南海トラフの地震活動の長期評価（第二版）の一部改訂について（案）

令 和 7 年 ○ 月 ○ 日
地震調査研究推進本部
地 震 調 査 委 員 会

地震調査委員会は、これまでに、海域に発生するプレート間地震（海溝型地震）について、千島海溝、三陸沖から房総沖にかけての日本海溝、相模トラフ、南海トラフ、日向灘及び南西諸島海溝周辺、日本海東縁部を対象に長期評価を行い、公表してきた。

しかし、2011年3月11日に発生した東北地方太平洋沖地震のような超巨大地震を評価の対象とできなかったことを始め、海溝型地震の長期評価に関して様々な課題が明らかとなったことから、地震調査委員会では、それまでの長期評価手法を見直し、新たな手法の検討を行ってきた。

平成 25 年 5 月 24 日に、それまでに得られた新しい調査観測・研究の成果を取り入れ、平成 13 年 9 月 27 日に公表された南海トラフの地震活動の長期評価（第一版と呼ぶ）を暫定的に改訂し、第二版として長期評価の公表を行った。

今回、データ及びパラメータの不確実性と誤差を考慮した確率計算手法を採用し、将来南海トラフで大地震が発生する確率のみ改訂し、第二版の一部改訂としてとりまとめた。

南海トラフの地震活動の長期評価（第二版　一部改訂）

＜説明＞

ある。慶長地震は、京都ではほとんど無感であり（石橋，1983；都司，1994；山本・萩原，1995)、奈良・大阪でも強い揺れに見舞われたという記録はないが、房総半島の太平洋側や遠州灘から足摺岬まで広い範囲で津波による被害が報告されている（例えば、山本・萩原，1995)。以上のことから、慶長地震は津波地震であるとされており（例えば、都司, 1994)、他の南海トラフ沿いで起きた大地震と震源域が異なる可能性がある。そこで地震の発生確率を計算する際、以下の 5 つのケースについて発生確率を計算した。

（Ⅰ）684 年以降に発生したすべての地震を用いるケース

（Ⅱ）ケースⅠから 1605 年慶長地震を除いたケース

（Ⅲ）地震の見落としがないと思われる 1361 年以降に発生した地震を用いるケース

（Ⅳ）ケースⅢから 1605 年慶長地震を除いたケース

（Ⅴ）地殻変動データがある最近の 3 地震を用いたケース

ただし、1361 年以前の地震を用いるケースⅠとⅡについては地震の見落としがある可能性が高いと考えられる。また、ケースⅤについては後述する 2）の地殻変動データを利用した場合との比較のために計算する。そのため、これらのケースについては参考としての評価にとどめる。

表 4-2 に用いたデータセットを示す。

表 4-2　確率計算に使用する地震の組合せ

1361 年以前の地震も含むケースⅠとⅡについては、地震の見落としの可能性があるため参考として扱う。最近の 3 地震を用いたケースⅤは手法比較用のため参考として扱う。

年	地震名	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
684.9	白鳳（天武）地震	○	○			
887.7	仁和地震	○	○			
1098.1	康和・永長地震	○	○			
1361.6	正平（康安）地震	○	○	○	○	
1498.7	明応地震	○	○	○	○	
1605.1	慶長地震	○		○		
1707.8	宝永地震	○	○	○	○	○
1855.0	安政地震	○	○	○	○	○
1946.0	昭和地震	○	○	○	○	○

ⅱ）確率モデル

地震の発生間隔を表す統計モデルとしては BPT（Brownian Passage Time）分布更新過程（以下、BPT モデル）を用いる。これは地震調査委員会（2001a）で地震の発生間隔が従う統計分布として BPT 分布、対数正規分布、ガンマ分布、ワイブル分布及び二重指

数分布を比較検討し、物理的解釈が理解しやすいという特徴等から BPT 分布を採用していくことが妥当と判断したことを踏襲している。

BPT 分布は統計学では逆ガウス分布とも呼ばれ、以下の確率密度関数で記述される。

$$f_{\mathrm{IG}}(t|\mu,\alpha) = \sqrt{\frac{\mu}{2\pi\alpha^2 t^3}}\exp\left\{-\frac{(t-\mu)^2}{2\alpha^2\mu t}\right\} \quad (t>0,\mu>0,\alpha>0) \tag{1}$$

μとαはそれぞれ平均と変動係数と呼ばれ、標準的な発生間隔と分布のばらつきを表す。

地震の発生間隔が式(1)の分布に従うと考えると、過去に発生した地震の発生間隔をデータとして、尤度関数を評価することにより、最適なパラメータ(μ,α)を求めることができる。n個の発生間隔$\boldsymbol{T}=\left(T_1,T_2,\ldots,T_n\right)^{\mathsf{T}}$が得られている時、尤度関数は、

$$L(\mu,\alpha|\boldsymbol{T}) = \prod_{i=1}^{n} f_{\mathrm{IG}}(T_i|\mu,\alpha)$$

と表せる。地震調査委員会（2001a）では、この対数尤度 $\ln L(\mu,\alpha|\boldsymbol{T})$を最大化する最尤推定法によってパラメータ$(\mu,\alpha)$の最適値を求める方法を、標準的な手法として採用している。

なお、上記の取り扱いでは、最新活動時期から評価時点まで地震が発生していないという情報は尤度評価に用いられていない。地震の発生間隔のように、利用可能なデータ数が限られる場合、このような未発生期間の情報を尤度関数に組み込むアプローチは、推定の改善に繋がることがある（地震調査委員会，2001a）。評価時点tまでに地震が発生する確率を$q(t,\mu,\alpha)$とすると、最新活動時期から評価時点まで地震が発生していない条件の下での尤度関数は、

$$L_c(\mu,\alpha|\boldsymbol{T},t) = \{1-q(t,\mu,\alpha)\}\prod_{i=1}^{n} f_{\mathrm{IG}}(T_i|\mu,\alpha) \tag{2}$$

と表せる。本評価では、この条件付き尤度関数を用いて、次の章で詳述するベイズ推定によって、パラメータ(μ,α)の事後分布を求める。

iii）推定手法

a）ベイズ推定

これまでの長期評価においては、パラメータ推定には主に最尤推定法が用いられてきた（地震調査委員会，2001a）。最尤推定法は、観測データを最もよく説明するパラメータの点推定値を与える有効な手法である一方、一般に観測数の少ない地震の発生間隔のようなデータに対しては、推定が不安定になりやすい、パラメータの不確実性を評価できない等の制約がある。そこで本評価では、地震発生モデルのパラメータ推定およびその不確実性評価の枠組みとして、ベイズ推定を導入する。

ベイズ推定は、パラメータに関する事前知識（事前分布）を、観測データから得られる情報（尤度関数）によって更新し、パラメータの事後的な確率分布（事後分布）を導出する統計的推論の枠組みである。このアプローチでは、既往の研究成果や専門家の知

見といった事前情報を事前分布としてパラメータ推定に取り込めるため、特にデータ数が限られる状況下でも推定が安定しやすい利点がある。さらに、ベイズ推定の重要な特性として、パラメータの不確実性が事後分布として直接的に表現される点が挙げられる。これにより、個々のパラメータの不確実性を評価できるだけでなく、それらを用いて算出される次の地震発生確率についても、その不確実性を含めた定量的な評価が可能となる。

ii)に示した確率モデルにおけるパラメータ(μ,α)の事後分布は、ベイズの定理より

$$p(\mu,\alpha|\boldsymbol{T},t) \propto L_c(\mu,\alpha|\boldsymbol{T},t) \times \pi(\mu,\alpha) \tag{3}$$

と表せる。ここで、$\pi(\mu,\alpha)$はパラメータ(μ,α)の事前分布である。この事後分布に関して、統計モデル（BPT モデル）を平均化することで、次の地震までの発生間隔T_{n+1}の事後予測分布が得られる。~~すなわち、~~

$$\cancel{p_{pp}^{(\mathrm{IG})}(t_{n+1}|\boldsymbol{T},t) = \iint f_{\mathrm{IG}}(t_{n+1}|\mu,\alpha)p(\mu,\alpha|\boldsymbol{T},t)\,d\mu d\alpha}$$

~~さらに、評価時点以降に次の地震が発生する条件付き事後予測分布は、評価時点tまでの発生確率を 0 とした切断逆ガウス分布~~

$$\cancel{f_{\mathrm{TIG}}(t_{n+1}|t,\mu,\alpha) = \frac{f_{\mathrm{IG}}(t_{n+1}|\mu,\alpha)}{1-F_{\mathrm{IG}}(t|\mu,\alpha)}}$$

~~を用いて、~~

$$\cancel{p_{pp}^{(\mathrm{TIG})}(t_{n+1}|\boldsymbol{T},t) = \iint f_{\mathrm{TIG}}(t_{n+1}|t,\mu,\alpha)p(\mu,\alpha|\boldsymbol{T},t)\,d\mu d\alpha \qquad (4)}$$

~~と表せる。~~

ｂ）事前分布の検討

ベイズ推定における事前分布は、パラメータに関する事前知識を確率分布として定式化したもので、事後分布の導出に不可欠である。この事前分布の選択は推定結果に影響を与えるため、非常に重要である。Ogata（2002）では、海溝型地震の地震発生モデルについて、指数分布を採用しており、Nomura et al.（2011）では、内陸活断層の地震発生モデルについて、複数の事前分布候補を比較検討している。

本評価では、パラメータに関する特段の事前知識がないことや、データから客観的に情報を引き出すことを重視し、代表的な無情報事前分布のひとつであるジェフリーズ事前分布を採用する。ジェフリーズ事前分布は、モデルの尤度関数が持つ構造（フィッシャー情報量）に基づいて一意にその関数形が決まるという特徴を持つ。したがって、事前分布の具体的な関数形やその形状を規定するハイパーパラメータを主観的に仮定する必要がない。~~式(1)で定義される逆ガウス分布のパラメータ(μ,α)に対するジェフリーズ事前分布は解析的に表現することが可能であり、~~

$$\cancel{\pi(\mu,\alpha) \propto \frac{1}{\mu\alpha^2}}$$

~~と表せる（例えば、Chaubey et al., 2021）。この事前分布を用いて、式(3)の事後分布を計算し、式(4)で表される次の地震の発生確率を算出する。~~

ⅳ） 試算結果

ⅰ)～ⅲ)に示した条件の下、評価基準日を令和７年（2025 年） １月１日とし、基準日から 30 年間に地震が発生する確率（以下、30 年確率）を計算した結果（ケースⅢ～Ⅳ）を図**に示す。ベイズ推定により、発生確率は確率分布（頻度分布）として得られる。図**には、確率分布の平均値、および 70%と 95%の信用区間（最高密度区間）が合わせて示されている。各ケースにおける 30 年確率の 70%信用区間および平均値をまとめたものを表**に示す。なお、地震が更新過程によらずランダムに起きている（ポアソン過程）と仮定したときの発生確率も参考値として示す。また、前地震からの経過時間に伴う今後 30 年間に地震が発生する確率の平均値と 70%区間の推移を図？に示す。

表 4-3　南海トラフで次に発生する地震の発生確率（時間予測モデルを用いない場合）

ケース	平均活動間隔	今後 30 年間に地震が発生する確率 α：最尤法 （　）内はαの値	α=0.24	Poisson過程	昭和地震直前の値
Ⅰ	157.6	10%程度（0.40）	3%	20%程度	30%程度
Ⅱ	180.1	6%（0.37）	0.6%	20%程度	10%程度
Ⅲ	116.9	20%程度（0.20）	20%程度	20%程度	60%程度
Ⅳ	146.1	10%程度（0.35）	5%	20%程度	30%程度
Ⅴ	119.1	30%程度（0.34）	20%程度	20%程度	40%程度

30 年間に地震が発生する確率は、ケースによって 6～30%程度までばらついている。ここで示す地震の発生確率は、30 年間という限定された期間の確率であるため、時間が無限に経過しても 100%とはならず、ある一定の値（上限値）に近づいていく。上限値は平均活動間隔とばらつきαの関数で決まり、例えばケースⅠとⅡの場合は 50%程度、ケースⅢでは 90%程度以上となる。図 4-2 には実際に過去の地震が起きた時の各ケースにおける確率を示す。また、参考として、昭和の地震が起こる直前（地震後経過時間が 91.0 年）における確率値を表 4-3 に示す。昭和の地震が実際に発生した時点における発生確率を計算してみると、10%程度～60%程度である。このことから、現時点（評価時点）の地震発生確率はそれに近い値となっており、十分に警戒しなければならない水準

に達していると言える。

２）発生間隔と地震の規模を利用する場合

地震調査委員会（2001b）では、南海トラフで発生する地震（南海地震、東海地震）の地震発生確率を評価する際、時間予測モデルを採用している。時間予測モデルでは、次の地震までの時間間隔が前回の地震の規模に応じて、変化するとしている。これはプレート運動などにより、地震間に一定の割合でひずみが蓄積していき、限界値を超えたところで地震が起きてひずみが解放されるという考え方である。地震により解放されたひずみの量、すなわち地震の規模は、断層上のすべり量に比例する。このモデルに基づいて前回の地震の規模（すべり量）から、次の地震までの発生間隔が予測できることより、「時間予測モデル」と呼ばれる。南海地震においては、過去３回の南海地震による室津港の隆起量が求められており、隆起量と次の地震までの発生間隔に比例関係が認められることから、この隆起量に対して時間予測モデルが適用可能であるとされてきた（Shimazaki and Nakata, 1980）。そして、地震発生確率の計算に時間予測モデルを利用する方法としては、時間予測モデルを適用して得られた次の地震発生までの期待時間を、式(1)で示される BPT 分布の平均 μ に代入して計算する簡易的な手法が採用されてきた（地震調査委員会, 2001ab）。一方で、このような取り扱いは、地震の規模が一定であることを前提とする BPT モデルの元々の枠組みとは必ずしも整合しない可能性が指摘されており（Hashimoto, 2022）、さらに、BPT モデルと時間予測モデルとの関連性が十分に整理されていないという点も課題として挙げられる。

本評価では、すべり量依存（Slip-Size-Dependent）BPT モデル（以下、SSD-BPT モデル）を新たに採用する（Ogata, 2002; 寺田, 2025; 地震調査委員会, 2025）。SSD-BPT モデルは、BPT モデルに地震の規模の多様性を組み込んだ拡張モデルであり、前回の地震の規模に応じて BPT 分布のパラメータが更新される。このモデルのパラメータは、前述した室津港の隆起量データを用いて推定が可能である。

ただし、近年、前述の宝永地震における室津港の隆起量に関しては、その根拠となった歴史資料の水深記録に複数の不確定要素が含まれ、結果として推定隆起量に大きな幅が生じることが指摘されている（橋本ほか、2024a）。一方で、これら史料の解釈を巡っては、多様な見解を伴う学術的議論が継続しており（中田・島崎、2024；橋本ほか、2024b）、現時点では統一的な見解には至っていない。しかし、史料データに、記録や解釈の過程で生じる一定の不確かさが含まれることは、その資料的特性を鑑みれば明らかである。

このような背景から、本評価ではこれら史料を再検討し、そこから得られる隆起量データが持つ不確かさを改めて定量化する。分析にあたっては、宝永地震のみならず、安政地震や昭和地震に関する記録も詳細に検証した。これらの不確かさを考慮した各隆起量データを確率分布として定式化し、SSD-BPT モデルを用いた地震発生確率の計算に

組み込む。モデルのパラメータ推定には、１）と同様にベイズ推定を適用する。利用可能な隆起量データが地震３回分と限られており、かつ個々のデータが顕著な不確かさを含むことを踏まえ、事前分布の設定についても丁寧な検討を行った。

ｉ）計算に用いる地震と隆起量

ａ）歴史記録に基づく隆起量データの整理

宝永地震

宝永地震における室津港の隆起量として、地震調査委員会（2001b）では、Shimazaki and Nakata（1980）による推定値 1.8m を採用してきた。しかし近年、歴史記録における隆起量の不確かさが指摘されており、橋本ほか（2024a）では、1.4m から 2.4m という幅のある隆起量が提唱されている。本評価では、この広範な隆起量推定値の内訳と、それが依拠する歴史資料の解釈について、詳細な検討を行った。

宝永地震における室津港の隆起量を記録した歴史資料は、「久保野家文書」と「万変記」に大別される（今村，1930；柴田，2017；柴田，2024；橋本ほか，2024a)。「久保野家文書」は、江戸時代に室津港の港番役を務めていた久保野家に伝来し、同家によって保管されてきた複数の関連歴史資料の総称である。

まず「久保野家文書」の記述からは、測量に用いられた竿の解釈の違いに基づき、二通りの隆起量が推定されている（橋本ほか，2024a)。第一の解釈は普請用の竿が用いられたとするもので、この場合、測定値 1.7m から 1.9m、およびそれに対応する測定誤差 0.5m が得られる。第二の解釈は地方之竿を基準としたものであり、こちらは測定値 1.4m から 1.5m、測定誤差 0.3m とされる。これらの解釈の結果、「久保野家文書」からは、1.7m～1.9m（誤差 0.5m）と 1.4m～1.5m（誤差 0.3m）という２通りの隆起量候補が導き出される。

一方、「万変記」には七・八尺（2.1m～2.4m）という隆起量が記載されているものの、これは伝聞情報が主体であり、直接的な測量記録は確認されていない（柴田，2017；柴田，2024)。しかし、これが同時代の測定記録である可能性を考慮し、本評価では「久保野家文書」から得られる測量状況や計測誤差の知見を「万変記」の記述の解釈に援用する。この方針に基づき、「万変記」の記述から導き出される隆起量の解釈として、第一のものは、2.1m～2.4m に対し、「久保野家文書」の普請用の竿解釈に基づく測定誤差 0.5m を適用するものである（結果として 2.1m～2.4m、誤差 0.5m)。第二のものは、「久保野家文書」の地方之竿解釈を「万変記」の 2.1m～2.4m に適用して隆起量を 1.7m～1.9m の範囲に換算し、この換算値に同解釈での測定誤差 0.3m を組み合わせるものである（結果として 1.7m～1.9m、誤差 0.3m)。これら二つの解釈が、「万変記」から導き出される主要な隆起量候補となる。

以上の検討を総合すると、宝永地震における室津港の隆起量の候補値として、「久保野家文書」から導かれる 1.4m～1.5m±0.3m と 1.7m～1.9m±0.5m の２通り、および「万

変記」の解釈から導かれる 1.7m～1.9m±0.3m と 2.1m～2.4m±0.5m の２通り、合計４通りが想定される。

安政地震

安政地震における室津港の隆起量を記録した歴史資料は、主に「久保野家文書」の一部でもある「室津港手鏡」（以下、「手鏡」）および「土佐國大地震并御城下大火事且大汐入之實録之事」（東京大学地震研究所，1987；以下、「土佐國」）に大別される（今村，1930；橋本ほか，2024a）。「手鏡」の記述からは 1.2m の隆起量が推定される一方、「土佐國」には 0.9m から 1.2m の範囲での隆起が記録されている。しかし、これらの歴史資料には、先の宝永地震の記録とは異なり、測定誤差に関する具体的な情報は含まれていない。そこで本評価では、利用可能な情報から最大限の不確かさを評価に反映させるという観点に立ち、宝永地震の隆起量推定で検討された誤差範囲の最大値である 0.5m を、安政地震における両資料の隆起量に対しても適用することとした。

以上の検討を総合すると、安政地震における室津港の隆起量の候補値としては、「手鏡」の記述から導かれる 1.2m±0.5m、および「土佐國」の記述に基づく 0.9m～1.2m±0.5m の２通りが想定される。

昭和地震

昭和地震における室津港の隆起量については、比較的近年の観測記録が利用可能である。これらは主に、沢村（1953）などによる港湾の測深データと、Satake（1993）や Sagiya and Thatcher（1999）などによる水準測量データに大別される。これらの直接観測に基づく測定値は、歴史記録に比べて格段に高い信頼性を有すると考えられる。ただし、これらのデータは必ずしも室津港の代表点での測定ではないため観測位置に関する補正が望ましく、また測定値には地震時以外の地殻変動（例えば、地震前の長期的な変動や地震後の余効変動）も含まれるため、より精密な評価のためにはこれらを除去・補正する処理も必要となる。本評価では、これらの各種補正とそれに伴う誤差を詳細に検討した。なお、以下に述べる各データに対する具体的な補正値の導出過程および誤差評価の詳細は、付録**（西村ほか？）にまとめて示す。

まず測深データについては、沢村（1953）による実測値 1.15m（津呂港での測定）を初期値とした。この値は、Shimazaki and Nakata（1980）をはじめ、多くの先行研究や長期評価（地震調査委員会，2001b）で参照されてきた基本的な測定値である。この初期値に対し、室津港への位置補正（-66.5mm±27.8mm）、地震８ヶ月後の測定であることを考慮した２通りの余効変動補正（それぞれ+2.7mm および-4.8mm）、さらに Hashimoto（2022）の指摘に基づく海水準変動補正（-50mm±50mm）を適用した結果、103.6cm±5.7cm および 102.9cm±5.7cm という２通りの隆起量が得られる。

次に水準測量データについては、Satake（1993）による水準点 5145 での隆起量 80cm

±3.7cm を初期値とした。これに位置補正（+77.4mm±27.8mm）を施し、さらにこの値に含まれる長期間（地震前 17 年 3 ヶ月、地震後 1 年 2 ヶ月）の地殻変動と余効変動の影響に対し、測深データと同様の２通りの変動補正（それぞれ+74mm〜+148mm および+132.2mm の補正量）を適用した。これらの補正の結果、水準測量データからは 95.2cm〜102.6cm±4.6cm および 101.0cm±4.6cm という２通りの隆起量が得られる。

以上の測深データおよび水準測量データから導かれた隆起量推定値を総合すると、昭和地震における室津港の隆起量の候補値としては、港湾測深データから推定される 103.6cm±5.7cm と 102.9cm±5.7cm、および水準測量データから推定される 95.2cm〜102.6cm±4.6cm と 101.0cm±4.6cm、の合計４通りが想定される。特筆すべきは、出発点となる測定値が、測深データの 115cm、水準測量データの 80cm±3.7cm と、その観測手法も初期値も大きく異なるにもかかわらず、各種補正と誤差評価を経ることにより、最終的な候補値がいずれも 100cm 前後の値（誤差数 cm の範囲内）に収斂する傾向が見られる点である。この結果は、本評価で適用した補正手法の妥当性を示唆すると同時に、異なる観測データから導かれた複数の推定値が整合的な範囲に収まることで、昭和地震時における室津港の実際の隆起量が 100cm 程度であったという評価の信頼性を高めるものである。

ここまで述べてきた宝永地震、安政地震、および昭和地震における室津港の隆起量に関する複数の候補値、ならびにそれぞれに付随する不確かさを表**にまとめる。以降の章では、これらの各隆起量データが持つ不確かさを確率分布として定式化し、地震発生確率モデルに組み込む方法について検討する。

ｂ）隆起量データの確率分布による表現

前節で整理した各地震の隆起量データについて、本節ではこれらを確率分布として定式化する方法を示す。全体的な方針として、まず、個々の隆起量の候補値に対し、その不確かさを考慮した確率分布を個別に定義する。次に、これらの個別分布に対して情報源の特性や信頼度に応じた重みを付与し、各地震を代表する単一の隆起量確率分布を混合分布として表現する。

不確実性と誤差

個々の隆起量データを確率分布として表現するにあたり、まず表**に示された各データの特性、特にその不確かさに着目する。これらのデータが持つ不確かさは、主として測定値自体が取り得る幅と、測定行為に伴う測定誤差の二つの側面から捉えられる。本評価では、前者を「認識論的不確実性（不確実性）」、後者を「測定誤差（誤差）」として概念的に区別し、それぞれを確率分布の構築に反映させる。

一般に、測定値x_oとその誤差（標準偏差σ_e）が与えられた場合、x_oを期待値とし、σ_e

を標準偏差とする正規分布$N(x_o, \sigma_e^2)$で当該データのばらつきを表現できる。本評価で扱うデータのように、測定値が不確実性（$x_1 \sim x_2$）を持つ場合には、この正規分布の期待値（中心）が、不確実性に起因する別の確率分布に従うと考えることができる。結果として、不確実性と誤差の両方を持つデータの包括的な確率分布は、不確実性を表す分布と誤差を表す正規分布の畳み込み積分として表現される。

不確実性を表現する分布の関数形は一意ではないが、正規分布や一様分布などが一般的な候補である。仮に、不確実性を標準偏差σ_uの正規分布で、誤差を標準偏差σ_eの正規分布でそれぞれ表現する場合、両者を畳み込んだ分布もまた正規分布となり、その標準偏差は$\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$となる（期待値は不確実性の範囲の中心に一致）。不確実性を一様分布で表現した場合、両者を畳み込んだ分布は軟化一様分布と呼ばれる分布となる（付録**）。重要な点として、本評価の対象データでは、誤差が不確実性の幅に比べて十分に大きいため、不確実性の分布として正規分布と一様分布のいずれを仮定しても、最終的な確率分布の形状には大きな差異が生じない（付録**）。この結果の安定性と、正規分布を用いた場合の計算上の簡便性（再生性など）を総合的に勘案し、本評価では不確実性を表す分布として正規分布を採用する。具体的には、不確実性の範囲の中心$(x_1 + x_2)/2$を期待値、範囲の半値$(x_2 - x_1)/2$を標準偏差とする正規分布で、不確実性を表現する。

このアプローチによって定義された、個々のデータに対する確率分布の主要なパラメータ（正規分布$N(m, \sigma^2)$における平均mおよび分散σ^2）を、表**に併せて示す。これらの個別確率分布を基に、次いで、各地震の隆起量確率分布を構築する。

宝永地震・安政地震・昭和地震における室津港の隆起量の確率分布

前述のように定義された各隆起量データの確率分布に基づき、各地震（宝永、安政、昭和）を代表する単一の隆起量確率分布を、重み付き混合分布として構築する。この際、各個別分布に適用する重みの設定が必要となる。

まず宝永地震に関しては、「久保野家文書」と「万変記」という二つの主要な歴史資料群から得られる情報に対する重みを検討する。「久保野家文書」の記録は、地震発生から約 50 年後と時間的な隔たりがあり、その間の余効変動や室津港における工事等の影響を含む可能性は否定できない（橋本ほか，2024a）ものの、測量に基づくとされる貴重な記述である。一方、「万変記」の記述は伝聞情報が主体ではあるが、編者が公的情報を入手し得る立場にあった可能性や、地震発生直後の情報としての価値を考慮すると、一定の信頼性を有すると考えられる（柴田，2017，2024）。これら二つの情報源の資料価値に明確な優劣を付けることは現時点では困難であると判断し、本評価では両者から得られる分布に対して均等な重みを配分する。さらに、「久保野家文書」およびそれを参照する「万変記」の解釈において問題となる測量竿の種類（普請用の竿か地方之竿か）についても、当時の慣習として普請用の竿が一般的であった可能性は指摘さ

れる（中田・島崎，2024）ものの、具体的な使用記録が残されておらず、いずれの解釈に重みを置くべきか決定的な根拠に欠ける。したがって、これら竿の解釈に起因する二通りの可能性それぞれに対しても均等な重みを適用する。結果として、宝永地震の隆起量確率分布は、これらの検討に基づき、前節で導出された４通りの個別確率分布すべてに均等な重みを付与した混合分布として定義する。

安政地震についても同様に、その隆起量の根拠となる二つの主要歴史資料（「手鏡」および「土佐國」）の信頼性に明確な優劣はつけ難いと判断し、それぞれから導かれる確率分布に均等な重みを配分する。

昭和地震については、測深データと水準測量データという２種類の観測データ、およびそれぞれに適用した２通りの地殻変動補正のいずれの組み合わせがより確からしいかについて、現時点で優越を判断する客観的根拠が乏しい。そのため、結果として得られる４通りの確率分布すべてに均等な重みを与える方針とする。

以上の重み付け方針に基づき、各個別確率分布を統合して構築した宝永、安政、昭和の各地震における室津港の隆起量確率分布を、それぞれ図**に示す。また、これらの混合分布から算出される期待値と分散を表**に併せて整理した。この結果、宝永地震の隆起量分布は期待値 1.83m、安政地震は期待値 1.13m を中心とする分布となった。これらは特に歴史資料に由来する不確実性および誤差の影響を反映し、いずれも相対的に広がりの大きい、緩やかな分布形状を呈する。対照的に、昭和地震の隆起量分布は期待値 1.01m を中心として比較的狭い範囲に集中しており、そのばらつきの度合いは、宝永地震や安政地震のそれと比較して、標準偏差で一桁程度小さい。

本評価では、各隆起量推定における不確実性と誤差を詳細に分離・検討し、それらを確率分布として明示的に反映させた。その結果として得られた各地震の隆起量分布の期待値に注目すると、地震調査委員会（2001b）などで過去に参照されてきた代表値（宝永地震 1.8m、安政地震 1.2m、昭和地震 1.15m）と大きくは乖離していないことが確認される。

ⅱ）確率モデル

地震の発生間隔を表す統計モデルとしては、すべり量依存 BPT モデル（SSD-BPT モデル）を用いる（Ogata, 2002; 寺田, 2025; 地震調査委員会, 2025）。このモデルは、BPT モデルの物理的背景である「擾乱を伴うひずみ蓄積過程」を基礎としつつ、蓄積するひずみの限界値が前回の地震規模（すべり量）に比例するという考え方をその主要な特徴とする。このため SSD-BPT モデルは、BPT モデルと時間予測モデル双方の要素を併せ持つ融合モデルと位置付けられる。理論上、前回の地震規模と次の地震までの発生間隔には、ひずみ蓄積過程における擾乱によるばらつきを伴いながらも、正の比例関係が期待される。南海トラフで発生する地震においては、室津港の隆起量が地震の規模に対応すると見なせる。実際に、前節で整理した隆起量と発生間隔との関係には、各データ

の誤差を考慮しても、明瞭な正の比例関係が確認できる（図**）。

SSD-BPT モデルにおける確率密度関数は、式(1)で表される BPT 分布の確率密度関数において、パラメータ(μ, α)が、前回の地震の隆起量によって変化する形で記述できる。すなわち、前回の地震の隆起量をu_iとすると、パラメータ(μ, α)は、

$$\mu = \beta u_i$$

$$\alpha = \frac{\beta \gamma^2}{u_i}$$

と表される。ここで、βは地震間に蓄積するひずみの蓄積速度の逆数に対応するパラメータであり、今回の南海地震のモデル化においては、地震間における室津港の沈降速度の逆数に相当する。また、γはひずみ蓄積にかかる擾乱のつよさを決めるパラメータである。SSD-BPT モデルを用いた場合においては、ベイズ推定によって(β, γ)の事後分布を求めることになる。

iii）推定手法

a）ベイズ推定

SSD-BPT モデルのパラメータ推定においても、ベイズ推定を採用する。SSD-BPT モデルの尤度関数は、前述のように単純な BPT モデルにおけるパラメータ(μ, α)を、パラメータ(β, γ)を用いて置き換えることにより、基本的には BPT モデルの場合と同様の枠組みで評価することが可能である。しかしながら、SSD-BPT モデルの推定にあたっては、いくつかの点に留意する必要がある。第一に、単純な BPT モデルでの評価時と比較して利用可能なデータ数が地震３回分と少なく、かつ個々のデータが顕著な誤差や不確実性を含んでいるため、推定が不安定になりやすい。第二に、パラメータ(β, γ)に対する尤度関数の関数形が、BPT モデルに比べてより複雑となる。これらの要因から、BPT モデルの分析で採用したジェフリーズ事前分布のような標準的な無情報事前分布の適用が困難であり、事前知識を考慮した事前分布を慎重に設計する必要がある。

b）事前分布の検討

以下に、本評価で用いる SSD-BPT モデルのパラメータ β および γ に対する事前分布設定の基本的な考え方を示す。各事前分布の具体的な導出過程やパラメータ設定の詳細は付録**に譲り、ここではその概要を述べる。

βの事前分布

パラメータβは、物理的には室津港におけるプレート間固着に起因する長期的な平均沈降速度の逆数に対応する。βの事前分布の関数形については、特定の分布形状を積極的に支持する情報が乏しいため、一般的な選択肢として正規分布を採用した。この正規分布の平均および分散を設定するにあたり、まずβの逆数である沈降速度の取り得

る範囲を検討した。信頼性の高い系統的な測地観測データが得られるのは近年の約 100 年間に限られ、かつ観測される沈降にはプレート間固着に直接起因しない地殻変動成分も含まれ得る。これらの点を考慮し、ここでは特定の観測値に強く依存するのではなく、既存の測地観測記録およびプレートの沈降モデルから、沈降速度が取り得るおおよその範囲を概算した。この概算範囲を参考に β の事前分布の分散を設定した。事前分布の平均値については、本評価のベイズ推定の枠組みにおいて、モデルの周辺尤度を最大化するという基準に基づき客観的に決定した。

パラメータ γ の事前分布

パラメータ γ の事前分布については、γ 自体に直接対応する観測的な事前情報は乏しい。しかし、γ は BPT 分布の形状パラメータ α と関連しており、α に関してはいくつかの間接的な知見が存在する。例えば、陸域の活断層における研究では、α は概ね 0.2〜0.4 の範囲に収まるガンマ分布で近似できることが報告されている（Nomura et al., 2011）。また、前述の南海トラフ地震における単純な BPT モデルでの分析においても、α の事後分布は 0.2 付近にピークを持つ結果が推定されている。これらの間接的な情報を参考に、本評価では、γ の事前分布として、周辺変動係数 α が概ね 0.2〜0.4 の値をとるようなガンマ分布を設定した。

ⅳ）試算結果

３）２つのモデルの比較

これまでに発生した地震の発生間隔を単純に統計的に処理し、次の地震までの標準的な発生間隔を求める方法では、「地震は蓄積された応力を解放する過程である」という地震発生の物理的な背景は考慮されていない。地震調査委員会で行っている海溝型地震や活断層で発生する地震の長期評価では、通常、この手法を用いて標準的な発生間隔を求めている。一方、南海トラフのように過去のデータが豊富な場合にでは、過去数回分の地震について地震時のひずみ解放量を推定できる場合がある。このような場合は地震発生の物理を考慮することで、発生時期の精度を良くすることができると考えられる。時間予測モデルは、地震発生域の応力レベルがある一定の値を超えると地震が起こるという、地震発生の物理的な背景を加味したモデルである。

しかし、南海トラフの地震に時間予測モデルを適用することについては、問題点も指摘されている。まず、南海トラフ沿いに起こる地震の震源域は多様性があるが、それを室津港の隆起量のみで評価できるのか、という問題がある。また、地震時に隆起した量が解放されたひずみに相当するとすると、ひずみが蓄積されている時期にはその蓄積量に応じて沈降し、地震時の隆起を回復することになり、室津港での沈降速度は 13mm/年となるが、これは水準測量から推定される室津港付近の沈降速度５〜７mm/年（国土