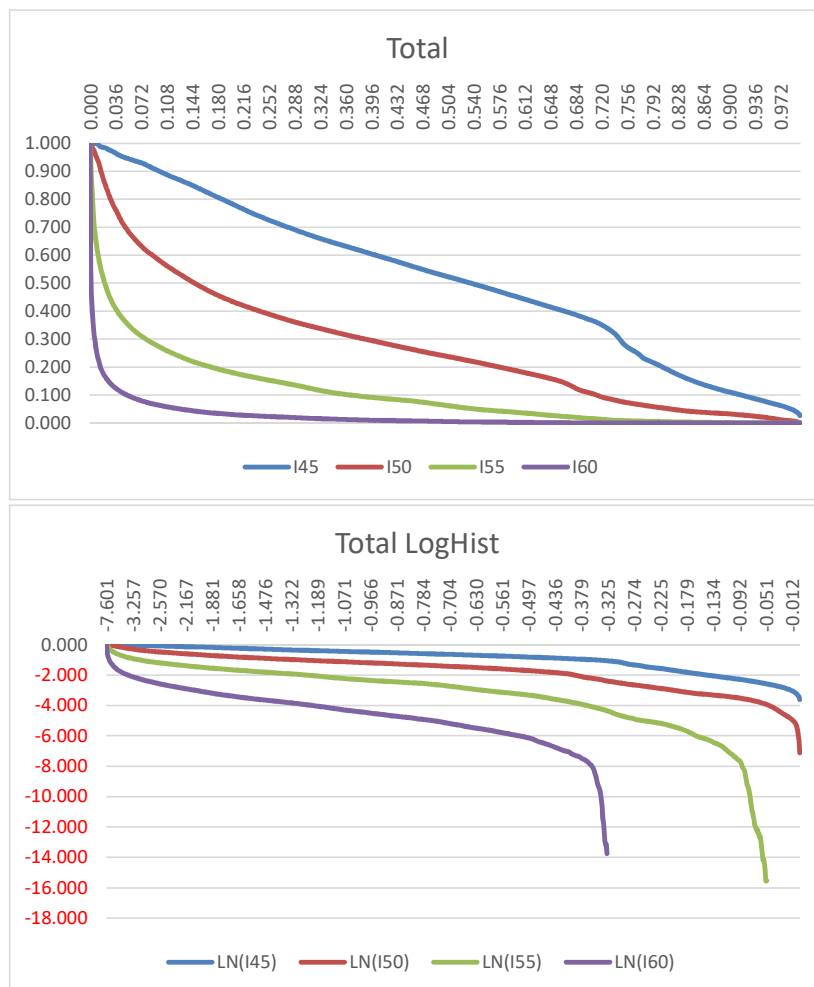
地域イ4		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.5858	0.6417	0.6328	0.7114
決定係数 R2		0.3432	0.4117	0.4004	0.5060
自由度調整済決定係数		0.3425	0.4112	0.3997	0.5046
標準誤差		0.2580	0.5029	1.1632	1.4423
観測数		1,000	998	868	348
線型回帰結果					
a[0]	係数	-0.4128	-1.0790	-2.7768	-5.8630
	標準誤差	0.0116	0.0226	0.0600	0.1777
	t値	-35.7392	-47.8198	-46.2694	-32.9975
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a[1]	係数	-0.1868	-0.4215	-0.9525	-1.4659
	標準誤差	0.0082	0.0160	0.0396	0.0779
	t値	-22.8341	-26.4037	-24.0483	-18.8268
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-2-5



	地域15			
	I45	I50	I55	I60
	(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R	0.4784	0.5650	0.6231	0.7497
決定係数 R2	0.2289	0.3193	0.3883	0.5620
自由度調整済決定係数	0.2281	0.3186	0.3876	0.5614
標準誤差	0.4053	0.7065	1.3221	1.0474
観測数	1,000	1,000	933	722
線型回帰結果				
a_{0}				
係数	-0.4678	-1.0675	-2.6244	-4.1364
標準誤差	0.0181	0.0316	0.0635	0.0649
t値	-25.7779	-33.7441	-41.3553	-63.7678
P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}				
係数	-0.2212	-0.4847	-1.0554	-1.1892
標準誤差	0.0129	0.0224	0.0434	0.0391
t値	-17.2122	-21.6348	-24.3104	-30.3949
P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

図表 3-2-6



		全地域Total			
		I45	I50	I55	I60
		(震度5弱以上)	(震度5強以上)	(震度6弱以上)	(震度6強以上)
相関係数 R		0.7027	0.7591	0.6666	0.8058
決定係数 R ²		0.4938	0.5762	0.4444	0.6493
自由度調整済決定係数		0.4933	0.5758	0.4438	0.6488
標準誤差		0.5603	0.7561	1.7251	1.0695
観測数		1,000	1,000	952	722
線型回帰結果					
a_{0}	係数	-1.4468	-2.6562	-4.9599	-6.5000
	標準誤差	0.0251	0.0339	0.0811	0.0662
	t値	-57.6715	-78.4605	-61.1207	-98.1263
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
a_{1}	係数	-0.5544	-0.8832	-1.5457	-1.4588
	標準誤差	0.0178	0.0240	0.0561	0.0400
	t値	-31.2020	-36.8345	-27.5651	-36.5117
	P値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

このように、震度5弱・5強というより低い震度のリスクについてもパレート性が見て取れる。決定係数は、比較的低いものの「全国区分での震度5弱」が0.0006（図表2-17-2）に対して0.4938（図表2-18-6）と明らかに改善していることがわかる。一方で、「全国区分での震度5強・6弱・6強」の決定係数はいずれも密度関数における回帰分析のほうが高い。

3.2 累積確率関数における修正パレート評価法の適用

最後に、前項で求めた累積確率関数によって得たパレート分布から、修正パレート評価法を適用してみる。逆累積関数から得られる対数回帰モデルの形を確率密度関数におけるそれとの関係は

α の範囲	確率密度関数	逆累積確率関数	対数回帰モデルの形	
			確率密度関数	逆累積確率関数
$1 < \alpha < \infty$	$f(x) = (\alpha - 1) \varepsilon^{\alpha-1} x^{-\alpha}$ ($\varepsilon < x < \infty$)	$F(x) = \left(\frac{\varepsilon}{x}\right)^{\alpha-1}$	$\log f(x)$ $= C - \alpha \log x$	$\log F(x)$ $= C - (\alpha - 1) \log x$
$0 < \alpha < 1$	$f(x) = (1 - \alpha) L^{\alpha-1} x^{-\alpha}$ ($0 < x < L$)	$F(x) = 1 - \left(\frac{x}{L}\right)^{1-\alpha}$	$\log f(x)$ $= C - \alpha \log x$	$\log F(x)$ $= C - (\alpha - 1) \log x$

このような関係になっていることを踏まえると、各地域別・各震度ランク別の α は、確率密度関数から求められた結果と逆累積確率関数から得られる結果とで以下の通り相違している。

図表 3-3-1 確率密度関数モデルから求められた α

	I45	I50	I55	I60
イ1	-0.0761	1.3573	2.1628	2.3948
イ2	0.1862	0.8504	1.7780	2.1730
イ3	-4.7192	-1.1562	0.5837	1.2736
イ4	-2.3888	-0.2541	0.5590	1.1603
イ5	-6.8492	-2.0554	0.3017	1.0924
全地域	0.0104	0.6502	1.3410	1.5710

図表 3-3-2 逆累積確率関数モデルから求められた α

	I45	I50	I55	I60
イ 1	1.8386	2.5537	3.1035	3.6585
イ 2	1.5943	2.1204	2.8741	3.1317
イ 3	1.2933	1.5375	2.1860	2.2389
イ 4	1.1868	1.4215	1.9525	2.4659
イ 5	1.2212	1.4847	2.0554	2.1892
全地域	1.5544	1.8832	2.5457	2.4588

確率密度関数モデルからもとめられた α の一部は、形式上マイナスとなり想定された計算方法が通用しない。1 を下回る範囲もまた多く、これらにおいて修正パレート評価法は適当でない。これに対し逆累積確率関数モデルから得られた α についてはいずれも 1 を超えており、修正パレート評価法による計算が可能である。小倉(2015)にならい測度変換

$$\hat{\eta}_t(x) = \frac{\eta_t(x) I_{x > \varepsilon}}{\int_{\varepsilon}^{\infty} \eta_t(x) dx} \quad \text{ただし } \eta_t(x) = \sqrt{\frac{1}{2\pi t}} \frac{1}{x} \exp\left(-\frac{1}{2t} \left(\log x - \frac{1}{\alpha} \log C - \frac{\alpha t}{2}\right)^2\right)$$

による変換を経た平均値

$$\hat{E}_{\alpha}^t[X] \equiv E[X \hat{\eta}_t(X)] = \frac{\Phi\left(\frac{\log((\alpha-1)/\varepsilon)}{\alpha\sqrt{t}} + \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\sqrt{t}\right)}{\Phi\left(\frac{\log((\alpha-1)/\varepsilon)}{\alpha\sqrt{t}} + \frac{\alpha}{2}\sqrt{t}\right)} ((\alpha-1)/\varepsilon)^{1/\alpha} \varepsilon \exp\left(-\frac{\alpha-1}{2}t\right)$$

の計算を $t=1$ として行い、またデータの標本平均値と比較すると以下の通りである。

表 3-4-1 修正パレート評価法による各地域区分別計算結果 T30_I45_PS

	α	ε	$\hat{E}_{\alpha}^t[X]$	標本平均値 \bar{X}	$\hat{E}_{\alpha}^t[X]/\bar{X}$
イ料率区分 1	1.8386	0.0005	0.0187	0.4482	4.2%
イ料率区分 2	1.5943	0.0005	0.0315	0.4582	6.9%
イ料率区分 3	1.2933	0.0005	0.0597	0.8148	7.3%
イ料率区分 4	1.1868	0.0005	0.0670	0.8327	8.0%
イ料率区分 5	1.2212	0.0005	0.0657	0.8474	7.8%
全国	1.5544	0.0005	0.0345	0.5145	6.7%

表 3-4-2 修正パレート評価法による各地域区分別計算結果 T30_I50_PS

	α	ε	$\hat{E}_\alpha[X]$	標本平均値 \bar{X}	$\hat{E}_\alpha[X]/\bar{X}$
イ料率区分 1	2.5537	0.0005	0.0053	0.1688	3.2%
イ料率区分 2	2.1204	0.0005	0.0109	0.2146	5.1%
イ料率区分 3	1.5375	0.0005	0.0358	0.6726	5.3%
イ料率区分 4	1.4215	0.0005	0.0463	0.5974	7.8%
イ料率区分 5	1.4847	0.0050	0.0854	0.7103	12.0%
全国	1.8832	0.0050	0.0500	0.2718	18.4%

表 3-4-3 修正パレート評価法による各地域区分別計算結果 T30_I55_PS

	α	ε	$\hat{E}_\alpha[X]$	標本平均値 \bar{X}	$\hat{E}_\alpha[X]/\bar{X}$
イ料率区分 1	3.1035	0.0005	0.0025	0.0405	6.2%
イ料率区分 2	2.8741	0.0005	0.0034	0.0677	5.0%
イ料率区分 3	2.1860	0.0005	0.0097	0.3398	2.8%
イ料率区分 4	1.9525	0.0005	0.0149	0.2794	5.3%
イ料率区分 5	2.0554	0.0005	0.0122	0.4143	3.0%
全国	2.5457	0.0005	0.0054	0.1059	5.1%

表 3-4-4 修正パレート評価法による各地域区分別計算結果 T30_I60_PS

	α	ε	$\hat{E}_\alpha[X]$	標本平均値 \bar{X}	$\hat{E}_\alpha[X]/\bar{X}$
イ料率区分 1	3.6585	0.0005	0.0013	0.0060	21.3%
イ料率区分 2	3.1317	0.0005	0.0024	0.0117	20.9%
イ料率区分 3	2.2389	0.0005	0.0088	0.0709	12.4%
イ料率区分 4	2.4659	0.0005	0.0061	0.0572	10.7%
イ料率区分 5	2.1892	0.0005	0.0096	0.1197	8.0%
全国	2.4588	0.0005	0.0062	0.0229	27.0%

このように、今回見た事例では、元データをパレート分布によって解釈する手法としては、先行論文で主に使われている「逆累積」から求める方法のほうが、小倉(2015)から提案してきた「密度関数」から求める手法よりも、広い範囲のケースにて計算できた。ただし標本平均との大きさにはかなり格差があり、その解釈について検討の余地がある。

4 まとめと今後の課題

前の論文[6]で提案した、元データが裾野の広いデータであった場合における保険料計算手法のひとつとして、パレート分布へのあてはめとその適当な測度変換による計算法(修正パレート評価法)を提案し、これを用いた計算から得られる理論上の展開および応用上の展開について展望した。本稿ではその2つの方向のうち応用上の展開の一部として、この計算が、損害保険料率算出機構や他の保険会社において行われた計算とどのように異なっているかを確かめるため、同一の地震保険料が適用されている地域区分毎に元データを分割して対数回帰分析を行い、その結果を分析したものである。

その結果、計算結果としては従来型の地震保険料計算と大きく異なる計算結果が出る。またその分布に大きな偏り(いわゆるファットテール)がある場合については有効であるものの、そうでない場合については必ずしも適当な評価を計算しえないということが判明した。一方で、パレート性を逆累積確率関数からとらえた上でなら、より広範なケースでの修正パレート評価法が可能であることが確かめられた。

本稿を受けて検討すべき問題としては少なくとも2つある。ひとつは、修正パレート法においりリスク回避度として導入しているパラメータ ϵ についての比較静的分析がいまだ手付かずであることである。いまひとつは測度変換

$$\hat{\eta}_t(x) = \frac{\eta_t(x) I_{x > \epsilon}}{\int_{\epsilon}^{\infty} \eta_t(x) dx}$$

を、小倉(2015)の補遺にて概念のみ導入した広義パレート分布にまで拡張できないかどうかの検討である。パレート分布に従う確率変数の和に関する評価は、ロングテールを持つリスクの組み合わせを論じるときに有用な道具の一つとなりえると考ええる。いずれも

参考文献

- [1] 損害保険料率算出機構「日本の地震保険 平成 26 年 7 月版」
- [2] 地震調査研究推進本部 地震調査委員会(2012), 今後の地震動ハザード評価に関する検討～2011 年・2012 年における検討結果～
- [3] 地震調査研究推進本部 地震調査委員会(2014), 全国地震動予測地図 2014 年版～全国の地震動ハザードを概観して～
- [4] 損害保険料率算出機構所属・加藤奈々氏へのメールによるインタビュー結果 (2015 年 11 月)
- [5] 日本アクチュアリー会「損保数理」(平成 23 年 2 月改訂版)
- [6] 独立行政法人防災科学技術研究所, 地震ハザードステーション <http://www.j-shis.bosai.go.jp/>
- [7] 日本リアルオプション学会(2013)発表「パレート分布に従うリスクの価格付けについて」
- [8] 小倉(2015)「パレート分布に従うリスクの経済合理性のある価格付けについて」, リアルオプション研究(2015), 13-36
- [9] SBI 少額短期保険ウェブページ <http://www.jishin.co.jp/index.shtml>
- [10] Kenneth A. Froot, editor(1999), *"The Financing of Catastrophe Risk"*, University of Chicago Press
- [11] Zajdenweber, D *"Extreme Values in Business Interruption Insurance"*, *The Journal of Risk and Insurance*, 1996, Vol. 63, No. 1, 95-110
- [12] Bühlmann, H. (1980), *"An economic premium principle"* *Astin Bulletin*, 11, 52-60
- [13] Bühlmann, H. (1984), *"The General Economic Premium Principle"* *Astin Bulletin*, 14, 13-21
- [14] Borch, K (1962) *Equilibrium in a Reinsurance Market*, *Econometrica* 30, 424-444
- [15] Wang, SS (2001), *"Equilibrium Pricing Transforms: New Results of Bulhmann's 1980 Economic Model"*, *AFIR* 36