

Commission for the Conservation of  
Southern Bluefin Tuna



みなまぐろ保存委員会

# オペレーティング・モデル及び管理手続きに 関する技術会合報告書

2009年7月13-17日  
アメリカ合衆国、シアトル

# オペレーティング・モデル及び管理手続きに関する技術会合報告書

2009年7月13-17日

アメリカ合衆国、シアトル

## 開会

1. オペレーティング・モデル及び管理手続き（OMMP）に関する技術作業部会（WG）の議長、アナ・パルマ博士は、会合を開会し参加者を歓迎した。
2. 参加者は自己紹介した。参加者リストは別紙1のとおり。
3. 議長は、OMMPへの付託事項（別紙2）についてWGの注意を喚起し、提案された議題案の変更について尋ねた。議題案は採択された。WGは、オペレーティング・モデルの最終化を優先することから、本会合での議題4（将来のMP作業）の進捗はほとんど期待できないことに留意した。
4. 別紙3にリストされた以外、追加の文書は受領されなかった。以前の合意により、本会合はペーパーレスとし、全文書がCCSBTウェブサイトを利用可能となっている。ケビン・サリバン博士は報告書の作成に協力することに同意した。

## 議題項目1 オペレーティング・モデルへの入力

### 1.1 歴史的な漁獲及びサイズ組成

5. 2008年に資源評価グループ（SAG）は、より信頼できる新たな情報が得られた場合にはそれをOMの条件付けに使用することに合意した。本会合に新たなデータは提出されず、前SAGで合意された漁獲量が現在から9月のSC会合までのOMの計算に使用される（過剰漁獲シナリオの詳細については別紙4参照）。
6. 過去3年間の市場を評価した文書がSC用に準備されている。しかし、本研究の結果として漁獲の歴史に変化があろうとも、OM条件付け又は一定漁獲量下での将来予測に大きな影響を与えるとは期待できない。

### 1.2 CPUE シナリオ

#### CPUE シリーズ

7. CPUEWGは休会中に二度開催され、現在のOMに二つの基本となるCPUEシリーズを提供した。Takahashi (2006) に記述された方法による標準化したCPUEから、コンスタント・スクエア・エリア・ウェイティング及びバリエブル・スクエア・エリア・ウェイティングしたCPUEをまず作成する。次いで、これらを合体させて二つの重み付けした平均シリーズ（w0.5及びw0.8）を作成し、二つの“新たな”1986-2006シリーズとして提供する。

8. 1986年以前の早期のシリーズと近年のデータをリンクさせるのには二つの方法があり、CPUEの差を補正し単一の連続したCPUEシリーズとするか、又はシリーズを分割し1986年の前と後でモデルにおいて漁獲能力係数を別に推定するかである。二つの差は、長期的な減少レベルの推定に影響を及ぼしそうである。
9. 1986年以前のデータを提供するため、二つの同等のシリーズが上記の、ただし混獲項目（1986年以前のデータでは使用できない）を削除した統計モデルを使用して計算された。これらをCCSBTデータベースにおける1969年から2006年の日本船全船に当てはめ、二つの“古い”1969-2006年シリーズを作成した。
10. 二つのCPUEシリーズは次のようにw0.5及びw0.8に合成した：
  - CPUE 1969-1985：“古い”1969-2006年シリーズと同じ。
  - CPUE 1986-2006：“新たな”1986-2006年シリーズ\*定数。ここで、定数 = {“古い”シリーズ（1986-2006）の平均値} / {“新たな”シリーズ（1986-2006）の平均値}。
11. 二つの新たなCPUEシリーズ（w0.5及びw0.8）は参照セットとして等しい重み付けで使用される。他のCPUEシリーズは頑健性試験に使用されるかもしれない。しかし、WGは、五つの古いCPUEシリーズはもはや適切ではないこと、及び頑健性試験は相違を示すために参照セットよりも異なるパターンを示すCPUEとすべきことに合意した。部会は、非SBTへのターゲッティングの補正について異なる方法を検討した文書CCSBT-CPUE/0907/WP06をレビューした。この文書の計算から、CPUE WGはラン3及びラン6を頑健性試験に選択した（別紙5参照）。
12. ラン3（ターゲッティングは混獲の存在した操業割合をカテゴリ変数として考慮）はベースケースのCPUEシリーズと最後で異なる。ラン6は、SBTだけが漁獲された操業についてベースシリーズに使用した主効果をモデルにし、CPUEシリーズの早期に違いがある。また、ラン4（混獲mぐろ種が存在しなかった操業の割合を連続変数とした）が、ベースと類似した傾向を示したことから、ベースシリーズのモニターとして将来使用されるであろうことに合意した。

## 2006年以降のCPUEデータ

13. WGは、最近年のCPUEの扱いを議論した。WGは、ログブックデータが使用可能となる時間差（2年間）から、RTMPデータがMPに使用される必要があろうことに合意した。
14. RTMPデータではコア船（すなわちSBT漁獲枠を配分された日本船）も得られるが、RTMPとログブックの比較（CCSBT-CPUE/0907/WP04）では過去の年にRTMPがCPUEをログブックよりも過大に推定したことが示されている（特に4海区）。部会は、RTMPとログブックデータは同じコア船で比較すべきこと、及び新たな管理枠組み導入以降の年（2006年以降）を標準化したCPUE値に対して再補正すべきことに合意した。割合（RTMP/ログブック）の偏差は、この変動性が観察と隠れた資源量

との間の変動性に加わることから、MP試験のデータ作成にOMが使用される時には考慮に含めるべきであり、必要である。

### ウェブ会合に提出された休会期間中の文書のレビュー

15. CCSBT-CPUE/0907/WP03 が WG に提出された。この文書は、データを年齢階級でなく体長階級に分割したことによる CPUE 標準化への影響を見たものである。サイズ階級別 CPUE は、期待された年級の進行が漁業に見られ、また全サイズ階級の合計は 4 歳以上の指標のパターンと一致していた。この類似性から、サイズベースの CPUE シリーズは参照セットの頑健性テストには適さないと見られるものの、モニタリングの観点からはさらに開発すべき価値があるかもしれない。
16. CCSBT-CPUE/0907/WP04 が WG に提出された。以前の多くの研究と同様に、観察と非観察との間の漁獲率の差がいくつかの年で見られた。多くの差が見られた期間（1994-2000 年）について、非観察操業に対応するシリーズの指数に対する観察操業に対応するシリーズの指数の割合によってベースの CPUE シリーズを補正する頑健性試験が示唆された。それともシリーズは補正されない（すなわち  $S=0\%$ ）だろう。頑健性試験においてさらにこの結果を使用する前に、これらのデータについてさらに作業すべきことが合意された（別紙 5）。

### 2.2 他のインプットデータ

17. WG は OM に使用される成長データ（すなわち年齢別体重及び年齢別体長）をレビューすることに合意した。現在のモデルは二時期（1 月及び 7 月）のサイズ情報を有し、各セットの使用する年のブロックに特有である。1960 年から 2000 年のデータで既に実施された解析（Polacheck et al. 2004）が取り入れられていないことが指摘された。さらなる作業には、年齢別の体長及び体重についての文書準備を含むだろう。
18. WG は SAG9 で合意された基本のインプットをレビューした：
  - 市場レビュー報告書のケース1に基づく *LL1* 過剰漁獲シナリオ。
  - 20%の表層漁業過剰漁獲シナリオ。
  - $S=25\%$ （未報告漁獲量の25%は *LL1* の報告努力量によるもの）の CPUE シナリオ。
  - 2006年までの CPUE データ。
  - CPUE の CV 下限値 = 0.20。
  - OM は、航空目視調査における 2/3/4 歳魚のセレクトイビティの 0.5/1/1 に対してフィットさせる。
  - *LL1* のセレクトイビティブロックは 2006 年と 2007 年で変化し、過去 4 年ごとに CV = 0.5 で変化する。
  - *LL2* のセレクトイビティブロック：2002 年以前、2002-2005 年、2006-2007 年。
  - 他の仮定は前の OM のものを維持する。

19. 2009年の参照ケースに対する休会中の変化は、標識データに対する新たなモデル構造、及び航空目視調査に共分散推定を含めたことである（別紙6参照）。

### 2000年以後の標識データ

20. これは現在のOMに使用されていないデータソースである。標識データは漁業死亡係数のモデル外での推定に使用されてきており、SAG及びSCに資源指数及び加入指数を提供できる。WGはより最近の標識データをOMに取り込むこと、又はOMの独立したテストとすることを支持する。しかしWGは、これらのデータのある特質（例えばWA沖で標識放流された1歳魚の回収率が低いこと）がさらに理解されるまで、そのようなことは起こりにくいことを認識した。

## 議題項目2 オペレーティング・モデルの再検討

### 2.1 加盟国科学者によって休会期間中に行われた解析のレビュー

21. CCSBT-OMMP-0907/04は、2008年9月のSAG技術会合で特定された頑健性試験のサブセットを示した。新たな標識モデル構造を用いた結果に見られる主要な相違はオメガパラメーター（CPUEの非直線性）であった。Mは大きく変化しなかったが、CPUEの負の対数尤度はCPUEスケールリングが $S=25\%$ を超えて増加するに従って増加し、CPUEへのフィットの悪さが増加することを示唆した。 $S=0\%$ と $S=25\%$ の場合間では違いは小さかった。
22. CCSBT-OMMP-0907/05は、モデルsbtmod21とモデルsbtmod22との結果の比較を示した。解析結果は以下のとおり。
- sbtmod22に取り込んだ新たな標識の尤度によって、以前のモデルよりも高い $M_0$ 、低い $M_{10}$ 及び低いオメガ推定値が導かれた。
  - インドネシア漁業のセレクトイビティに関する仮定は、M推定値に実質的なインパクトを与えた。低い自然死亡率における高年齢魚の高い資源量はインドネシアの年齢別漁獲データと一致していないようであった。この問題を解決するため、インドネシア漁業のセレクトイビティの29歳に対する値は30歳以上の値と等しいと仮定した。この変更は、適用する標識モデルに関わらず、結果に大きな影響を与えた。

### 2.2 会合中の追加的推定試行及びモデルの診断/評価の検討

23. 多くの推定試行が実施され、結果に基づいたモデル構造及びパラメーターの変更を別紙7に示す。

### 自然死亡率及びプラスグループの検討

24. WGは、低Mモデルにおける不釣り合いなプラスグループ資源量をどのように調和させるか議論し、30歳以上魚の老化死亡を含む多くのオプションを探索した。この方法で、グリッドにおける低M値でのプラスグループ

プの量は、インドネシア漁業データに見られる年齢データとより一致するレベルまで減少すると思われた。WGは、各要素からの尤度の貢献の相対値を代替モデル構造間から選択するのに使用すると共に、インドネシア漁業のセレクトイビティー曲線の形状も診断テストとして使用した。自然死亡率スケジュールが変更された結果、セレクトイビティーは以前の推定試行よりも合理的なものになったと思われた（別紙7に詳細を記述）。最終的な選択は、セレクトイビティーは25歳以降一定で、プラスグループのM値をモデル内で推定することとなった。M値（30歳以上）は若齢のMと逆相関する。

25.  $M_{10}$ の代替値の結果の検討から、現在のデフォルトの三値（0.07、0.10及び0.14）を尤度ベースの重み付けに残すべきことが示唆された。パラグラフ32も参照。

### 若齢魚の自然死亡率

26. 若齢期の自然死亡率をフィットさせる研究的試行を実施した際、WGは、データと一致させるためには0グループより高齢のM値が高すぎることに気付いた。この問題の解決方法としては、4歳魚の自然死亡率を推定しMスケジュールの関数形のモデルの仮定を変更するものが含まれる（別紙6参照）。標識データは、新たなsbtmod22モデルにおいて若齢年級のM値に強いシグナルを与えているようである。
27. モデルにおいて4歳時のM値を推定することに加え、1歳時のMについて二つの値（0.3及び0.35。テストの結果、0.25及び0.40は低い尤度を示した）を仮定し、1歳から4歳まで直線関係とした。これらの値が新たなグリッドの一部を形成することとなる。 $M_4$ 推定値は、 $M_1$ から $M_{10}$ の範囲内に制約した。モデル及び/又はグリッドの他の要素を変更した場合に、選択された範囲についてさらなる検討を要するかもしれないことに留意した。

### 体長別漁獲データに有効なサンプルサイズ

28. WGは、混合正規分布（年齢別漁獲組成データ）に使用するための有効サンプルサイズについて、提案され、提案されたグリッドに使用された二つのオプションについて議論した。SQRT及びOriginal/2のどちらも、有効サンプルサイズのオリジナルの選択からは変化したものであり、推定された実際のサンプルサイズのオリジナルに基づかない。年齢別漁獲データの場合、正規化残差の標準偏差が1.0から離れないかが検査される。
29. 体長別漁獲データの正規化残差の標準偏差の検討から、LL2及びLL4のデータへの重み付けが過重と思われることが明らかとなった。これら両方のデータセットの有効サンプルサイズは、他のデータセットに対して相対的に適切な水準の四分の一に減少させた。グリッドにサンプルサイズの違いを残すかの評価に対する診断をレビューした後、WGは、メディアンのトレンドに大きな影響を与えずに親魚資源量の大きな変動を示すことから、“sqrt”設定を残すことを選択した。

## 診断解析用のコード及びグラフ

30. WG は、WG が膨大なデータ及びモデルフィットの配列の変化を特定及び解釈するため、モデルランとグラフ出力間の当てはまりの良さを評価する診断を行うことに合意した（例えば、正規化残差の標準偏差の頻度、年齢及び体長別漁獲の残差のバブルプロット；別紙及び電子的保存文書の例）。

## 親子関係に関するスティーブネス仮定

31. 更新した漁獲時系列及び他の変更について、尤度で重み付けしたオペレーティング・モデルは、以前のモデル設定に比較して高いスティーブネス値を示した（図 6、別紙 7）。
32. WG は、現在のスティーブネス値をグリッドの初期値として残すことに合意した。低いスティーブネスに対する低い尤度の結果から、WG は、2009 年 SC までの優先作業として解析者が 0.3 から 0.9 までのスティーブネス範囲全体で評価することを推奨した。さらに、スティーブネスと自然死亡率間の相関の効果が重要かつ必要な検討点として特定された。

## 2.3 新入力データ及び尤度假定を含む、条件付きモデルにおける構造/パラメーター化に関する変更の決定

33. 好ましいモデル及びグリッド設定を決定するために OM の多くの変化が検討された。

## 標識データ

34. 以前のバージョンの OM (sbtmod21 まで) では、1990 年代の標識放流及び再捕のデータが全年級をプールしてモデル化され、放流年からの追跡はされなかった。SBT 標識放流調査は、ある年級は連続した複数年に放流され、よって再捕データには漁業死亡及び自然死亡の両方を含むようにデザインされていた。年級間をまたいでデータをプールすることで自然死亡率の情報は削減される。
35. OM の最新バージョン (sbtmod22) は、Brownie モデル (Brownie et al. 1985) に基づいて標識データの代替モデルを含む。Brownie モデルは複数年の標識データを解析するためにデザインされたもので、自然死亡率及び漁獲死亡率の両方を直接に推定できる。自然死亡率と漁獲死亡率を分離する Brownie アプローチの能力は、複数回放流の直接の結果である。
36. sbtmod22 の標識回収モデルは、報告率推定値 (sbtmod21 と同様) 及び標識装着者固有の脱落率推定を考慮する (CCSBT-ESC/0608/21)。しかし、sbtmod21 の標識モデルは標識の脱落を無視していた。
37. 標識モデルは、放流後第 1 年の終了時における標識魚と非標識魚との完全な混合を仮定する。この仮定を評価 (混合の程度を評価) するため、WG は統計海区 7、8 及び 9 海区における日本はえ縄漁業の標識回収率の解析を要請した。2 歳から 5 歳までの魚 1,000 尾当りの標識回収数のプロットからは、概して 7 海区からの回収率が高かった (別紙 7 の図を参

照)。これは、他の要素も原因かもしれない（報告率の海域間差、可能性のある未報告漁獲のレベルの海域間差など）が、不十分な混合を示唆するものである。WGは、もしも資源全体の一部だけが標識放流の対象になるならば、不十分な混合がFのバイアスを受けた推定値を導く（過大推定；Polacheck et al. 2002）ことに留意した。この可能性を考慮した頑健性テストの開発が要請された。

### 標識の尤度

38. sbtmod21 では、標識回収データの尤度はポアソン分布への近似に基づく。もし標識再捕の過程がポアソン分布に準拠されるのならば、平方根変換が標準偏差 0.5 を持つおおよそ正規分布した変数を生み出すだろう。実際には標識再捕の分布はポアソン分布の仮定と比べて過分散しているようであり、そのためモデルへのフィットに使用される実際の分散  $\sigma_T^2$  はモデルへの入力として指定される。
39. sbtmod22 では、標識回収データの尤度はブラウニー型のモデルに基づく（Polacheck et al. 2006. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 63: 534–548 参照）。多項分布と比べ過分散する標識回収データを説明するため、モデルではディリクレ多項分布を用いてデータの分散が多項データの分散の  $\phi$  倍かなどのパラメーターを求めた。標識モデルの全規格は別紙 6 のモデルの数式を参照のこと。 $\phi$  値はモデルへの入力として指定される。sbtmod22 による推定の試行では、回収データに多項分布を仮定し、 $\phi$  値を全てのグリッドでの平均を 2.35、範囲を 2.2 から 2.9 までとして推定した。

### 航空目視調査

40. 航空目視調査データは現在 OM のリファレンスセットに加えられている。自己相関を持つエラー及びプロセスエラーを追加した対数正規尤度を用いた（別紙 5 参照）。

#### 2.4 将来予測モデルの構造/パラメーター化に関する変更の可能性

41. SAG/SC2008 に対し変更は提案されなかった。

#### 2.5 不確実性の要因の特定及び 2009 年において一定漁獲量下での将来予測に使用される重量を含む新たなレファレンス・セット候補の選択

42. 下記の表は WG 会合の間の議論に基づいて新たな“グリッド”のために考えられた要因の仕様を示す：



表 2. 新たな“グリッド”のために考えられた要因の仕様

	レベル	累積数	値		事前分布	シミュレーション 重み付け
ステイプネス ( $h$ )	3	3	0.385	0.55 0.73	0.2, 0.6, 0.2	事前分布
$M_1$	2	6	0.30	0.35	一定	尤度による
$M_{10}$	3	18	0.07	0.1 0.14	一定	尤度による
オメガ	1	18	1		NA	NA
CPUE	2	36	w.5	w.8	一定	事前分布
q 年齢範囲	2	72	4-18	8-12	0.67, 0.33	事前分布
サンプルサイズ	1	72	Sqrt		NA	NA

## 2.6 感度試験の選択

43. WG は前回の SAG にて提案された感度分析をレビューし、以下をフルグリッドのため追求することに合意した：

- CPUE への過剰漁獲の効果：S=0%、50%及び75%。
- ケース2の市場報告に基づくLLI過剰漁獲シナリオ。
- 予測される加入の逸脱を条件付けでの歴史的推定値と無相関にする。
- ひき縄調査データを含める。
- 1992年からのCPUEを除去する。
- 代替のCPUEシリーズ3及び6（別紙5参照）。
- CPUEを二つの時系列シリーズに分ける。二つ目は1986年から開始する。
- グリッド統合にあたり $M_1$ 及 $M_{10}$ について尤度に基づいた重み付けを用いる（ $M_4$  及  $M_{30}$ は推定を維持）。
- オメガ値を0.75に（CPUEの非線形性の係数）。
- CPUEのCVを0.30に増やす。
- 標識データの構成要素のモデル化について：不完全な混合の効果に対処する第一近似としての標識尤度について、漁期-1（表層漁業が発生する）のF値（H）の比例増加の幅の搜索（別紙6参照）。

## 議題項目 3. 一定漁獲量下での将来予測

### 3.1 TAC に関するオプション及び配分

44. SFMWG は 5 種類の一定漁獲量での将来予測を要請した：1) 2009 年の TAC、2) 2009 年の TAC+2000 トン、3) 2009 年の TAC-2000 トン、4) 2009 年の TAC+4000 トン、及び 5) 2009 年の TAC-4000 トン。将来予測にて TAC が変更される年は 2010 年である。SC は漁獲量ゼロでの将来予測についても、他の漁獲量での将来予測及び生物学的な資源の生産力の評価のための基準として作成を依頼した。
45. 一定漁獲量下での将来予測で報告されるべきリファレンス・ポイントは以下を含むよう提案された：
- B2014>B2004 の可能性、
  - B2014>B2008 の可能性、

- B2014/B2004、B2014/B2008、B2022/B2004、B2022/B2008 の中央値及び下方 10 パーセンタイル値、
  - B2008/B1980、B2008/B0 の中央値、ここでは B は産卵親魚資源量である。
46. SC のため、部会は上記の数値の B2008 を B2009 で置き換えることを勧告した。
47. 将来予測は以下の漁業別配分に基づく：
- |           |         |
|-----------|---------|
| LL1       | =0.3963 |
| LL2       | =0.0960 |
| インドネシアの漁業 | =0.0639 |
| 表層漁業      | =0.4439 |
48. これらの配分は以下の国別トン数配分に基づいた：日本 3,000、オーストラリア 5,265、韓国 1,140、台湾 1,140、ニュージーランド 420、インドネシア 750、フィリピン 45、SA40、EC10。

### 3.2 シミュレーションの対象期間

49. グループは 20 年間の将来予測に合意した。

### 3.3 パフォーマンス統計量、表及びグラフ

50. SFMWG は、第 11 回 SC 会合報告書の表 2 で示された形式に、30 パーセンタイル値並びに B2020/B2010 及び B2025/B2010 の産卵親魚資源量のパフォーマンス統計量を加えて、将来漁獲量ごとの結果に関する助言を SC が提供するよう要請している。また SC は可能であれば 2009 年に（さもないならば 2010 年に）MSY 値を決定するよう求められた。事務局は、現在の資源状態と委員会が定めた目標とするリファレンス・ポイントの関係を示す数値を準備するよう要請された。この表に加えて、SFMWG は ESC に対し将来予測の結果の図を提供することも要請した。部会は現在の配分のためにセレクトイビティが  $F_{msy}$  の推定に影響することに留意した。これらは現在計算されており、今後提供される予定である。

## 議題項目 4. 将来の MP 作業

51. 部会はこの議論を ESC へ延期した。閉会期間中の会合を含め、リソースの相当な傾注を伴うものと考えられるこの MP の開発は、次回の ESC の後で開始することが期待される。

## **議題項目 5. コーディングに関する課題及び作業計画**

### **5.1 一定漁獲量下での将来予測のための OM/グリッドのコード及び関連するグラフィックスファイルのアップデート**

52. 多量のコードのアップデートが会合の間に発生し、リリースに先立つ文書化に加えて、コードのさらなる洗練と改良が求められている。部会はコードバージョンニングシステムにより変更の促進が実施されるよう勧告した。これは特に新たな人々が参画するのに重要であろう。部会は、2009年のESCにて検討されるために、コード化/文書化システムの例が開発及び提示されるよう、勧告した。
53. 部会は、リソースをコード化の問題、例えば冗長性の解決、明快化及び透明性の確保に注ぎ込むことを勧告した。
54. 部会は新たな標識データをひとつのファイルに整理統合することを勧告した。
55. シミュレーションコード及びデータ/パラメーターのセットを各国科学者に配布する。
56. 一連のRルーチンを含むコードは可及的速やかに配布されるだろう。

### **5.2 科学者によるシナリオ・モデリングの実施**

57. 各国科学者は指定された計算を実施する予定である。

## **議題項目 6. 閉会**

### **6.1 報告書の採択**

58. WGは報告書を採択した。

### **6.2 閉会**

59. 会議は2009年7月17日14時15分に閉会した。

## 引用文献

Brownie, C., Anderson, D.R., Burnham, K.P., and Robson, D.S. 1985. Statistical inference from band recovery data: a handbook. US Fish Wildl. Resour. Publ. 156.

Polacheck, T., Eveson, J.P., and Laslett, G.M. 2002. Tagging in a spatial context: design and analysis considerations. Appendix 12 of Estimation of mortality rates from tagging data for pelagic fisheries: analysis and experimental design. Final Report to the Fisheries Research and Development Corporation. FRDC Project 2002/015. ISBN 1 921061 03 0.

## 別紙リスト

### 別紙

- 1 参加者リスト
- 2 議題
- 3 文書リスト
- 4 漁獲及び CPUE シナリオ
- 5 CPUE 作業部会会合報告書
- 6 SBTMP テストのために開発されたオペレーティング・モデル
- 7 オペレーティング・モデルの構造及び条件付け



ダグ・バターワース

ケープタウン大学数学及び応用数学部  
教授

ニュージーランド

ケビン・サリバン

漁業省科学部長（資源評価）

大韓民国

チャン・イク・チャン  
ジェ・ボン・リー

釜慶大学海洋生産管理学部教授  
国立漁業調査開発研究所

通訳

山影 葉子

## 議題

## オペレーティング・モデル及び管理手続き技術会合

## 付託事項

SC14（2009年9月）で行う資源評価及び一定漁獲量下での将来予測のために用いられるオペレーティング・モデルの最終的構造及び入力データを決定する。これには以下の点が含まれる。

## a) OM の構造

- 条件付けのための入力データ及び尤度の構成
- 過剰漁獲及び CPUE シナリオ
- 不確実性を考慮する要因（グリッドの構成）
- フィットの度合い／診断

## b) 将来予測の方法

- 考慮する TAC のオプション及びパフォーマンス

## 議題

## 1. オペレーティング・モデルへの入力

- 1.1. 歴史的な漁獲及びサイズ組成
- 1.2. CPUE シナリオ
- 1.3. 他のインプットデータ

## 2. オペレーティング・モデルの再検討

- 2.1 加盟国科学者によって休会期間中に行われた解析のレビュー
- 2.2 会合中の追加的推定試行及びモデルの診断／評価の検討
- 2.3. 新入力データ及び尤度假定を含む、条件付きモデルにおける構造／パラメーター化に関する変更の決定
- 2.4 将来予測モデルの構造/パラメーター化に関する変更の可能性
- 2.5 不確実性の要因の特定及び 2009 年において一定漁獲量下での将来予測に使用される重量を含む新たなレファレンス・セット候補の
- 2.6 感度試験の選択

## 3. 一定漁獲量下での将来予測

- 3.1 TACに関するオプション及び配分
- 3.2 シミュレーションの対象期間
- 3.3 パフォーマンス統計量、表及びグラフ

#### **4. 将来の MP 作業**

- 4.1 MP の入力データ
- 4.2 MP 評価のための頑健性試験に関する最初の議論
- 4.3 その他

#### **5. コーディングに関する課題及び作業計画**

- 5.1 一定漁獲量下での将来予測のための OM/グリッドのコード及び関連するグラフィックスファイルのアップデート
- 5.2 将来予測のコードとデータ・パラメーターセットの加盟国科学者への配布
- 5.3 科学者によるシナリオ・モデリングの実施

#### **6. 閉会**

- 6.1 報告書の採択
- 6.2 閉会



文書及び作業文書リスト  
オペレーティング・モデル及び管理手続き技術会合 (OMMP)  
並びに CPUE 作業部会会合 (CPUE)

**Documents (CCSBT-OMMP/0907/)**

1. Draft Agenda
2. Draft List of Participants
3. Draft List of Documents
4. (Australia) Exploration of the Southern Bluefin Tuna operating model and constant catch projections, 2009. Giannini, F., Barnes, B., Begg, G., Davies, C.
5. (Japan) Further examinations of the SBT operating model to explore new tagging model and grid specifications. Hiroyuki Kurota, Osamu Sakai, Norio Takahashi and Doug S Butterworth.

**Working Papers (CCSBT-CPUE/0907/WP)**

1. (Japan) Correction factor for RTMP based CPUE (May 2009). Tomoyuki Itoh.
2. (Australia) Examining concentration patterns of SBT CPUE (February 2009). Fiona Giannini.
3. (Japan) Preliminary analysis on standardized CPUE for each quartile length group (July 2009). Tomoyuki Itoh.
4. (Japan) CPUE comparison between with and without observer (July 2009). Tomoyuki Itoh.
5. (Japan) Number of 5x5 and 1x1 degree square operated (May 2009). Tomoyuki Itoh.
6. (Japan) Adjusting for non-SBT targeting (May 2009). Tomoyuki Itoh.
7. (Australia) Including effort as an offset in CPUE standardisation of SBT (February 2009). Chris Drovandi.
8. (CPUE Chair) An investigation into the basis for using the %Zeros term to correct for by-catch effort in SBT CPUE time series and into other possible by-catch correctors (February 2009). John G. Pope.
9. (Australia) Including vessel random effects in CPUE standardization (February 2009). Chris Drovandi.
10. (Japan) Including fixed vessel effect in CPUE standardization and comparison by two data sets between 5x5 and shot-by-shot (May 2009). Tomoyuki Itoh.
11. (Australia) Accounting for zero shots in the CPUE standardisation of SBT (May 2009). Chris Drovandi.

12. (Japan) Making the new dataset and different core vessels definition (February 2009). Tomoyuki Itoh and Osamu Sakai.

**(CCSBT--OMMP/0907/Rep) (CCSBT--CPUE/0907/Rep)**

1. Report of the Special Meeting of the Commission (July 2006)
2. Report of the Seventh Meeting of the Stock Assessment Group (September 2006)
3. Report of the Eleventh Meeting of the Scientific Committee (September 2006)
4. Report of the Thirteenth Annual Meeting of the Commission (October 2006)
5. Report of the Eighth Meeting of the Stock Assessment Group (September 2007)
6. Report of the Twelfth Meeting of the Scientific Committee (September 2007)
7. Report of the Ninth Meeting of the Stock Assessment Group and Fifth Meeting of the Management Procedure Workshop (September 2008)
8. Report of the Thirteenth Meeting of the Scientific Committee (September 2008)
9. Report of the Fifteenth Annual Meeting of the Commission (October 2008)
10. Report of the Strategy and Fisheries Management Working Group Meeting (April 2009)

漁獲及び CPUE シナリオ  
アナ・パルマー 2009 年 5 月 31 日

注釈：スプレッドシートファイル scenarios2009.xls には、SEC\_ManagementProcedureData\_52\_08.xls のデータ及び未報告漁獲の推定値から補正係数を計算する条件付けコードを含めた（ワークシート“multipliers”）。灰色の網掛け部分は sbtdata2008.dat から貼り付けた。

以下の表は SAG9 で選択された漁獲及び CPUE シナリオの要約である。LL1 に仮定する未報告漁獲量（UC）及び CPUE に及ぼす UC の影響の程度が異なっている：

		SAG9 からのシナリオ		
		a (ベース)	b	c
CPUE	未報告漁獲が CPUE に与える影響	25%	50%	75%
表層漁業	蓄養年齢組成	平均体重を 20%増加させる		
	LLI の漁獲から市場に出るまでの時間差の仮定	$\hat{M}_y = 0.07C_{y-1} + 0.86C_{y-2} + 0.07C_{y-3}$		
LLI	2005 年の LLI 未報告漁獲量	2004 年と等しいと仮定		
	市場推定	市場報告書のケース 1 をベース、ケース 2 を感度試験		
	1989 年以前の過剰漁獲	ケース 1 でゼロ、ケース 2 で 1983 年から何年かを正値と仮定		

### 1) 表層漁獲

総漁獲尾数は正確と仮定する。年齢組成は平均体重を 20%増加させるようにシフトさせる（2006 年 SAG7 で開発したシナリオ S2\*のとおり）。

使用された各年齢の元の組成及び平均体重：

	1	2	3	4	5	6	7	8
1992	0.050874	0.261420	0.606122	0.080643	0.000937	0.000001	0.000000	0.000005
1993	0.000275	0.261698	0.624148	0.104761	0.008816	0.000282	0.000000	0.000021
1994	0.000027	0.009560	0.727660	0.245850	0.015437	0.001238	0.000228	0.000000
1995	0.002544	0.142437	0.701724	0.137220	0.014985	0.001089	0.000000	0.000000
1996	0.000000	0.093958	0.692645	0.205707	0.007549	0.000141	0.000000	0.000000
1997	0.007306	0.111984	0.674456	0.167153	0.037167	0.001860	0.000075	0.000000
1998	0.000000	0.131801	0.727755	0.133085	0.007136	0.000218	0.000005	0.000000
1999	0.000000	0.095114	0.851860	0.043330	0.009696	0.000000	0.000000	0.000000
2000	0.000000	0.117410	0.687546	0.183272	0.010949	0.000822	0.000000	0.000000
2001	0.000000	0.102982	0.783528	0.091725	0.018144	0.003621	0.000000	0.000000

2002	0.000000	0.066348	0.822416	0.094977	0.012889	0.002471	0.000899	0.000000
2003	0.000495	0.153449	0.635024	0.193301	0.013837	0.003013	0.000882	0.000000
2004	0.000000	0.307592	0.647391	0.043227	0.000979	0.000000	0.000181	0.000629
2005	0.054621	0.501829	0.370091	0.067469	0.003596	0.001959	0.000436	0.000000
2006	0.047044	0.380088	0.555437	0.014625	0.002805	0.000000	0.000000	0.000000
2007	0.000394	0.092607	0.431217	0.440212	0.031776	0.003795	0.000000	0.000000
2008	0.000000	0.021689	0.303543	0.628034	0.043911	0.002337	0.000486	0.000000
体重:	0.009757	0.017976	0.026579	0.035517	0.044366	0.0528419	0.060771	0.003295

年齢別漁獲尾数の再分布は以下で示される：

$$N'_{t,2} = (1 - p_t) N_{t,2}$$

$$N'_{t,3} = (1 - p_t) (p_t N_{t,2} + N_{t,3})$$

$$N'_{t,4} = N_{t,4} + p_t (p_t N_{t,2} + N_{t,3})$$

ここで  $N_{t,2}, N_{t,3}, N_{t,4}$  は年  $t$  における年齢別尾数のオリジナル、 $p_t$  は 2、3 歳魚をシフトさせる再分布パラメーター。 $p_t$  値は、報告値より 20% 高い蓄養漁獲重量になるような制約に合致するよう、推定される。実際のパラメーター値及び得られた年齢組成を表 1 に示す。

表 1 重量 20% の過剰漁獲を生成する表層漁業の SBT の  $p_t$  値及び年齢別組成

	p_t	1	2	3	4	5	6	7	8
1992	0.0213	0.0509	0.2558	0.5987	0.0937	0.0009	0.0000	0.0000	0.0000
1993	0.2112	0.0003	0.2064	0.5359	0.2482	0.0088	0.0003	0.0000	0.0000
1994	0.4146	0.0000	0.0056	0.4283	0.5492	0.0154	0.0012	0.0002	0.0000
1995	0.3803	0.0025	0.0883	0.4684	0.4247	0.0150	0.0011	0.0000	0.0000
1996	0.4061	0.0000	0.0558	0.4340	0.5025	0.0075	0.0001	0.0000	0.0000
1997	0.2468	0.0073	0.0843	0.5288	0.3405	0.0372	0.0019	0.0001	0.0000
1998	0.3742	0.0000	0.0825	0.4863	0.4239	0.0071	0.0002	0.0000	0.0000
1999	0.4196	0.0000	0.0552	0.5175	0.4176	0.0097	0.0000	0.0000	0.0000
2000	0.5086	0.0000	0.0577	0.3672	0.5633	0.0109	0.0008	0.0000	0.0000
2001	0.4587	0.0000	0.0557	0.4497	0.4728	0.0181	0.0036	0.0000	0.0000
2002	0.4708	0.0000	0.0351	0.4518	0.4969	0.0129	0.0025	0.0009	0.0000
2003	0.5065	0.0005	0.0757	0.3517	0.5543	0.0138	0.0030	0.0009	0.0000
2004	0.3516	0.0000	0.1994	0.4899	0.3089	0.0010	0.0000	0.0002	0.0006
2005	0.3172	0.0546	0.3427	0.3614	0.2353	0.0036	0.0020	0.0004	0.0000
2006	0.3204	0.0470	0.2582	0.4602	0.2316	0.0028	0.0000	0.0000	0.0000
2007	0.3154	0.0926	0.2952	0.3945	0.2135	0.0038	0.0000	0.0000	0.0000
2008	0.3536	0.0217	0.1962	0.4754	0.3039	0.0023	0.0005	0.0000	0.0000

## 2) LL1 の UC のシナリオ

SAG9 は、文書 CCSBT-ESC/0809/40 の情報を市場不調和及び対応する LL1 未報告漁獲シナリオの再計算に使用することを支持した。漁業の多くの変化があった状況で、2007-2008 年に収集された情報を過去に適用する不適切性に関する注意は認識されながらも、過去の仮定を正当化するのに使用したもの (0.30-0.70) よりはこの情報の方がより適切と考えられた。新たな LL1 の未報告漁獲シナリオは、年  $y$  の市場推定値  $M_y$  とタイムラグを持った漁獲  $C_y$  から予測される市場総量期待値  $\hat{M}_y$  との差を以下によって解くことで得られた。

$$\hat{M}_y = 0.07C_{y-1} + 0.86C_{y-2} + 0.07C_{y-3} \quad (1)$$

ここで $C_y$ はLL1の総漁獲量(報告+UC)。 $M_y$ は、SAG7の計算シナリオ“b”、“c”、“d”に用いたのと同様に、1985-2005年の市場推定値ケース1(Lou and Hidaka、市場報告書97-98ページ)に設定。また、2005年のUCは2004年UCと等しいと設定した。エクセルの“ソルバー”ツールを、 $M_y$ と $\hat{M}_y$ 間の残差平方和を最小にするように用いた。

1990年以前、市場不調和(市場推定値と報告漁獲量のタイムラグ予測値との差)は平均して小さく、いくつかは負値であった(図1)。1989年以前の $UC_y$ の計算合計値は小さかった(250トン未満)。市場推定の不確実性及びこの期間の計算合計UC推定値が小さいことを考慮し、SAGは、SAG7で作成した1989年以前のゼロUC仮定を維持することを決定した。

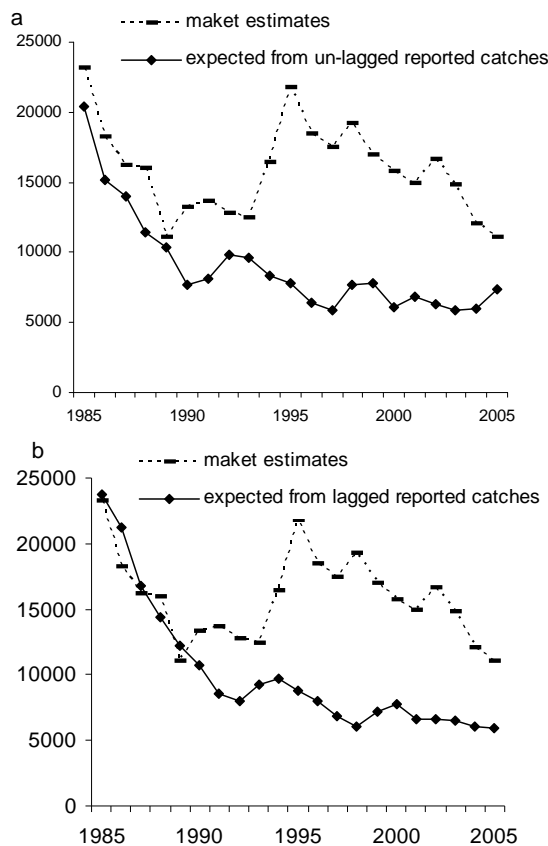
Bergen and Kageyama(ケース2)の市場推定が感度試験の実施に使われる予定。

データファイルで保持するケース:

ケースL0:ゼロ効果、参照として保持。

ケースL1(旧L4):市場不調和を、式(1)の漁獲のタイムラグ、Lou and Hidakaの1985-2005年で再推定。UC(2005)はUC(2004)と同じと設定。

ケースL2:L1と同じだが、市場推定値は市場報告書ケース2に基づく。



UCは全てLL1に配分した。

### 3) CPUE への影響

以下に、CPUE シリーズに及ぼす  $LL1$  の UC の影響の計算に含まれる複雑さの一部を列挙する。これらは、UC を各亜船団にどう配分するか、UC に関係した努力量のどれほどの割合が報告されているのか（以下  $S$  と称す）に関係している。ここで  $C1$ 、 $C2$ 、 $C3$  と呼ぶ主要な 3 オプションは：

ケース  $C0$  :  $S=0$ .

ケース  $C1$  :  $S=0.25$ 、オプション A

ケース  $C2$  :  $S=0.5$ 、オプション A

ケース  $C3$  :  $S=0.75$ 、オプション A

$\%LL1$  を、ノミナルキャッチ  $C_{LL1}$  のパーセンテージとした  $LL1$  の未報告漁獲量 ( $UC_{LL1}$ ) とする。

$$\%LL1 = \frac{UC_{LL1}}{C_{LL1}} 100$$

なお、条件付けに用いる補正した  $LL1$  漁獲は以下のようになる。

$$adjC_{LL1} = C_{LL1} (1 + \%LL1/100)$$

$\%LL1$  から CPUE 補正に行くには、 $UC_{LL1}$  のどれ程が日本の  $LL1$  に影響を及ぼしているのか、及びそのどれ程が報告努力量と対応しているのかに応じて、いくつかの代替案がある。単純な代替案はシナリオを関数 ( $x$ ) と定義し CPUE 補正を次のように計算することだろう

$$CPUE \text{ 補正} = 1 + x \%LL1 / 100 \quad (1)$$

この場合、 $x=1$  は漁獲と同じ補正が CPUE にも使われることを意味するだろう。このアプローチは、 $LL1$  の一部だけが CPUE 計算に行き、一部（わずかではあるが）の CPUE は NZ 用船及びオーストラリアのジョイントベンチャー（100%オブザーバーカバー率のためゼロ UC と仮定される）から来る事実を無視している。これらの要素による差は、事務局から提供される亜船団別  $LL1$  漁獲の歴史的割合で評価される。

CPUE 補正值を得るため、まず  $\%LL1_j$  を、CPUE 計算に用いられる日本漁獲に当てはめる相対的補正值と定義する。

$$\%LL1_j = \frac{UC_{LL1_j}}{C_{LL1_j}} 100$$

2006 年の SAG で選択されたシナリオは、 $UC_{LL1}$  が  $LL1$  の亜船団別、海域別、月別に、オーストラリアのジョイントベンチャー及びニュージーランドの用船を除いた（オプション A と呼ばれる）ノミナルキャッチの割合で分布することを仮定した。代替（オプション B）は UC のすべてを日本漁獲によるとするもの。割合的な仮定の元で、

$$\%LL1_j = \frac{UC_{LL1_j}}{C_{LL1_j}} 100 = \frac{UC_{LL1}}{C_{LL1} - C_{LL1_{NZ}} - C_{LL1_{AusJV}}} 100$$

ここで  $C_{LL1_{NZ}}$  及び  $C_{LL1_{AusJV}}$  は、オーストラリアのジョイントベンチャー及びニュージーランドの用船による漁獲。これら 2 垂船団は  $C_{LL1}$  の一部しか占めないため、このオプションでは日本への補正は  $LL1$  全体への補正と類似したものとなる。

一度  $\%LL1_J$  が計算されると、その  $S$  の割合が報告された努力量によって漁獲されたと仮定する。そして掛けた CPUE は次のようになる：

$$\text{日本の割合に補正した CPUE} = 1 + S \%LL1_J / 100$$

及び

$$\text{CPUE補正} = (1 - P) + P(\text{日本の割合に補正したCPUE})$$

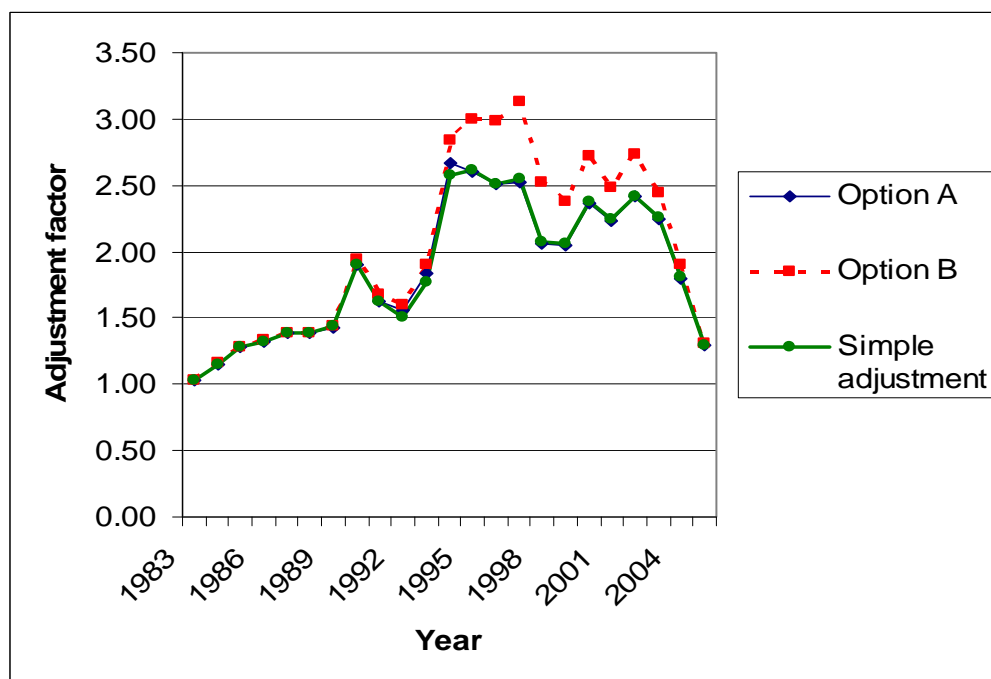
ここで  $P$  は日本の CPUE 漁獲の割合。以前のものと統合し、

$$\text{CPUE補正} = 1 + P S \%LL1_J / 100$$

または、相対的漁獲補正の関数として表現し、

$$\text{CPUE補正} = 1 + \frac{P S}{\text{影響を受けた } C_{LL1} \text{ の割合}} \%LL1 / 100 \quad (2)$$

最後に、 $S$  が最大の不確実性となる式 (1) の関数  $x$  を定めるためにすべての割合を掛け合わせる。 $P$  及び  $\%LL1_J$  は既知であるので、これらは CPUE への乗数の上限を示すだろう。 $P$  及び未報告の影響を受けた  $C_{LL1}$  の割合によって、 $S=1$  (報告努力量の 100%) に設定したとしても、CPUE 補正は  $C_{LL1}$  に適用した乗数より大きくなるか、又は小さくなるだろう。下図は、 $S=1$  及びすべてを  $LL1$  に配分した最大の  $UC_{LL}$  シナリオを選んだ場合の単純なアプローチ (緑実線)、オプション A (青実線)、オプション B (赤点線) の差を示している。



オプション A と単純補正は事実上同一である。唯一の違いは、単純補正は *LL1* 船団である NZ 用船及びオーストラリアジョイントベンチャーの CPUE へのわずかな貢献 ( $P < 1$ ) を無視することである。代替案間で最大の相違は、UC を *LL1* 船団間でどう配分するか (オプション A 対オプション B) である。単純方法を使用して最大の効果 (すべての UC を日本の *LL1* に配分し 100% 努力量が報告されたと仮定したオプション B で得られたように) を得るには  $x > 1$  が必要で、トレンドは同じではないだろう。

#### 4) 標識報告率への影響

オーストラリアは、UC から回収された標識の報告率に関して、報告されなかった、または他の標識と同率で報告されたという二つの代替仮定のもと、上述の漁獲シナリオを用いて、補正した標識報告率を計算した。予備的解析によって、条件付けの結果は仮定に対してセンシティブすぎることはないことが分かり、報告率について追加の仮定を含めることは価値が無いだろうとの結論に達した。使用された報告率は UC から回収された標識は無いと仮定して計算された。



**CPUE 作業部会会合報告書**  
**2009年7月13日から17日、アメリカ合衆国、シアトル**  
**議長：ジョン・ポープ**

## 1. 開会

議長は、オペレーティング・モデル及び管理手続き（OMMP）WGの計算時などの合間に一連の会合を持つと説明した。参加者リスト及びCPUE部会に使用された作業文書リストは、OMMP報告書の別紙1及び3にそれぞれ示す。CPUE部会の2009年作業計画はこの別紙の最後の表1にある。

## 2. 議題の合意及びラポーターの指名

議題は、以下の修正を加えて合意された。

- 議題5及び7は議題5として統合する
- 議題4において追加：4.4 ベースシリーズを置き換える候補が存在するかの決定
- 議題6において追加：6.2 ベースシリーズに使用するデータへの変更の確認

## 3. CPUE シリーズにおける最終年の RTMP で推定された CPUE をどう補正するかの特定

ログブックデータはベースのCPUEモデルに用いられるが、このデータは操業から2年後に使用可能となる。RTMPデータは凡そログブックデータより1年前に使用可能となり、よって最近年のCPUEをRTMPデータに基づくことで、より現在に近いCPUE値が提供される。RTMP船はSBTが漁獲された（SBTが混獲であったとしても）操業情報を提出するが、ログブックデータと異なり、SBTが漁獲されなかった操業については必ずしも努力量情報を含めない。しかし、CCSBT/0907/WP01は、RTMP船がSBTの漁獲がない操業を最近4年間について同様に報告してきたことを示した。もしもRTMPデータを、それが利用でき対応するログブックデータが利用できない年のCPUEを提供するものとして使用するのならば、CPUEシリーズにおける最近年のバイアスを避けるために適切な補正の実施が必要である。CCSBT/0907/WP01は、ログブックのノミナルCPUEに対するRTMPデータのノミナルCPUEの比を計算することでこの点を検証した。計算は4-9海区の全データを使用して海域別に行った。その結果、RTMPとログブックデータとの比は4海区で最大となった。このシリーズにおいてさえ、2002年以降の比はかなり1に近い。2006年に開始された新たな管理が、RTMPを通じて報告される情報に影響を及ぼした可能性が留意された。CCSBT/0907/WP01がすべてのデータセットを使用したことが説明された。ベースCPUEモデルに用いられるデータと対応

させるためコア船のみを用いて解析を繰り返すこと、及び RTMP とログブックのデータセットで共通する船を使用することでより適切な補正係数が計算できることに合意した。補正係数の計算は、新たな管理の枠組みの潜在的効果を考慮して 2006 年以降のデータのみを使用すべきであることに合意した。CPUE モデル作成 WG は、可能ならば 2009 年 ESC において、このアプローチで変更した補正係数を示すよう、日本の科学者に要請した。これらの推定値には標準偏差推定値もある方が有益であろう。RTMP ベースの CPUE 推定値は OMMPWG のレトロスペクティブ解析に使用されていないが、予測には使用可能である点が留意された。

#### 4. CPUE シリーズの頑健性テスト及び選択シリーズの将来の挙動のモニタリング

議長から、頑健性テスト又は将来のベースシリーズの挙動のモニタリングに用いる CPUE シリーズをどのように決定すべきか、前置きのコメントがあった。主要な二目的が示された。

1. CPUE の仮定の不確実性条件下における MP の頑健性試験をするため、CPUE ベースシリーズの解釈の挑戦的だが信じられる代替を提供する。並びに、
2. 合意されたシリーズとの偏差をモニターするための代替 CPUE シリーズを提供する。

CCSBT/0907/WP03 の議論の導入として発表が行われた。この文書 (WP03) は、サイズグループ別にデータをモデルした場合の CPUE トレンドの違いを調べたものである。データは、ベースモデルの交互作用を含むことを支持しなかったことから、主効果だけを用いた。この解析がコア船データセットではなく全データを使用した解析であることが確認された。Q-Q プロットではモデルフィットにいくつかの問題があることが示され、コア船データのみを用いるだけでなく別のリンク関数を用いることが示唆された。頑健性又はモニタリングシリーズの考慮のためにこの作業をさらに追及する必要が合意されたが、現段階では本作業の優先順位は低い。

W0.5 及び w0.8 のシリーズの重み付けの歴史的な理由について議論があった。これらのシリーズの相違はコンスタント・スクエア仮説 (CS) 及びバリエアブル・スクエア仮説に基づくシリーズの異なる重み付けに起因する。アーカイバルタグによる研究の結果によっていずれの仮定がより適切かの情報を提供され得ることが留意された。

以前のウェブ会合に提出された文書の要約が議論された。話題 b2 に関しては進展が無いことが留意された。

文書 CCSBT/0907/WP03 は 2 月のウェブ会合に提出され、5 月のウェブ会合の追加的な文書 CCSBT/0907/WP05 を奨励した。CCSBT/0907/WP05 に関連し、操業のあった 5x5 度区画及び 1x1 度区画の数の時系列プロットがベース CPUE シリーズのモニタリングとして有益であろうことに合意した。これら

のプロットは、より詳細な 1x1 度データの傾向はより粗い 5x5 度データで捕捉されているかの検討を可能にする。これらのプロットはまた、CS 仮説及び VS 仮説の検証情報も提供する。また、CPUE 標準化に使用されるコア船セットと全体のデータセットとの傾向の比較にも役立つ。コア船データセットに基づく CPUE が継続して使われるのだとしたら、コア船データセットが望む結果を達成し全船のデータセットと矛盾しないトレンドであることを確認するため、同様のプロットを定期的に評価すべきである。一般に、漁獲枠の削減によってより少ない区画で操業が生じるであろうことから、プロットの解釈には注意を要することが留意された。現時点で、二つの異なるスケールのデータ間、又はコア船とデータセット全体とで、これらのプロットはほとんどトレンドの違いを示さないが、これらのプロットを可能であれば毎年の ESC の指標文書に含むことが将来の変化をモニターするために有益であろうことに合意した。

非 SBT ターゲットの異なる補正法を検討した文書 CCSBT/0907/WP06 が 5 月のウェブ会合で議論された。CCSBT/0907/WP06 のラン 6 はベースシリーズに対して十分に挑戦的と位置づけられ、頑健性テストになり得るシリーズとされた。ラン 6 は、SBT だけが漁獲された操業について、ベースシリーズに使用された主効果をモデルした。他の 4 シリーズでは、ラン 3 及びラン 5 はベースとは異なるが相互に類似した傾向であり、ラン 2 及びラン 4 はベースと類似した傾向であった。ラン 6 及びラン 3 (混獲ターゲットは混獲の存在した操業割合をカテゴリー変数として考慮) を用いたモデルを頑健性テストに用いるであろうことに合意した。ベースと類似した傾向を示したラン 4 を用いたモデル (混獲まぐろ類のない操業の割合を連続変数として含む) を、将来のベースシリーズのモニターとして使用するであろうことにも合意した。

モデル 3 及び 6 による CPUE シリーズ (w0.5 及び w0.8 で重み付け) が OMMP WG に提供された。

ベースモデル並びにモデル 3 及び 6 に使用された式は以下のとおり。  
“ベース”モデル。

$$\log(\text{CPUE}+0.2) = \text{Intercept} + \text{Year} + \text{Month} + \text{Area} + \text{Lat5} + \text{BET\_CPUE} \\ + \text{YFT\_CPUE} + (\text{Month} * \text{Area}) + (\text{Year} * \text{Lat5}) + \\ (\text{Year} * \text{Area}) + \text{Error},$$

ここで  $\text{Error} \sim N(0, \sigma^2)$ 、Area は CCSBT 統計海区、Lat5 は緯度 5 度帯、BET\_CPUE はメバチのノミナル CPUE、YFT\_CPUE はキハダのノミナル CPUE。BET\_CPUE と YFT\_CPUE は連続変数であることに留意。

ラン 03 : 各 5x5 度区画で混獲が存在する操業割合%をカテゴリー変数として”ベース”モデルに加え、BET\_CPUE 項及び YFT\_CPUE 項を削除する。混獲の存在する操業%の 4 区分は次のとおり ; カテゴリー 1 :  $0\% \leq$  且つ  $< 25\%$ 、カテゴリー 2 :  $25\% <$  且つ  $\leq 50\%$ 、カテゴリー 3 :  $> 50$  且つ  $\leq 75\%$ 、カテゴリー 4 :  $> 75\%$  且つ  $\leq 100\%$ 。

ラン 06： 純粋な SBT 操業（すなわちキハダ及びメバチの混獲がない）の 5x5 月レコードのみを用いる。”ベース”モデルの主効果のみを用いる。

$$“\log(\text{CPUE}+0.2) = \text{Intercept} + \text{Year} + \text{Month} + \text{Area} + \text{Lat5} + \text{Error}.”$$

図 1 w0.5 エリア重み付けを用いたラン 3 及びラン 6 の傾向のベースモデルの傾向との比較。w0.8 エリア重み付けのトレンドは図 2 に示す。

図 1

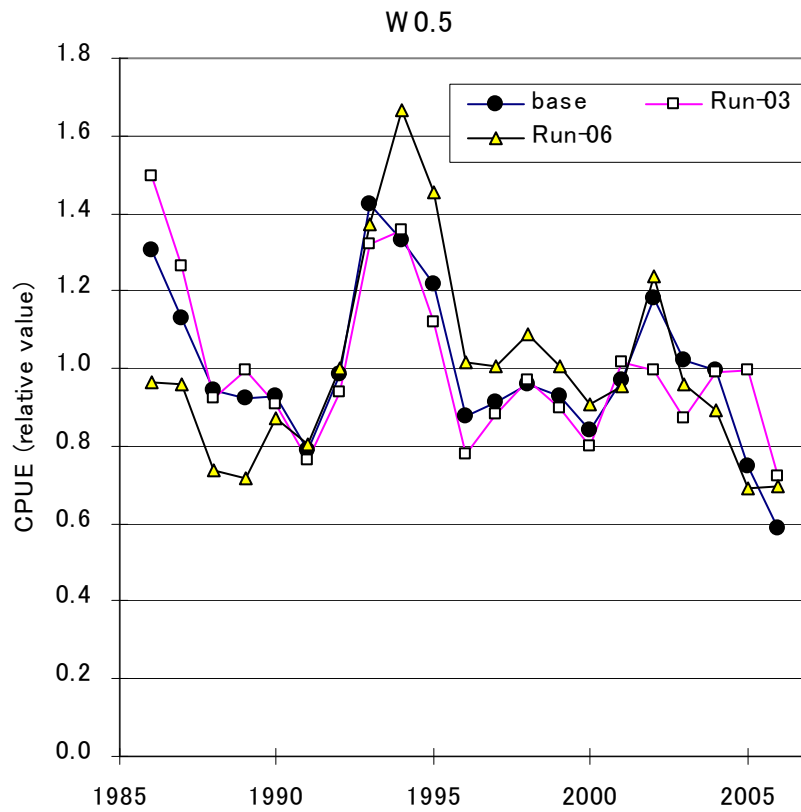
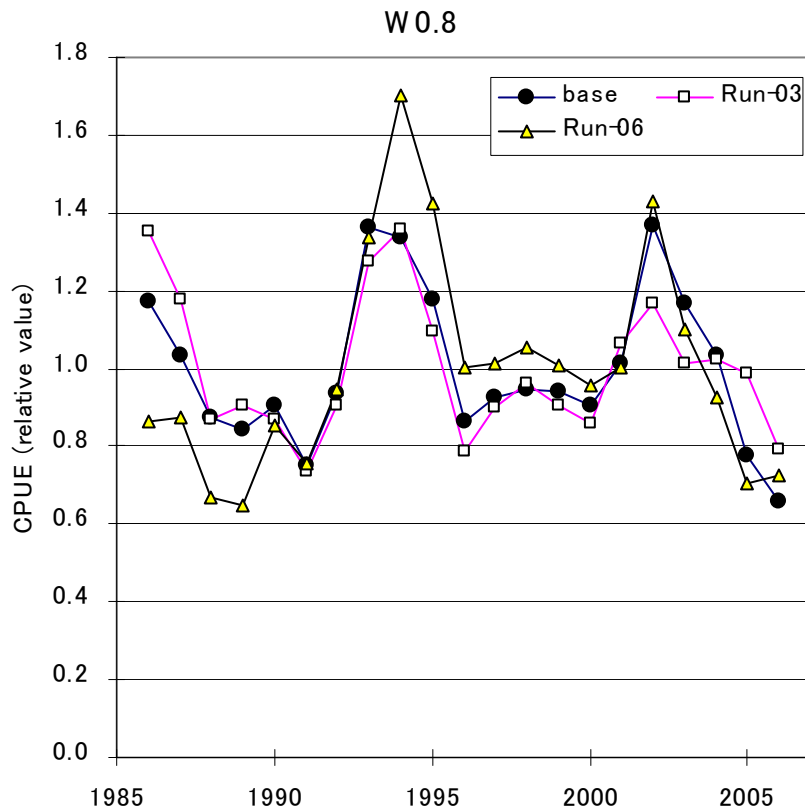


図 2



2009年2月のウェブ会合に提出された文書 CCSBT/0907/WP07 は、漁獲努力をモデルのオフセットとして含めた結果を示した。ウェブ会合は、文書が明らかにした残差の悪い特徴により、この形のモデルは SBT データの標準化には使用すべきでないとした著者の結論に合意した。

文書 Paper CCSBT/0907/WP08 が 2009年2月のウェブ会合に提出され、CCSBT/0907/WP06 に示された計算の理論的基礎を示した。

季節的な漁場閉鎖及び漁獲割当量の変化によってオーストラリア国内はえ縄漁業の操業ごとのデータは一貫しておらず、作業プログラムの課題 b8 に必要な SBT 及び混獲種の分布の提案された GAM 解析は、オーストラリアによって実施できなかった。この解析は、日本はえ縄の操業別データで実施される必要がある。しかし、部会においてこの課題の作業は優先順位が低いと考えられた。

CPUE の環境パターンを研究する B9 の作業は実施されなかったが、この作業用のデータは公開されているものが利用可能である。これらのデータは、SBT 資源の空間特性をさらに説明するために標準化に含まれる環境変数を構築するのに有益な、詳細スケールの海洋情報を提供する。これらのデータを CPUE 解析に含めることは将来の課題案と認識された。

文書 CCSBT/0907/WP09 は、CPUE モデルへの船効果を追加したことを検討した。これは 2009 年 2 月のウェブ会合で討議した。キハダをテストデータセットとして使用し、著者は三つのモデル（ベース、船を固定効果として含む、及び船をランダム効果として含む）の中で、現在のモデルによるシリーズともほとんど違いはないが、船を固定効果として含んだものが最適モデルを生成したことを見つけた。SBT を対象とした同様の解析が、ベースモデル及び船を固定効果として含んだモデルで、操業別データを用いて実施された

(2009 年 5 月のウェブ会合に提出された CCSBT/0907/WP10)。モデル間の傾向にはほとんど違いがない結果が示された。合意された CPUE シリーズの傾向に対して船効果が異なるシリーズを導く可能性があることから、船効果を含んだモデルのシリーズは将来のモニタリングとして使用することが合意された。

2009 年 5 月のウェブ会合において、CCSBT/0907/WP11 が議論された。この文書では、SBT の CPUE 標準化におけるゼロ操業の扱いについて、異なる統計的手法を比較している。著者は、二段階モデル又はトゥイーディーモデルがこれらのデータにおいてゼロを扱うのにより適切な方法と結論付けている。しかし、モデル間を比較する方法（例えば AIC、Q-Q プロット）がないことから勧告を求めることが困難であった。部会は、3 パラメーターで操作され、様々な形（正規、ポアソン、ガンマ分布を特殊事例として含む）を取り、パラメーターの一つはデータのゼロの考慮を取り扱う柔軟性のある分布であるトゥイーディー分布の使用は、さらに開発すべきと考えた。現在、トゥイーディー分布を使用したモデルは混獲まぐろ類の CPUE を説明変数に含めていないが、これはオーストラリアがそれらのデータを使用できないためであることが留意された。ベースケースモデルは全メンバーで計算できるようにすべきであると留意された。

この議題の討議中、OMMP WG が現在使用している標準 CPUE シリーズについて、どのシリーズの結果も代替としては提示されなかった。

## 5. はえ縄 CPUE への市場不調和の効果及びはえ縄 CPUE の投棄問題の可能性

文書 CCSBT/0907/WP04 は、モデルに‘オブザーバー’効果と‘年・オブザーバー’の交互作用を含めて、CPUE シリーズにおける観察操業と非観察操業との差を検討した。またこの文書は、通常フィルタリングである 4 歳以上の SBT との比較として、25kg 以上の SBT への適用も検討した。過去の会合では、観察操業の高 CPUE は、オブザーバーカバー率の高い EEZ 内では CPUE が高いことに起因すると留意されていた。モデルは EEZ の内側及び外側の両方並びに EEZ 外のデータのみ適用した。プロットは、観察及び非観察操業間で、特に 1994 年から 2000 年までに、いくらかの差があることを示唆した。実質的な差の見られた期間に対して、ベース CPUE シリーズを対応する非観察操業のシリーズの指標に対する観察操業シリーズの指標の比で補正（すなわち  $S$ ）する頑健性テストが示唆された。他の場合にはシリーズは補正しないだろう。この結果を頑健性テストに使用する前に、この違いが有意であるかさらに作業すべきことが示唆された。本解析の追加案としては、EEZ 内外かをフィルタリングするだけでなく、海域の詳細スケールの層別化を使用すること

であろう。作業部会の小グループは、コア船のデータに対してベースモデルに‘オブザーバー・年’交互作用及び‘オブザーバー・EEZ’交互作用を追加した計算を、第1ケースとして実施することを提案した。日本の科学者は、可能であればESCまでにこの解析結果を示すよう要請された。

## 6. 1986年の前及び後のCPUEシリーズを較正する代替アプローチ並びにデータの確認

OMMP WGは、OM内での推定及びこの較正に対する感度試験を通じて、1986年の前及び後を較正している。従って、CPUEモデル作成部会はこのプロセスへの入力値を提供する必要はなく、OMMP WGに適切な較正を実施するよう依頼した。

文書CCSBT/0907/WP12において、CPUEシリーズに使用されるデータセットの修正の詳細が示された。変更は主に、以前のデータセットを得る際のエラーの発見による。コア船選択の新たなデータセットは、以前は1989年から2005年までであったのに対し、1986年から2006年までである。同じ決定基準を使用すると‘コア’と考えるべき船は新たなデータセットでは129隻となる。これはコアグループとしては大きすぎるように思われ、100隻でのコアデータセットを与える規準に変更した。修正されたデータセットはOMMP WGで現在使用されているCPUEシリーズの提供に使用されており、部会は使用の継続に合意した。

## 7. 作業部会の将来課題のレビュー

- a) RTMPデータに基づく場合、CPUEの最終年に当てはめる補正係数について、CCSBT/0907/WP01の解析をコア船を用いて再計算する。
- b) CCSBT/0907/WP05に示された様式で、コア船及び全船の操業区画数を5x5及び1x1規模でモニターする。
- c) 新管理枠組み以後の漁業の空間パターンの変化のモニタリング。
- d) 観察及び非観察航海の傾向の違いについてのさらなる解析。

## 8. 閉会

議長は、ウェブ会合及び本会合のために文章を作成した著者に感謝した。

表 1 : 2009 年の CPUE モデル作成課題リストの状況。

	課題	提出文書及び課題の状況
A	CPUE シリーズ最近年の RTMP による CPUE 推定値をいかに補正するかの特定	
a.1	RTMP 基準の CPUE に対する補正係数を提供する。	文書 a1.1 (CCSBT/0907/WP01) が提出された。SC14 へ向けて追加的解析が提案された。
B	CPUE シリーズの頑健性テスト (RT) を示すこと及び選択されたシリーズの将来のパフォーマンスを監視すること	
b.1	サイズ分布 4 分割した体長群についての初期的解析	文書 b.1 (CCSBT/0907/WP03) が提出された。結果は RT を示唆していない。いくつかのフォローアップを 2010 年に検討。
b.2	年別の年齢-体長範囲の明確化及び解析を示す。	この課題は今年を試みなかった。
b.3	詳細スケールでの漁業の集中の傾向 5x5 区画内の集中パターンの検査	文書 b3.1 (CCSBT/0907/WP02) 及び b3.2 (CCSBT/0907/WP05) が提出された。モニタリングアプローチとして結果を適用することに合意。
b.4	SBT 非対象への調整 CPUE モデルに混獲種の資源量指数を含める。	完了。文書 Paper b.4/b.5 (CCSBT/0907/WP06) が提出された。ベースシリーズ及び二つの RT シリーズ、二つのモニタリングシリーズを作業で確認。シリーズを OMMP WG に提供した。
b.5	CPUE モデルにポアソン過剰値を含める。	
b.6	漁獲努力をオフセットとして CPUE をモデルする。	文書 b.6.1. (CCSBT/0907/WP07) が提出された。アプローチは削除。
b.7	SBT 非対象への調整	
b.8	ゼロ%共変量法の理論の開発。 SBT 及び混獲種分布の GAM 解析の提案。	文書 b.7 (CCSBT/0907/WP08) が課題 b.5 を背景として提出された。  この課題は、今年は取り組まず、将来的にも優先順位は低いと考えられた。
b.9	環境に対する CPUE パターン 環境共変量を特定し、可能であれば提供する。	この課題は今年は取り組めなかった。しかし、環境データは将来の作業で利用可能である。
b.10	船の効果 標準モデルに船効果を加える。	文書 B.10.1 (CCSBT/0907/WP09) は YFT に基づいた。また、文書 b10.2 (SBT) (CCSBT/0907/WP10) が提出された。モニタリングシリーズとして合意された。
b.11	ゼロ漁獲調整 トゥイーディー分布の使用の可能性の検討。	文書 b11.1 (CCSBT/0907/WP11) が提出された。トゥイーディー分布は将来の作業で有望なアプローチと考えられた。
C	はえ縄 CPUE への市場不調和の効果	
c.1	観察された操業及び観察されなかった操業のデータで GLM を実施。	文書 c.1/e.1 (CCSBT/0907/WP04) が提出された。結果が討議され追加の解析を SC14 に提案。
D	データの問題	
D1	1986年の前及び後のCPUEシリーズを較正する代替アプローチ	OMMP WG が計算を実施
D2	コア船データセットの更新	文書 d.2 (CCSBT/0907/WP12) が提出された。更新は合意され補正したベースシリーズを OMMP WG に提供。
E	はえ縄 CPUE 結果に及ぼす投棄/放流効果の可能性	
e.1	小型魚放流/投棄の効果を定量化するため観察及び非観察操業の効果の研究を拡大	課題は e1 に統合した。



## SBTMP テストのために開発されたオペレーティング・モデル

## 条件付きモデル

(sbtmod22.tpl、2009年7月)

## モデルの構造

SBTの個体群は単一の年齢構成資源としてモデル化される。歴史的な成長の傾向は外部から推定されたパラメーター（年齢ごとの平均値及び分散）により考慮・調整されている。資源と加入の関係は対数正規自己相関誤差を持つベバートンホルト関数として与えられる。二つのパルスとして発生させられた6種類の漁業が条件付け分析において区別される。すなわち：

漁業	含まれる漁獲データ	パルス (漁期)	統計値の編集に用いられる 実際の期間
LL1	4-9海区の日本はえ縄を主体としてLL2-LL5に含まれない全ての はえ縄漁獲を加えたもの	7月1日 (2)	1月1日から12月31日まで
LL2	台湾びんながはえ縄漁業でのSBT の漁獲、及び台湾の流し網による 漁獲	7月1日 (2)	1月1日から12月31日まで
LL3	2海区での日本はえ縄	1月1日 (1)	1月1日から12月31日まで
LL4-サイズ	日本の産卵場での漁業（1海区）	1月1日 (1)	7月1日から6月30日まで
インドネシア	産卵場でのインドネシア漁業	1月1日 (1)	7月1日から6月30日まで
豪州表層		1月1日 (1)	7月1日から6月30日まで

## 資源モデル

年齢構成モデルである。各々の漁業での漁獲は二つある漁期のうちの一つのパルスとして扱われる（上記表参照）。個体群動態は：

$$N_{y+1,a+1} = N_{y,a} \left( 1 - \sum_{f \in f^1} H_{f,y,a} \right) \left( 1 - \sum_{f \in f^2} H_{f,y,a} \right) e^{-M_a} \quad \text{ここで } 0 \leq a \leq A-2, \quad y_{n1} \leq y \leq y_{n2}$$

$$N_{y+1,A} = N_{y,A-1} \left( 1 - \sum_{f \in f^1} H_{f,y,A-1} \right) \left( 1 - \sum_{f \in f^2} H_{f,y,A-1} \right) e^{-M_{A-1}} +$$

$$N_{y,A} \left( 1 - \sum_{f \in f^1} H_{f,y,A} \right) \left( 1 - \sum_{f \in f^2} H_{f,y,A} \right) e^{-M_A} \quad \text{ここで } y_{n1} \leq y \leq y_{n2}$$

$$N_{y+1,0} = R_{y+1}$$

$$N_{y,a}^* = N_{y,a} \left( 1 - \sum_{f \in f^1} H_{f,y,a} \right) e^{-M_a/2}$$

$$H_{f,y,a} = s_{f,y,a} F_{f,y}$$

$$F_{f,y} = \frac{C_{f,y}}{\sum_a w_{f,y,a} s_{f,y,a} N_{y,a}} \quad \text{ここで } f \in f^1$$

$$F_{f,y} = \frac{C_{f,y}}{\sum_a w_{f,y,a} s_{f,y,a} N_{y,a}^*} \quad \text{ここで } f \in f^2$$

ここで：

- $N_{y,a}$  は  $y$  年の初めの  $a$  歳魚の尾数、
- $N_{y,a}^*$  は  $y$  年中間での  $a$  歳魚の尾数、
- $M_a$  は  $a$  歳魚に関する自然死亡率、
- $C_{f,y}$  は  $y$  年の漁業  $f$  での漁獲量（バイオマス）、
- $F_{f,y}$  は  $y$  年の漁業  $f$  での年齢を平均化した漁獲係数、
- $H_{f,y,a}$  は  $y$  年の漁業  $f$  での  $a$  歳魚の漁獲係数、
- $s_{f,y,a}$  は  $y$  年の漁業  $f$  での  $a$  歳魚の標準化されたセレクトイビティ、
- $w_{f,y,a}$  は  $y$  年の漁業  $f$  での  $a$  歳魚の平均重量、
- $R_y$  は  $y$  年の 0 歳魚の加入量、
- $f^1$  は漁期 1 に行われる漁業のセット (I33)、
- $f^2$  は漁期 2 に行われる漁業のセット (I33)、そして
- $A$  は考慮される最大の年齢 (I6、プラスグループとして扱われる)。

$y_{n1}, y_{n2}$  は資源を説明する最初 (I1) と最後 (I2) の年。

漁期内のある年齢群の最大漁獲率は 0.9 に制限されていることに留意。MP のリファレンスケースでは最高年齢  $A$  を 30 歳と考える。

### 再生産

$y$  年の初めに加入した尾数 ( $R_y$ ) は、産卵親魚資源量との間に確率論的なベバートンホルト型の再生産関係をもつ。この関係は、残差の末端のサブセットに回復不能効果を考慮し、系列相関 (AC) の選択肢を持つパラメーターを含む：

$$R_y = \frac{\alpha^r S_y}{\beta^r + S_y} \exp(\tau_y - 0.5\sigma_r^2) \left( 1 - \exp\left(\frac{\ln(0.5)S_y}{vB_0^r}\right) \right)$$

$$\tau_y = \begin{cases} \delta_y & \text{ACを考慮しない場合} \\ \delta_y & \text{ACを考慮し、かつ } y < y_{AC} \text{ の場合} \\ \varpi\tau_{y-1} + \delta_y & \text{ACを考慮し、かつ } y \geq y_{AC} \text{ の場合} \end{cases}$$

ここで  $S_y$  は  $y$  年の親魚資源量、  
 $\alpha^r, \beta^r$  はレジーム  $r$  でのベバートンホルト型の再生産パラメーター、  
 $\tau_y$  は  $y$  年の再生産関係の残差  $\tau_y \sim N(0, \sigma_R^2)$ 、  
 $\nu$  は回復不能効果のパラメーター (I23)、(微小値の  $\nu$  の設定により回復不能効果を加味しない限界に対応することに留意)、  
 $B_0^r$  はレジーム  $r$  において漁業が存在しない場合に期待される平衡時の親魚資源量、  
 $\delta_y$  は  $y_{n1} > y \leq y_{n2} + 1$  においてモデルへの当てはめにより推定される再生産関係の残差のパラメーター、  
 $\omega$  は経験に基づいた加入量の残差における自己相関、  
 $\omega = \text{Cor}(\tau_y, \tau_{y-1})$ 、ここで  $1966 \leq y \leq (y_{AC} - 4)$ 、  
 $y_{AC}$  は再生産関係の残差において系列相関を開始する年 (この選択肢を有効にするには、1996 年以降に設定しなければならない、I13)。

産卵親魚資源量は以下のように推定される：

$$S_y \sum_{a=1}^A m_a (w_{y,a}^s)^\kappa N_{y,a}$$

ここで  $m_a$  は  $a$  歳魚の成熟割合であり、 $w_{y,a}^s$  は  $a$  歳の産卵親魚資源の  $y$  年での重量で、インドネシアの産卵親魚漁業での平均年齢別重量と同じと仮定され、そして  $\kappa$  は魚体サイズと再生産能力との間の非線形関係の指数である (I24)。これらの全てのパラメーター、 $m_a$ 、 $w_{y,a}^s$ 、及び  $\kappa$  はモデルへの入力として指定されることに留意。

生物学的により意味のあるパラメーターを扱うために、再生産関係は、漁業が無い場合に期待される平衡状態の産卵親魚資源量  $B_0^r$  及び再生産関係の“ステイプネス”  $h$  を用いて再パラメーター化される (ステイプネスは開発前の資源で期待される平均産卵親魚資源量に対する割合として定義され、ここでは開発前の資源で期待される加入量の 20% として導入される)：

$$\alpha^r = \frac{4hR_0^r}{5h-1} \quad \text{及び} \quad \beta^r = \frac{B_0^r(1-h)}{5h-1}$$

ここで、

$$R_0^r = \frac{B_0^r}{\sum_{a=1}^{A-1} m_a (w_{y_{n1},a}^s)^\kappa \exp\left(-\sum_{a'=0}^{a'-1} M_{a'}\right) + m_A (w_{y_{n1},A}^s)^\kappa \frac{\exp\left(-\sum_{a'=0}^{a'-1} M_{a'}\right)}{1 - \exp(-M_A)}}$$

である。

極めて限定的なレジームシフトのオプションが現在 SBT の条件付きモデルでコード化されている。レジームシフトのオプション（環境収容力と呼ぶ）を起動させる場合 (I8b)、異なる  $B_0$  に基づいた代替の再生産関係が 1978 年から使用される。二つのレジームでは共通のステープネスパラメーターが用いられる。

### セレクトイビティ

セレクトイビティのパラメーター化は年齢特異的であり、モデル構造はセレクトイビティが時間の経過と共に緩やかに変化することを許容する。ここで漁獲データの存在する最初の年を ( $y = y_{c1}$ ) (I3) として、セレクトイビティは推定されたパラメーターの関数である：

$$s'_{f,y_{c1},a} = \begin{cases} 0 & \text{ここで } a < a_f^{mins} \\ \exp(\lambda_{f,a}) & \text{ここで } a_f^{mins} \leq a \leq a_f^{maxs} \\ \exp(\lambda_{f,a_f^{maxs}}) & \text{ここで } a > a_f^{maxs} \text{ 及び } f \in z \\ 0 & \text{ここで } a > a_f^{maxs} \text{ 及び } f \notin z \end{cases}$$

この場合、 $a_f^{mins}$  及び  $a_f^{maxs}$  は漁業  $f$  について推定されるセレクトイビティのパラメーターの最小 (I34) 及び最大 (I35) の年齢群であり、 $z$  は  $a_f^{maxs}$  より高齢の年齢群が  $a_f^{maxs}$  と同じセレクトイビティを持つ漁業のセットである (I36)。コードは正規化したセレクトイビティを用いるか、又はコードに備えられたパラメーターによりコントロールされるかの二つの選択肢を持つ。初期設定ではセレクトイビティをリファレンス年齢

$$a_f^{med} = \text{int}\left(\frac{a_f^{mins} + a_f^{maxs}}{2}\right) + 1$$

を考慮して

$s_{f,y_{c1},a} = \frac{s'_{f,y_{c1},a}}{s'_{f,y_{c1},a_f^{med}}}$  と二次のペナルティによる  $\lambda_{f,a_f^{med}}$  の 0 への強制により正規化する。

代替のパラメーター化 (tpl コードの `jim_select` を 1 に) する場合、セレクトイビティは年齢範囲  $a_f^{mins} \leq a \leq a_f^{maxs}$  の平均値に基づき正規化され、二次のペナルティには最初の年の平均セレクトイビティを 1 とする平均セレクトイビティの対数が加えられる。また、このバージョンでは最小化の際に年齢特異的な漁獲率が 0.90 を上回る場合 (すなわち“kludge”メッセージが出る場合)、飛び上がって上回った漁獲率の部分は減少させられる。以前のバージョンでは、すべての漁獲率が適合されていた。これは漁獲率を規定するより良い方法であるが、計算速度が約 30%遅くなる。

その他の年について ( $y > y_{c1}$ )、

$$s'_{f,y,a} = \begin{cases} s_{f,y-1,a} \exp(\gamma_{f,y,a}) & \text{ここで } y \in c^f, \gamma_{f,y,a} \sim N(0, \sigma_{s_y}^2) \\ s_{f,y-1,a} & \text{ここで } y \notin c^f \end{cases}$$

ここで、 $c^f$  は漁業  $f$  について漁獲セレクトイビティの累積分布曲線が変化する年の設定 (ゼロではない I40)、 $\gamma_{fya}$  は漁業  $f$  の  $a$  歳魚への効果の変化量。

各々の更新後、セレクトイビティは選ばれたパラメーターに従い、再度正規化される。

$$s_{f,y,a} = \frac{s'_{f,y,a}}{s'_{f,y,a_j^{med}}} \quad \text{又は} \quad s_{f,y,a} = \frac{s'_{f,y,a}}{\text{mean}(s'_{f,y,a_j^{mins}}, \dots, s'_{f,y,a_j^{maxs}})}$$

確率的な誤差項  $\gamma_{f,y,a}$  は 入力分散に制約された自由なパラメーター  $\sigma_{S_y}^2$

(I40) として扱われる。

もし、漁獲年齢の効果 ( $s_{f,y,a}$ ) が常に一定であれば、これは結果として船団特異的な漁獲死亡率の年齢要素と年要素への分解となる。この仮定は可分のモデルとして知られているものを生み出す。もし、実際の漁獲年齢の効果が経年的に変化するならば、その際、可分モデルは資源量の重要な変化を隠し得る。制約は分散項がセレクトイビティを緩やかな変化にのみ限定させることを通して課され、それにより、 $\gamma_{f,y,a}$  の推定能力を向上させる。また、年齢要素を滑らかにするため、年齢特異的な係数に曲率ペナルティが存在する。これはセレクトイビティパラメーターの対数 (I38=0)、又は負ではない累乗 (I38>0) に基づくことができる：

$$x_{f,y,a} = \begin{cases} \ln(s_{f,y,a}) & \text{ただし I38} = 0 \\ (s_{f,y,a})^{I38} & \text{ただし I38} > 0 \end{cases}$$

ここで、平方の2次差分又は平方の3次差分のいずれかに基づき、ペナルティ項は各漁業についての負の対数尤度関数に追加される：

$$g^f(x_{fya}; \sigma_{b^f}^2) = \begin{cases} \sum_{y \in (y_{c1}, c^f)} \sum_{a=a_f^{mins}}^{a_f^{maxs}} -2 \frac{(x_{f,y,a+2} - 2x_{f,y,a+1} + x_{fya})^2}{2\sigma_{b^f}^2} & \text{ここで I39} = 2 \\ \sum_{y \in (y_{c1}, c^f)} \sum_{a=a_f^{mins}}^{a_f^{maxs}} -3 \frac{(x_{f,y,a+3} - 3x_{f,y,a+2} + 3x_{f,y,a+1} - x_{fya})^2}{2\sigma_{b^f}^2} & \text{ここで I39} = 3 \end{cases}$$

これは隣接する年齢群間の不規則な変動を抑える。3次差分ペナルティ関数の選択はドーム型の年齢のセレクトイビティとすることであり、2次差分ペナルティ関数は年齢との関係に線形を支持することである。

## 成長

成長はモデルでは推定せず、既知の体長別年齢関係を仮定して設定する。年齢別の平均体長は各年  $y$  及び漁期  $t$  について入力され、そのため成長は経時的に変化する。また、各々の漁業について体長体重関係は設定される。各年齢の体長組成分布は正規分布を仮定する。年齢別体長の標準偏差 ( $\sigma_{t,y,a}$ ) は年齢別の平均体長 ( $\mu_{t,y,a}$ ) と直線的な関係になり、これは Kolody and Polacheck (2001) の関係式に基づく： $\sigma_{t,y,a} = 2 + \mu_{t,y,a} / 30$ 。

## 自然死亡率

自然死亡率には4つのパラメーターの関数により年齢による変化が仮定される： $m^1$ 、 $m^4$ 、 $m^{10}$  及び  $m^{30}$  で、これらはそれぞれ1歳、4歳、10歳及び30歳以上での瞬間自然死亡率に相当する。

$$M_a = \begin{cases} m^1 & \text{ここで } a = 0 \\ m^1 + \frac{m^4 - m^1}{3}(a-1) & \text{ここで } 1 \leq a < 4 \\ m^4 + \frac{m^{10} - m^4}{6}(a-4) & \text{ここで } 4 \leq a \leq 10 \\ m^{10} & \text{ここで } 10 \leq a \leq 25 \\ M_{25} + \frac{m^{30} - M_{25}}{5}(a-25) & \text{ここで } 25 < a < 30 \\ m^{30} & \text{ここで } a \geq 30 \end{cases}$$

パラメーターのうち二つ ( $m^1$  及び  $m^{10}$ ) は固定され、他の二つ ( $m^4$  及び  $m^{30}$ ) は推定される。パラメーター  $m^4$  は  $m^1$  と  $m^{10}$  により規定される。条件付けの試行は  $m^4$  及び  $m^{30}$  の推定値は変動係数が小さいが、 $m^1$  と  $m^{10}$  の間には不確実性が大きいことが示された。したがって、 $m^1$  及び  $m^{10}$  についてはモデルによる予測の不確実性を反映するある範囲の値が選択された。

## 標識モデル

標識回収データは、同一年級を連続した年に対象とした標識調査から得られる情報を役立てるためブラウニー型のモデルを使用する。連続した年の標識が装着された年級から得られる回収率の比較により、ブラウニー型のモデルは漁獲死亡率だけでなく、自然死亡率の推定をも提供できる。

標識放流された魚の動態は一般的な個体群と同様と仮定される。したがって、標識モデルは1年に2漁期、すなわち1期目は1月1日から6月30日まで、2期目は7月1日から12月31日まで、があり、それぞれの漁期の初めに漁業が行われること、を仮定する。標識放流は一般的に暦年の初頭ごろに行われ、そのためそれらは第一漁期の開始時（すなわち1月1日）に起こるその年の離散的なイベントとして扱われる。新たな標識魚はそれらが放流された漁期

には完全には混合しないであろうから、モデルはその漁期に放流された標識魚と同じ漁期の非標識魚とで異なる漁獲率を許容する。

我々は漁業により再捕された標識のうち、回収されないものの割合が大きいことを知っている。したがって、年齢及び年特異的な報告率の推定値がモデルに含まれる（限定的なオブザーバデータ及び代替の多くの仮定に基づく）。標識脱落は考慮すべきその他の問題である。すべての魚は脱落率を推定できるように標識2本の装着であった（標識1本の再捕魚の数対標識2本が依然として装着していた再捕魚の数に基づく）。我々は標識が $\tau$ （年）以降も残っている可能性を次のように仮定する。

$$Q(\tau) = \xi e^{-\Omega\tau}$$

ここで $\xi$ は直後に標識が付いている割合（すなわち $1-\xi$ は直後の脱落）で、 $\Omega$ は連続的な脱落率である。脱落率は装着者に依存することがわかっているため、 $\xi$ と $\Omega$ には統計学的に類似した脱落率を持つ6グループの装着者により異なる値が推定される。

以上のすべてを考慮して、年級 $c$ について、 $a$ 歳で装着者グループ $g$ により標識を装着され、 $i$ 歳で2本の標識のうち少なくとも1本が回収された魚の確率を：

$$p_{c,a,g,i} = \begin{cases} 0 & i < a \\ (2\xi_g f'_{c,g,i} - \xi_g f''_{c,g,i}) \nu_{c,i} & i = a \\ (2\xi_g S'_{c,g,a} f'_{c,g,i} - \xi_g^2 S''_{c,g,a} f''_{c,g,i}) \nu_{c,i} & i = a+1 \\ \left( 2\xi_g S'_{c,g,a} \left( \prod_{j=a+1}^{i-1} S'_{c,g,j} \right) f'_{c,g,i} - \xi_g^2 S''_{c,g,a} \left( \prod_{j=a+1}^{i-1} S''_{c,g,j} \right) f''_{c,g,i} \right) \nu_{c,i} & i > a+1 \end{cases}$$

とし、ここで、

$$S'_{c,g,i} = (1-h_{1,c,i})(1-h_{2,c,i}) \exp(-M_i - \Omega_g)$$

$$S''_{c,g,i} = (1-h_{1,c,i})(1-h_{2,c,i}) \exp(-M_i - 2\Omega_g)$$

$$f'_{c,g,i} = h_{1,c,i} + (1-h_{1,c,i}) \exp(-0.5(M_i + \Omega_g)) h_{2,c,i}$$

$$f''_{c,g,i} = h_{1,c,i} + (1-h_{1,c,i}) \exp(-0.5(M_i + 2\Omega_g)) h_{2,c,i}$$

$$S'^*_{c,g,i} = (1-h^*_{1,c,i})(1-h_{2,c,i}) \exp(-M_i - \Omega_g)$$

$$S''^*_{c,g,i} = (1-h^*_{1,c,i})(1-h_{2,c,i}) \exp(-M_i - 2\Omega_g)$$

$$f'^*_{c,g,i} = h^*_{1,c,i} + (1-h^*_{1,c,i}) \exp(-0.5(M_i + \Omega_g)) h_{2,c,i}$$

$$f_{c,g,i}^{**} = h_{1,c,i}^* + (1 - h_{1,c,i}^*) \exp(-0.5(M_i + 2\Omega_g)) h_{2,c,i}$$

である。

パラメーターは以下のように定義する：

$M_i$  は  $i$  歳魚の自然死亡率

$h_{1,c,i}$  は年級  $c$  の  $i$  歳魚について漁期 1 での漁獲割合

$h_{2,c,i}$  は年級  $c$  の  $i$  歳魚について漁期 2 での漁獲割合

$h_{1,c,i}^*$  は年級  $c$  の  $i$  歳魚について、 $i$  歳で標識放流された漁期に再捕された割合

$v_{c,i}$  は年級  $c$  の  $i$  歳魚についての報告率

$\xi_g$  は装着者グループ  $g$  による標識放流直後に標識が付いている割合

$\Omega_g$  は装着者グループ  $g$  による標識放流の連続的な脱落率

OM でのパラメーター化において：

$$h_{1,c,i} = \sum_{f \in f^1} H_{f,c+a,i}$$

$$h_{2,c,i} = \sum_{f \in f^2} H_{f,c+a,i}$$

オーストラリア大湾付近で標識された魚の不完全な混合の影響を評価するために、漁期 1 の漁獲率に相当するパラメーター ( $h_{1,c,i}$ ) を一定値で増加させた感度計算が考えられる。漁期 1 は表層漁業が実施される時期であり、もし幼魚として GAB に出て行く魚がすべての個体群のうちの単なるサブグループであるならば、GAB 付近で標識放流された魚は個体群全体よりも高い水準の漁獲死亡率を経験していると仮定される。

## 予想される値

### 年齢別漁獲尾数及び体長別漁獲尾数

年齢別漁獲尾数又は体長別漁獲尾数のいずれかの観測値が各漁業について利用可能であり、モデルに当てはめられる。漁業  $f$  における  $y$  年の  $a$  歳での予測される年齢別漁獲尾数は以下のとおりである。

$$\hat{C}_{f,y,a} = s_{f,y,a} F_{f,y} N_{y,a} \quad \text{ここで } f \in f^1$$

$$\hat{C}_{f,y,a} = s_{f,y,a} F_{f,y} N_{y,a}^* \quad \text{ここで } f \in f^2$$



体長に基づくデータを持つ漁業について、漁業 $f$ の $y$ 年における予測される体長別漁獲尾数 $l$ は以下のとおりである。

$$\hat{L}_{f,y,l} = \sum_a p_{y,a,l}^t \hat{C}_{f,y,a} \quad \text{ここで } f \in f^1, t=1 \text{ 及び } f \in f^2, t=2$$

この場合、 $p_{y,a,l}^t$  は、漁期 $t$ において体長 $l$ となる $a$ 歳魚の比率であり、既知の平均及び分散を持つ年齢別体長についての正規分布を仮定して計算される。

### CPUE

単位努力量当たり漁獲量 (CPUE) は LL1 漁業のみについて、まとめられた指標 (つまり、年齢に基づくものではない) として、適合される。CPUE と資源量の間、及び CPUE と努力量の間、の関係は多くの非線形効果を許容する。これらの効果はモデルへの当てはめの手続きでは推定されず、ユーザーにインプットされたコントロールパラメーターにより決定される。 $y$ 年について予測される CPUE は以下のとおりである：

$$CPUE_y = q_y \tilde{N}_y^\omega \left( 1 + \beta \left( \frac{E_y - E_{2000}}{E_{2000}} \right) + \gamma \left( \frac{E_y - E_{2000}}{E_{2000}} \right)^2 \right)$$

$$\text{この場合 } \tilde{N}_y = \sum_a \left( \frac{S_{LL1,y,a}}{\text{mean}(S_{LL1,y,a_1}, \dots, S_{LL1,y,a_2})} \right)^\psi N_{y,a}$$

$$\text{および } E_y = \frac{C_{LL1,y}}{CPUE_y}$$

このモデルでは、パラメーター $\beta, \gamma, \omega, \psi, q_y$  及び $a_1$ と $a_2$ はユーザーにより指定される。最近の初期値は：

$$\beta = 0, \gamma = 0, \omega = 1, \psi = 1, (a_1, a_2) = (4, 18) \text{ もしくは } (8, 12).$$

パラメーター $\beta$ 及び $\gamma$ ： $\beta$ 及び $\gamma$ の値の変更はほとんど、又は全く条件付けに影響を与えない (CCSBT-MP/0304/07)。

パラメーター $\omega$ ：1から0.75の値で指定される、グリッドに含まれる要因の一つ。

パラメーター $a_1$ 及び $a_2$  (CPUEの予測のため、セレクトイビティを標準化する年齢範囲) はグリッド要因の一つとして二つの異なる幅が含まれる：

(1)  $a_1=4$  及び  $a_2=18$  (2)  $a_1=8$  及び  $a_2=12$ 。 $a_2$ を30から18に変更した根拠は、19-30歳のセレクトイビティ推定値が極めて低いからである。

上記の数式で最小化により推定された唯一のパラメーターは、CPUEデータの最初の年についての $\ln(q_y)$ である。最新版では $q$ に0.5%の経年増加が仮定されている。

線形的な増加に基づく歴史的なCPUEトレンドにおける分析 (CCSBT-MP/0304/07) は、この関係では改善が得られないことを示した。全てのタイ

ムシリーズにおいて漁獲能力の毎年 1%の線形増加を仮定した試行が行われた。この試行は、後に採用されなかったものの、年 0.5%の  $q$  の増加 (Q0 と Q1 の中間) が条件付けと将来予測の双方において、コアセットにて維持された。

### 標識回収

$N_{c,a,g}$  は、装着者グループ  $g$  により  $a$  歳で標識装着された年級  $c$  の数を意味する。我々はこれを標識放流の設定  $(c, a, g)$  とする。 $R_{c,a,g,i}$  は放流の設定  $(c, a, g)$  において、 $i$  歳で再捕され 1 本でも標識が回収された魚の観察尾数である (簡単に言うと、これは標識回収数だといえる)。その際、予測される標識回収数は以下のように与えられる。

$$\hat{R}_{c,a,g,i} = N_{c,a,g} p_{c,a,g,i}$$

### 航空目視調査

航空目視調査データは 2 歳から 4 歳までの年齢群の資源量の相対的な指数として扱われる。

$$\hat{I}_i = q_{\text{aerial}} \sum_{a=2}^{a=4} s_a w_{y_i,a} N_{y_i,a}$$

ここで、 $s_a$  は年齢セレクトイビティを、 $w_{y_i}$  は  $y$  年の漁期 1 における年齢別重量を示す。セレクトイビティのパラメーターを推定する最初の試みは非現実的な結果をもたらした。三つの代替の固定されたセレクトイビティシナリオが、コントロールファイルから選択することができる：

オプション	$s_2$	$s_3$	$s_4$
1	1	1	1
2	0.5	1	1
3	0.33	1	0.33

### ひき縄調査

1 歳魚の資源量の相対的な指数として扱われる。

### 目的関数

#### データ適合のための尤度成分

モデルは、CPUE 指標シリーズ、漁業の年齢別漁獲尾数及び体長別漁獲尾数データ並びに標識回収データに適合される。各漁業による漁獲重量の推定は、エラーがないものと仮定される。各々のデータ成分についての負の対数尤度 ( $-\ln L$ ) は以下に記述される。負の対数尤度の定数項は無視することに留意。

## CPUE データ

尤度は、観測された資源量指数 (I14) が期待値と分散  $\sigma_I^2$  に関して対数正規分布を仮定して計算される。

$$-\ln L = n_I \ln(\sigma_I) + \frac{\sum_{y=y_{I1}}^{y=y_{I2}} (\ln(I_y) - \ln(\hat{I}_y))^2}{2\sigma_I^2}$$

ここで、 $y_{I1}$  及び  $y_{I2}$  は CPUE データの最初 (I4) 及び最後 (I5) の年であり、 $n_I$  ( $n_I = y_{I2} - y_{I1} + 1$ ) は CPUE 観測値の数である。分散のパラメーター  $\sigma_I^2$  は、適合の手続きを通して推定され、その最小値  $(0.1)^2$  の正規分布を仮定する。

## 年齢別漁獲尾数及び体長別漁獲尾数

年齢別漁獲尾数及び体長別漁獲尾数データへの適合について、我々は多項標本分布を仮定する。この仮定の下で、各々の漁業に関する年齢別漁獲データ又は体長別漁獲データ (尾数単位) についての対数尤度関数は、以下のように記述できる。

$$-\ln L = n_y^f \sum_y \sum_k p_{f y k} \ln(\hat{p}_{f y k})$$

ここで、年齢別漁獲データは  $k = a$ 、体長別漁獲データは  $k = l$ 、 $y$  年の漁業  $f$  の有効サンプルサイズは  $n_y^f$  であり、

$$p_{f y a} = \frac{O_{f y a}}{\sum_a O_{f y a}}, \quad \hat{p}_{f y a} = \frac{\hat{C}_{f y a}}{\sum_a \hat{C}_{f y a}} \quad \text{年齢ベースデータ用}$$

$$p_{f y l} = \frac{O_{f y l}}{\sum_l O_{f y l}}, \quad \hat{p}_{f y l} = \frac{\hat{L}_{f y l}}{\sum_l \hat{L}_{f y l}} \quad \text{体長ベースデータ用}$$

$O_{f y a}$ ,  $O_{f y l}$ ,  $\hat{C}_{f y a}$ ,  $\hat{L}_{f y l}$  は、それぞれ漁業  $f$  について観測及び予測される年齢別漁獲尾数及び体長別漁獲尾数である。有効サンプルサイズ  $n_y^f$  はそれぞれの漁業及び年について入力される (I41)。

SBT の将来予測モデルのコードでは、年齢頻度データと体長頻度データの入力に、それぞれ異なる方法が使用されている。体長頻度データは 32cm から始まり 2cm 幅で 110 個の体長頻度が入力されるようなコードで固定されている。ユーザーは、モデルへ適合させる最小体長カテゴリー (I25、最小値よりも小さい体長群は最初の群に統合される)、適合に使用する体長群の幅 (I26、

データの入力に調和する最良の設定は 2cm 幅での増加)、及び適合に使用する幅の数 (I27、データの末端よりも体長の大きな魚は、データの末端に統合される) を特定することでデータの当てはめを操作する。特定された統合値はすべての漁業について体長頻度データに適用される。追加のオプションはモデルで観察される最小データの特定を漁業特異的な統合のために許容する (I28)。

年齢頻度データについて、入力データはモデル適合での年齢範囲を操作する。それぞれの年齢頻度データを持つ漁業について (I29 と I30)、ユーザーはデータの最小年齢 (I31) 及び最大年齢 (I32) を特定する。年齢群の統合が許容されるのは、年齢頻度の適合のために特定された最大年齢のみであり、これはモデルでの最大年齢と同じとされ、またプラスグループとして扱われる。

### 標識回収

もし、ブラウニー型標識モデルのすべての仮定が満たされているならば (例えば、完全な混合; 標識魚の独立性)、年齢  $a$  から  $I$  までの回収した標識の数、及び年齢  $I$  までに回収されなかった数は、放流の設定  $(c, a, g)$  からもたらされる  $N_{c,a,g}$  に対応して、多項分布を示す; すなわち、

$$\{R_{c,a,g,a}, \dots, R_{c,a,g,I}, N_{c,a,g} - R_{c,a,g,\bullet}\} \sim \text{Multinom}(N_{c,a,g}, \{p_{c,a,g,a}, \dots, p_{c,a,g,I}, 1 - p_{c,a,g,\bullet}\})$$

ここで、下付き文字のひとつのドットが、指数の総和への置換を示す (例えば、 $R_{c,a,g,\bullet} = \sum_{i=a}^I R_{c,a,g,i}$ )。

しかし、実際には、標識回収データは多項分布に対してほとんど確実に過分散になるだろう (すなわち、分散がより大きい)。これを説明するため、我々はデータの分散の大きさを多項データの  $\varphi$  倍としてパラメーター化したディリクレ多項分布を用いて、放流の設定  $(c, a, g)$  を踏まえた標識回収をモデル化する (詳細は Polacheck et al. 2006. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 63: 534–548 を参照)。その際、すべての放流について観察された回収数の尤度関数はディリクレ多項式の構造になる。

具体的には、

$$L_R = \prod_c \prod_g \left\{ K_{c,g} \prod_a \left( \frac{\Gamma(\omega_{c,a,g})}{\Gamma(N_{c,a,g} + \omega_{c,a,g})} \frac{\Gamma(R'_{c,a,g,\bullet} + \omega_{c,a,g} p'_{c,a,g,\bullet})}{\Gamma(\omega_{c,a,g} p'_{c,a,g,\bullet})} \prod_{i=a}^I \frac{\Gamma(R_{c,a,g,i} + \omega_{c,a,g} p_{c,a,g,i})}{\Gamma(\omega_{c,a,g} p_{c,a,g,i})} \right) \right\}$$

ここで:

$$\omega_{c,a,g} = (N_{c,a,g} - \varphi) / (\varphi - 1)$$

$$R'_{c,a,g,\bullet} = N_{c,a,g} - R_{c,a,g,\bullet}$$

$$p'_{c,a,g,\bullet} = 1 - p_{c,a,g,\bullet}$$

$$K_{c,g} = \prod_a \frac{N_{c,a,g}!}{\prod_{i=a}^I R_{c,a,g,i}! (N_{c,a,g} - R_{c,a,g,\bullet})!}$$

$K_{c,g}$  は尤度を最大化する際、省略できる定数であることに留意。

負の対数尤度（一定ではない）は以下のように表現できる。

$$\begin{aligned} \ln L_R = & \sum_c \sum_g \sum_a \sum_{i=a}^I \left( \ln \Gamma(R_{c,a,g,i} + \omega_{c,a,g} p_{c,a,g,i}) - \ln \Gamma(\omega_{c,a,g} p_{c,a,g,i}) \right) + \\ & \sum_c \sum_g \sum_a \left( \ln \Gamma(\omega_{c,a,g}) - \ln \Gamma(N_{c,a,g} + \omega_{c,a,g}) + \ln \Gamma(R'_{c,a,g,\bullet} + \omega_{c,a,g} p'_{c,a,g,\bullet}) - \ln \Gamma(\omega_{c,a,g} p'_{c,a,g,\bullet}) \right) \end{aligned}$$

最終的に、標識モデルの負の対数尤度は

$$-\ln L_{tag} = -\ln L_R$$

である。

上記のモデルによるシミュレーションは、過分散の係数  $\varphi$  は確実に尤度から推定できないことを示した。したがって、我々はこのパラメータについて、後述する'標準化残差'のように、多項的な回収を仮定したモデルから残差に基づいて推定する。

### 標準化残差

多項の標識回収データを仮定した場合、放流の設定  $(c, a, g)$  に対応した  $i$  歳魚の観察された標識回収数はおおよそ以下に示す平均及び分散を持つ正規分布で示される。

$$R_{c,a,g,i} \sim \text{Normal}\left(N_{c,a,g} p_{c,a,g,i}, N_{c,a,g} p_{c,a,g,i} (1 - p_{c,a,g,i})\right)$$

したがって、標準化された正規残差の近似値は以下のように計算される。

$$\frac{R_{c,a,g,i} - N_{c,a,g} p_{c,a,g,i}}{\sqrt{N_{c,a,g} p_{c,a,g,i} (1 - p_{c,a,g,i})}}$$

もし多項の仮定が正しければ、これらの標準化された残差の分散はおおよそ 1 であるはず。もし、実際の分散が  $x$  ならば、これは過分散係数の妥当な推定値を提供する（すなわち  $\hat{\phi} = x$ ）。

したがって、ディレクレ多項モデルの標準化された残差は以下のように計算される。

$$\frac{R_{c,a,g,i} - N_{c,a,g} p_{c,a,g,i}}{\sqrt{\hat{\phi} N_{c,a,g} p_{c,a,g,i} (1 - p_{c,a,g,i})}}$$

推定された  $\phi$  は 2.2 から 2.9 までの幅で平均は 2.35 であり、これは多項的な標識回収の仮定の下、グリッドの各々のセルから得られた標識の残差を用いて計算された。

### 航空目視調査

自己相関誤差及びプロセス誤差を持つ対数正規が使用される：

$$-\ln L_{\text{aerial}} = 0.5 \ln |\Sigma| + 0.5 \text{res}^T \Sigma^{-1} \text{res}$$

ここで、

$\text{res} = \ln(I) - \ln(\hat{I})$  は比例係数の対数の最大尤度推定を用いて計算された残差のベクトルである。

$\ln \hat{q}_{\text{aerial}} = \frac{1^T \Sigma^{-1} \text{res}}{1^T \Sigma^{-1} 1}$  及び  $\Sigma = S + 1 \tau_{\text{aerial}}^2$  は、対数化した調査指標の経験的な分

散-共分散行列  $S$  及び追加的プロセスエラーを示すパラメーター推定値である  $\tau_{\text{aerial}}$ （これは将来予測について MP の検討に影響するだろう）についての分散-共分散行列である。

### ひき縄調査

この指数（1996 年以降）は感度試験に使用される。推定された一定の分散  $\sigma_{\text{piston}}^2$  を持つ正規尤度を仮定する。

### 事前分布のための尤度成分

#### 再生産関係

SBT モデルに使用する再生産関係は再生産のステイプネスパラメーター、環境収容力の変化の大きさ、及び加入の残差の大きさについての事前分布の仮定を必要とする。ステイプネスパラメーターは、固定することも

(I9<1) 分析にて推定することも (I9≥1) 可能である。推定する場合は、ステイプネスは正規分布  $h \sim N[\tilde{h}, 0.1^2]$  が仮定されるが、ユーザーは正規分布よりも狭い範囲の設定もできる (すなわち I10 と I11)。ステイプネスの事前分布に関する負の対数尤度は以下のとおり：

$$\frac{(h - \tilde{h})^2}{2(0.1)^2} \quad \text{ここで } \tilde{h} = 0.5 * (\text{I10} + \text{I11})$$

また、(対数空間での) 正規分布は再生産残差についても  $\tau_y \sim N[0, \sigma_R^2]$  を仮定する。残差の分散は固定 (I12 < 1,  $\sigma_R = \text{I12}$ ) と推定 (I12 ≥ 1) のいずれも可能である。いずれについても、事前の正規分布の負の対数尤度は以下のとおり：

$$(y_{n2} - y_{n1} + 1) \ln(\sigma_R) + \frac{\sum_{y=y_1+1}^{y=y_n+1} \tau_y^2}{2\sigma_R^2} .$$

推定した際に  $\sigma_R$  パラメーターの下限值は 0.4 であることに留意。

尤度は最後の 3 年間を除き、自己相関を仮定しない (例えば、2007-2009 年ではデータの最終年は 2008 年である。)。1965-2003 年のデータに基づいた加入の残差の経験的な自己相関は 2007 年以降、当てはめられる。 $\tau_y$  は  $y$  年における対数正規の加入の逸脱を説明し、 $\hat{\tau}_y$  はその MPD を推定する。初期資源量は次のように将来予測のコードへ受け渡される (ここではひき縄データは含まれない)

$\hat{\tau}_{2006}$  モデルの適合から推定される

$$\hat{\tau}_{2007} = \rho \hat{\tau}_{2006}$$

$$\hat{\tau}_{2008} = \rho^2 \hat{\tau}_{2006}$$

$$\hat{\tau}_{2009} = \rho^3 \hat{\tau}_{2006}$$

ここで、 $\hat{\rho}$  は 1965-2003 年の加入に基づく経験的な自己相関の推定値である。

情報を与えない事前分布は環境収容力の変化で仮定されており (すなわち、一定)、そのため、その目的関数への寄与は一定である。

### セレクトイビティ

年齢特異的セレクトイビティパラメーターを定めることはセレクトイビティ関数の形状に関する事前分布の考えを反映する二つの仮定を組み込んでいる。すべての漁業について、セレクトイビティと年齢の間にドーム型又

は線形の関係を設定できる。この事前分布の負の対数尤度は以下のとおりである：

$$\sum_f g^f(x_{fya}; \sigma_{b^f}^2)$$

ここで、分散項  $\sigma_{b^f}^2$  (I37) は漁業  $f$  に関するセレクトイビティが持つとされる形状（ドーム型又は線形）であるべき度合いに関する考え方を反映する。

いくつか、又はすべての漁業では、年齢特異的セレクトイビティは時間の経過と共に変化する。変化量は変化の分散 ( $\sigma_{S^f}^2$ ) に関係した入力パラメーター（漁業及び年特異的、I40）により操作される。

$$\sum_f \sum_{y \in c^f} \frac{(\gamma_{fya})^2}{2\sigma_{S^f}^2}$$

この場合、 $c^f$  は漁業  $f$  においてセレクトイビティが変化する年である。時間と共に変化しないセレクトイビティを持つ漁業については、このデータは空であることに留意。

### 自然死亡

もし1歳魚及び/又は10歳魚の自然死亡も推定するのであれば、追加の成分が尤度関数に加えられる。その場合、事前の正規分布は双方のパラメーターについて仮定される。これらの事前分布の負の対数尤度は以下のとおり：

$$0.5 \frac{(m^1 - 0.4)^2}{0.04^2} \text{ 及び } 0.5 \frac{(m^{10} - 0.10)^2}{0.06^2}$$



表 1. モデルへのインプットを通して決定される設定値

量	説明	コントロールファイルコード
$y_{n1}, y_{n2}$	再構成する開始年及び終了年	I1, I2
$y_{c1}$	漁獲データの開始年	I3
$y_{I1}, y_{I2}$	CPUE 指標データの開始年と終了年	I4, I5
$y_{AC}$	再生産の残差における連続した相関関係の開始年	I13
<b>A</b>	モデルでの最終年齢群	I6
	漁業の数	I7
$a_f^{mins}, a_f^{maxs}$	漁業 $f$ について、セレクトイビティパラメーターが推定される最低及び最高年齢群	I34, I35
$f^1, f^2$	漁期 1 及び漁期 2 での漁業の設定	I33
$c^f$	漁業 $f$ について、セレクトイビティが変化する年の設定	I40
<b>z</b>	漁業の $a_f^{maxs}$ よりも高齢魚のセレクトイビティを $a_f^{maxs}$ と同じにする設定	I36
$\beta, \gamma, \sigma, \psi, q_y, a_1, a_2$	CPUE と資源量の関係を決定するパラメーター	I16, I17, I18, I19, I20, I21, I22
$\nu$	再生産の回復不能効果パラメーター	I23
$\kappa$	非線形の体重-再生産ポテンシャル関係のパラメーター	I24a
$h$	再生産のステープネス (注意: 推定も出来る)	$I9 \geq 1$ ならば $h = 0.5(I10+I11)$
$M_a$	自然死亡 (注意: 推定も出来る)	I8a
$m_a$	年齢による成熟割合	
$\sigma_R^2$	再生産残差の分散 (注意: 推定も可能)	I12<1
$\sigma_{b^f}^2$	漁業 $f$ について、セレクトイビティ関数の形状の分散	I37
$\sigma_{S_y^f}^2$	漁業 $f$ について、 $y$ 年におけるセレクトイビティの変化の分散	I40
$n_y^f$	漁業 $f$ について、 $y$ 年における体長又は年齢の多項的なサンプルサイズ	I41
$\phi$	標識のディクレ多項式の過分散係数	

表 2. コードで“固定された”量（すなわち、もしこれらを変更したければ、コードを変更する必要がある）

量	説明
$b_a$	$a$ 歳で成熟する割合
$w_{fja}$	漁業 $f$ について $a$ 歳での平均重量—年齢別平均体長の入力に依存するが、各漁業の体長-体重関係は固定されている。
$w_{ya}^s$	$y$ 年での $a$ 歳の産卵親魚の平均重量は漁業 1（LL1 漁業）の年齢別平均重量に等しいと設定される。
$\omega$	“固定された”AC で使用される経験的な S-R 残差の相関は、1966 年から最近年のデータについて 5 を引いた残差に基づく。コントロールパラメーター <code>rec_AC_sw</code> 以降に適用される（通常、最近年のデータマイナス 1 に設定される。）

表 3. 関数の最小化を通して推定される値。再生産のステープネスパラメーター、再生産の残差の分散、及びセレクトイビティーの変化を除いて、事前分布はコードで“固定”される。（すなわち、事前分布を変化させなければ、コードを変える必要がある）

量	説明	事前分布
$B_0^r$	漁業が無いとき、レジーム $r$ にて平衡する親魚資源量	$B_0^r \sim U[0, \infty]$
$h$	再生産のステープネス（注意：設定することもできる）	$h \sim N[\tilde{h}, 0.1^2]$ $\tilde{h} = 0.5 * (I10 + I11)$
$\bar{q}$	漁獲能力の対数	$U[-\infty, \infty]$
$\ln \hat{q}_{\text{aerial}}$	航空目視調査の“漁獲能力”の対数	$U[-\infty, \infty]$
$\tau_{\text{aerial}}$	航空目視調査に加えられたプロセス誤差の標準偏差	$U[0, 0.8]$
$m^1$	1 歳の自然死亡	$N(0.4, 0.4^2)$
$m^4$	4 歳の自然死亡	$U[m^1, m^{10}]$ 又は固定
$m^{10}$	10 歳の自然死亡	$N(0.1, 0.6^2)$
$m^{30}$	30 歳の自然死亡	$U(0.20, 0.50)$ 又は固定
$\delta_y$	再生産の残差に関係したパラメーター事前分布は $s$ - $r$ 残差 $\tau_y$ により、これは推定されたパラメーターではない。	$\tau_y \sim N[0, \sigma_R^2]$
$\lambda_{fa}$	漁業 $f$ について、 $a$ 歳魚のセレクトイビティーパラメーター	$\lambda_{fa} \sim U[0, \infty]$
$\gamma_{fya}$	漁業 $f$ について、 $y$ 年における $a$ 歳魚のセレクトイビティーの変化を規定するパラメーターの対数	$\gamma_{fya} \sim N[0, \sigma_{S_y^f}^2]$
$\sigma_I^2$	CPUE 指数データの分散	$\sigma_I^2 \sim U[0.2, \infty]$
$\sigma_R^2$	再生産の残差の分散（リファレンスセットで設定される）	$\sigma_R^2 \sim U[0.4, \infty]$
$h_{1,c,i}^*$	$i$ 歳魚が標識放流され、また、その放流した漁期内に再捕された年級 $c$ におけるの $i$ 歳魚の割合	
$v_{c,i}$	年級 $c$ におけるの $i$ 歳魚の標識報告率	

## 将来予測モデル

### モデル構造

4 漁業だけを考慮した以外は条件付きモデルと同じ：

- 1:LL1 漁業（第2シーズン）。
- 2:LL2 漁業（第2シーズン）。
- 3:インドネシアの産卵親魚漁業（第1シーズン）。
- 4:オーストラリア表層漁業（第1シーズン）。

### ポピュレーションモデル

条件付きモデルと同じ。

### 初期資源量

将来予測開始時点の初期資源量は条件付きモデルから推定される。0歳から2歳の初期資源量に対数正規自己相関誤差を、加入に影響するプロセスエラーを代表するものとして将来予測プログラムコードの中に追加する。 $Y_1$ を将来予測の最初の年とすると、

$$\begin{aligned}N_{Y_1,4} &= \hat{N}_{Y_1,4} \exp\{0.4z - 0.08\} \\N_{Y_1,3} &= \hat{N}_{Y_1,3} \exp\{0.4z - 0.08\} \\N_{Y_1,2} &= \hat{N}_{Y_1,2} \exp\{\varepsilon_{Y_1-2}\} \\N_{Y_1,1} &= \hat{N}_{Y_1,1} \exp\{\hat{\rho}\varepsilon_{Y_1-2} + \varepsilon_{Y_1-1}\} \\N_{Y_1,0} &= \hat{N}_{Y_1,0} \exp\{\hat{\rho}^2\varepsilon_{Y_1-2} + \hat{\rho}\varepsilon_{Y_1-1} + \varepsilon_{Y_1}\}\end{aligned}$$

ここで、 $z \sim N(0,1)$ 、 $\varepsilon_y \sim N(0, (1-\hat{\rho}^2)\sigma_R^2)$ 、 $\sigma_R=0.6$ 。s.d.=0.4 の対数正規誤差を  $\hat{N}_{Y_1-4,0}$  及び  $\hat{N}_{Y_1-3,0}$  周辺の不確実性を考慮するために追加している。

これらの式は、 $\tau_{Y_1+1} = \hat{\rho}\tau_{Y_1} + \varepsilon_{Y_1+1}$  等を生成する以下を含んでいる。

$$\tau_{Y_1} = \hat{\tau}_{Y_1} + \hat{\rho}^2\varepsilon_{Y_1-2} + \hat{\rho}\varepsilon_{Y_1-1} + \varepsilon_{Y_1}$$

この方程式は、 $Y_1-2$ に始まる加入の自己相関を仮定することに等しい。（フルベイズアプローチではなく）異なるグリッドセルからの点推定値が将来予測に使用されることから、この方法は  $Y_1-3$  の加入をその不確実性を反映することなく将来に向かって偏差を増加させる傾向があることが留意された。この問題に対処するため、前の偏差に相関のない  $Y_1-2$  の加入偏差を感度試験に含める。

### セレクトイビティ

条件付けで仮定したランダムウォークは、セレクトイビティが信じがたい値をさまよう結果になるかもしれないとの理由から適切ではない。代替とし

て、現在の将来予測モデルは最近のセレクトイビティ推定値から開始し、以下に従って自己相関のあるプロセスエラーを追加する。

$$s_{1,a,y+1} = s_{1,a,y} \exp\{\varepsilon_{a,y}\} \quad , \quad \text{ここで } a_1^{\min s} \geq a \geq a_1^{\max s} \quad \text{ただし } a_1^{\min s} = 2, a_1^{\max s} = 17。$$

$$\varepsilon_{2,y} = \eta_{2,y}$$

$$\varepsilon_{a+1,y} = \rho_{\text{sell}} \varepsilon_{a,y} + \sqrt{1 - \rho_{\text{sell}}^2} \eta_{a,y} \quad , \quad \text{ここで } \eta_{a,y} \sim N(0, 0.2^2) \quad \text{及び } \rho_{\text{sell}} = 0.7$$

(最初の添え字は漁業に対応することに留意  $f=1$ 。 ) セレクトイビティは4年に一度だけ変化するので、 $s_{1,a,y+3} = s_{1,a,y+2} = s_{1,a,y+1} = s_{a,y}$ 。

SAG9 のモデル仕様では、2006年及び2007年について二つのモードを持つセレクトイビティ推定値になることが留意された。以前の年では、最終年のセレクトイビティは4年間のブロックに基づいた。SAG9は、管理が変更されたことから、最後3年間(2006-2008年)の平均値を使用することがより適切であると結論付けた。

オーストラリアの表層漁業については、3歳魚をターゲティングした対数正規変動が以下のように仮定された。

定義

$$P_{y,3} = \frac{N_{y,3}}{\sum_{a=1}^5 N_{y,a}} \quad \text{及び} \quad \bar{P}_3 = \frac{1}{10} \sum_{y=y_{n_2}-9}^{y=y_{n_2}} P_{y,3}$$

もしも  $P_{y,3} \geq \bar{P}_3$  ならば、

$$s_{6,y,3} = s_{6,y_{n_2},a} e^{\varepsilon_{6,y,a}} \quad , \quad \text{ここで } a=1, \dots, 5 \quad , \quad \text{なお } \varepsilon_{6,y,a} \sim N(0, 0.1^2)。$$

そうでなければ、3歳魚のセレクトイビティを増加させる：

$$s_{6,y,3} = s_{6,y_{n_2},a} e^{\varepsilon_{6,y,a}} \left( 1 + 0.5 \frac{\bar{P}_3 - P_{y,3}}{\bar{P}_3} \right)$$

$$s_{6,y,3} = s_{6,y_{n_2},a} e^{\varepsilon_{6,y,a}} \quad , \quad \text{ここで } a=1, 2, 4, 5。$$

### CPUE

CPUEは、年間0.5%を上積みする漁獲能力  $q$  の自己相関トレンドを用いて生成される。全期間のシリーズ(1969-2006年)に基づく経験的な自己相関の推定を使用する。シグマには、0.2の値又は全期間での経験的推定値のどちらか大きなものを使用する。代替として、ユーザーは、以下をタイピングすることで将来予測プログラムコードに対するコマンドオプションの値を選択できる。

-cpuestd xx

## オペレーティング・モデルの構造及び条件付け

議題 2 のオペレーティング・モデルの再検討の一部として、オペレーティング・モデルの再構築及び再条件付けの過程のいくつかの詳細を示す。

背景として、新たな“グリッド”で考慮すべき要素についての以前の設定をここに示す：

	水準累積数		値		事前分布	シミュレーション重み付け	
スティーブネス ( $h$ )	3	3	0.385	0.55	0.73	0.2, 0.6, 0.2	事前分布
$M_0$	3	9	0.30	0.40	0.50	一定	事前分布
$M_{10}$	3	27	0.07	0.1	0.14	一定	事前分布
オメガ	2	54	0.75		1	0.4, 0.6	事前分布
CPUE ()	2	108	w.5	w.8		一定	事前分布
q 年齢範囲	2	216	4-18		8-12	0.67, 0.33	事前分布
サンプルサイズ	2	432	Sqrt		オリジナル/2	一定	事前分布

これらの要素及び他の構造特性（例えば標識データの取り扱い）のそれぞれが、将来の OMP ランの候補として評価された。これらは凡そ会合で議論された順番である。

## 自然死亡率

年齢別の自然死亡率についてのオペレーティング・モデルの設定は、2 部分で再検討した。若齢部分（標識データの影響を受ける）及びプラスグループを構成する高齢部分（25 歳以上）である。

高齢の死亡率。SAG9 は、いくつかのセル（特に低い  $m^{10}$  ケース）において推定親魚資源量が他のセルより相当に高くまたほとんど全てが 30 歳以上の SBT で構成されるという、現在のオペレーティング・モデルのグリッドの問題を強調した。以下は、SAG9 で試験したいくつかのベースランによるセルの例である。

シナリオ	未利用 SSB		
	(SSB <sub>0</sub> )	SSB <sub>2008</sub>	SSB <sub>2008</sub> /SSB <sub>0</sub>
低 $m$	1,708,550	225,323	0.132
高 $m$	651,982	56,943	0.087
低 $m^0$ 、高 $m^{10}$	779,301	71,012	0.091

推定されたインドネシア漁業のセレクトイビティがドーム形であり、30+歳のセレクトイビティ推定値=0.008（最大値を 1 に対して正規化した場合、図 1）であるために、この高齢魚の高い資源量は、インドネシア漁獲物の年齢組成へのフィットでは明白ではない。

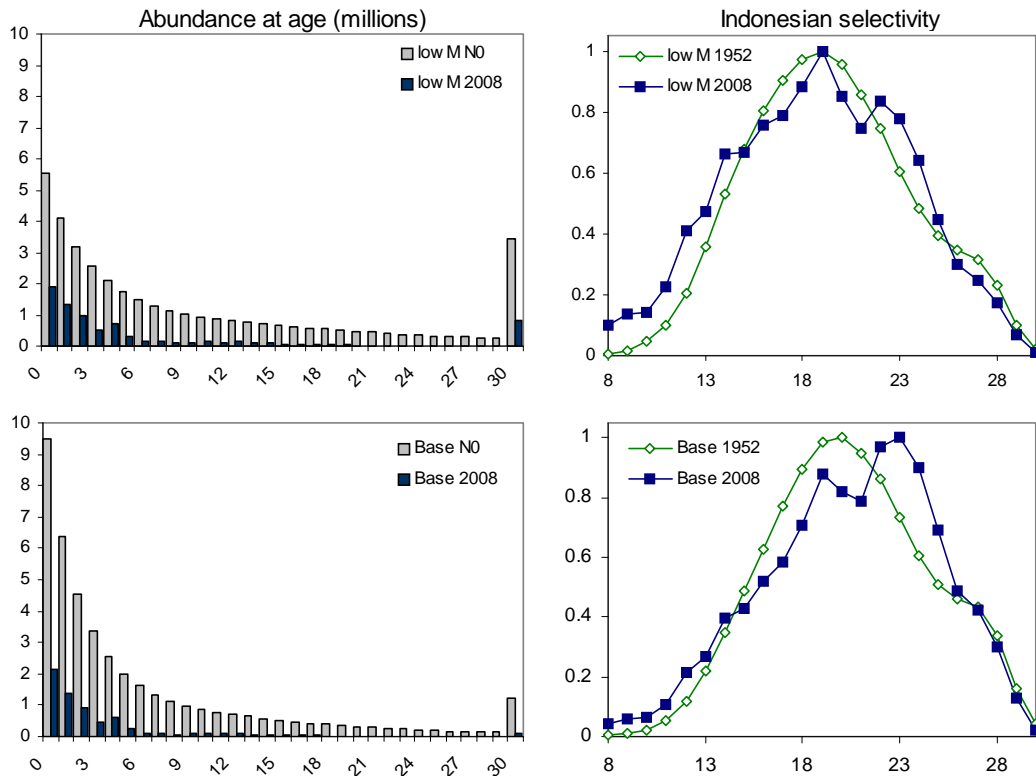


図1 2008年SAG9で使用されたオペレーティング・モデルで得られた年齢別資源量推定値及びインドネシアのセレクトイビティの例

30歳以上（範囲は30-41歳）のSBTについての利用可能な年齢別漁獲の単純な検討を元に、標準的な漁獲曲線解析を用いたプラスグループの合計死亡率推定値は凡そ0.47であった（図2）。このグループの漁獲死亡率は小さいと考えられ、よってこれらのデータと調和させるために自然死亡率はベースモデルで仮定（10歳以上の $M_a$ に仮定した定数は0.07、0.10、0.14）したよりも相当に高い値であるべきであろう。

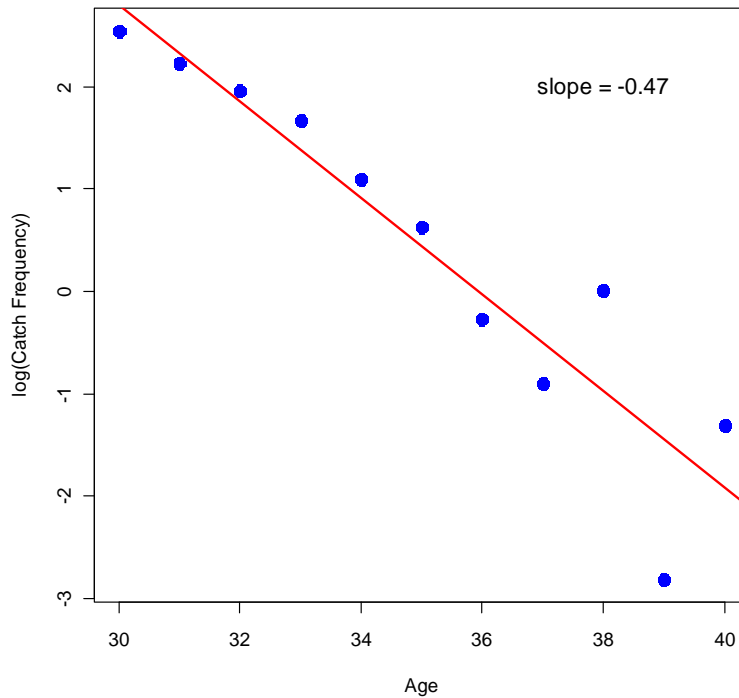


図2 1993-2007年の30-40歳のインドネシア漁獲物による年齢別漁獲推定値の対数に対するフィット。なお、使用データはCCSBTデータ交換のAU : Indonesian LL Age Size Compositionから取得。

この結果は、（謎の“見せ掛けの”高齢資源が個体群を維持し産卵個体群に実質的に貢献するのに反対する代替案として）高齢 SBT の明らかな老化をより反映するために、年齢別自然死亡率スケジュールを再構築する方法の開発の動機となった。下表は、25歳以上の魚の相対的利用可能度／セレクトィビティを一定と仮定した条件で評価した自然死亡率の代替スケジュールの配列を示す。年齢遷移はその後に死亡率が変化する年齢を示し、 $m^{30}$ は漁獲曲線解析に基づく“プラスグループ”の自然死亡率である。セルの網掛けは“参照”ラインからの変化を意味する。なお、明確さのためだけにここに示した“試行名”は、どれもこの後に持ち越さない。



試行名	$m^0$	$m^{10}$	年齢遷移	$m^{30}$
以前の構造	0.3	0.10	-	0.1
参照	0.3	0.10	20	0.4
プラスグループ老化	0.3	0.10	29	0.4
中間遷移	0.3	0.10	25	0.4
中間遷移、高 $m^{10}$	0.3	0.14	25	0.4
低 30 歳	0.3	0.10	20	0.2
低 $m^{10}$	0.3	0.07	20	0.4
高 $m^{10}$	0.3	0.14	20	0.4
高 $m^0$	0.5	0.10	20	0.4

これらの試行の結果は、いくつかの高 M の組み合わせでセレクトイビティが高齢で非現実的に指数的に増加したことから、 $m^{30}$  について固定したグリッドを使用することが困難なことを示した。 $m^{10}$  固定値と同じ範囲の条件下で  $m^{30}$  値を推定する追加的ないくつかのランが提案された。グリッド全体の推定の性質は良く（推定値及び標準誤差が合理的）、 $m^{30}$  と  $m^{10}$  間の逆相関を反映していた。したがって、WG は  $m^{30}$  の推定を追加することが、オペレーティング・モデルのグリッドの構造を改善し、非現実的な性質を避けることに留意した。WG は 20 歳と 25 歳のどちらが年齢遷移として適切かを長く議論した。実際面ではこれらのモデルの結果の差は小さかった。WG は、20 歳よりも 25 歳が老化への遷移の代表として生物学的に適切と判断した。

図 3 に、過去の構造（上段 3 図）及び更新した構造（下段 3 図）の診断図を例として示す。なお、以前の設定では、いくつかのグリッド仕様においてほとんど全ての親魚資源が“30 歳以上”のグループに含まれていた。更新はこれを解決し、インドネシア漁業のセレクトイビティパターンをより信頼できるものにした。この解析中、インドネシアのセレクトイビティのスムーズネス特性も、ノンパラメトリックのセレクトイビティ推定において年齢-年齢偏差が追加されるのを避けるように補正された。

**若齢の死亡率：**古いモデルでは、死亡率は 0 歳から 10 歳までは年齢のべき関数、10 歳以降は一定と仮定されていた。

$$M_a = \begin{cases} m^0 + (m^{10} - m^0) \frac{a^\kappa}{10^\kappa} & \text{for } 0 \leq a \leq 10 \\ m^{10} & \text{for } a > 10 \end{cases}$$

パラメーター  $\kappa$  は 0.7 に固定し、 $m^0$  及び  $m^{10}$  はグリッドで特定した異なる 3 値に固定されていた。

$m^0$  及び  $m^{10}$  の 9 つ全ての組み合わせ条件に対して、べき乗パラメーター  $\kappa$  を推定（固定ではなく）する多くのランが実施された。このランの結果は、4 歳時の死亡率がデータから良く決定されたことを示した（図 4、なお  $\kappa$  を推定した際、死亡率スケジュールは 4 歳頃に収斂した）。これらの結果から、WG は 4 歳時の自然死亡率を示す新たなパラメーター  $m^4$  を推定すること、並びに 1 歳と 4 歳及び 4 歳と 10 歳間の自然死亡率を直線内挿することを決定した

(別紙6の式を参照)。0歳の自然死亡率は1歳と同じと仮定し、新たな  $m^1$  値のセットは0.25、0.30、0.35及び0.4と定められた。両端2値の尤度が極めて低いことが分かったため、中間の2値だけが最終グリッドに残された。OMP用に定められた最終形の例を図5に示す。

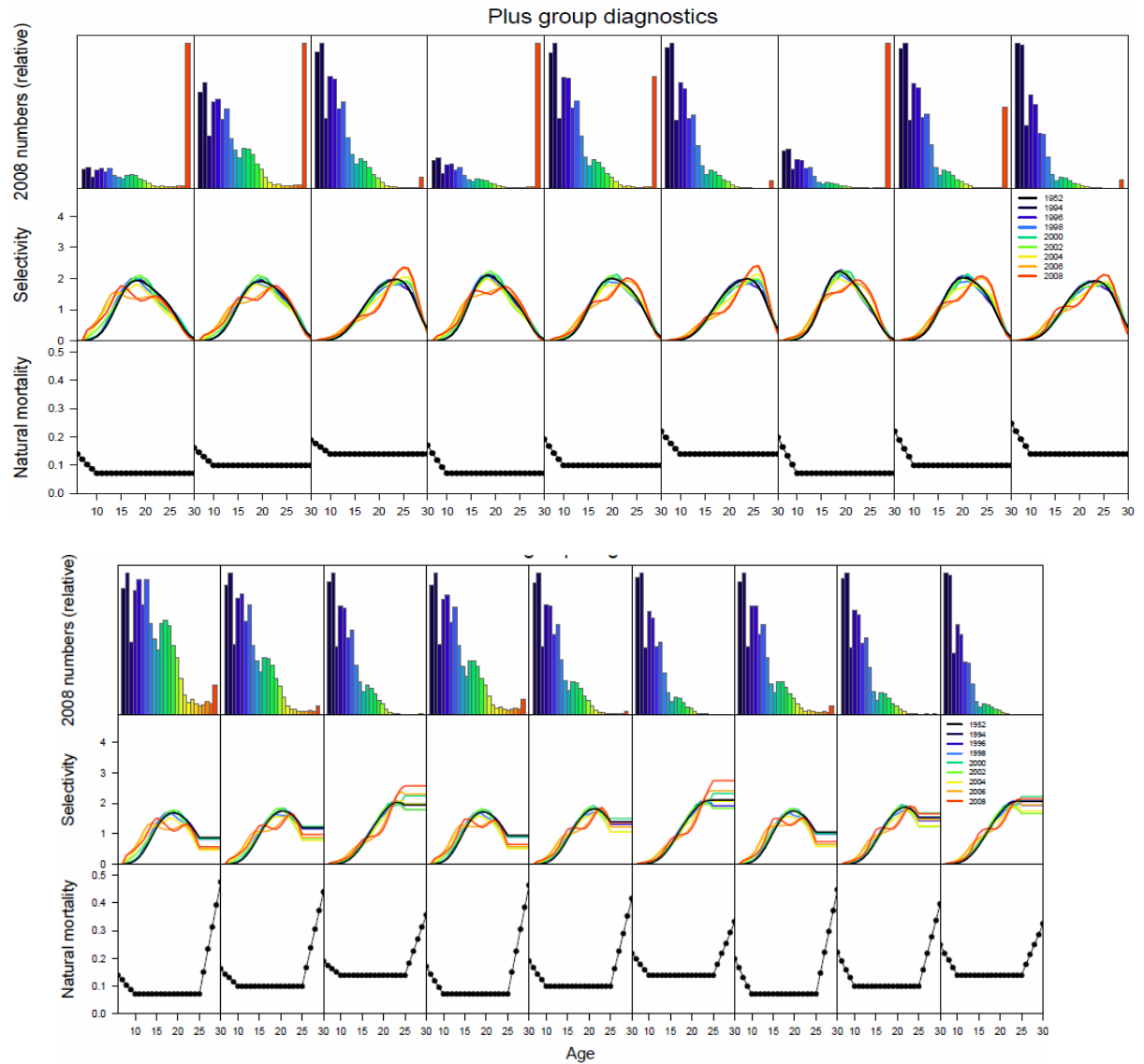


図3 “プラスグループ診断”に使用された図の例。最上段は2008年の年齢別尾数推定値、2段目はインドネシア漁業のセレクトィビティ、3段目は自然死亡率の代替ベクトルを示す。上段3列は再構築以前のモデルに対応し、下段3図の年齢別自然死亡率を取り込んだ代替と比較している。

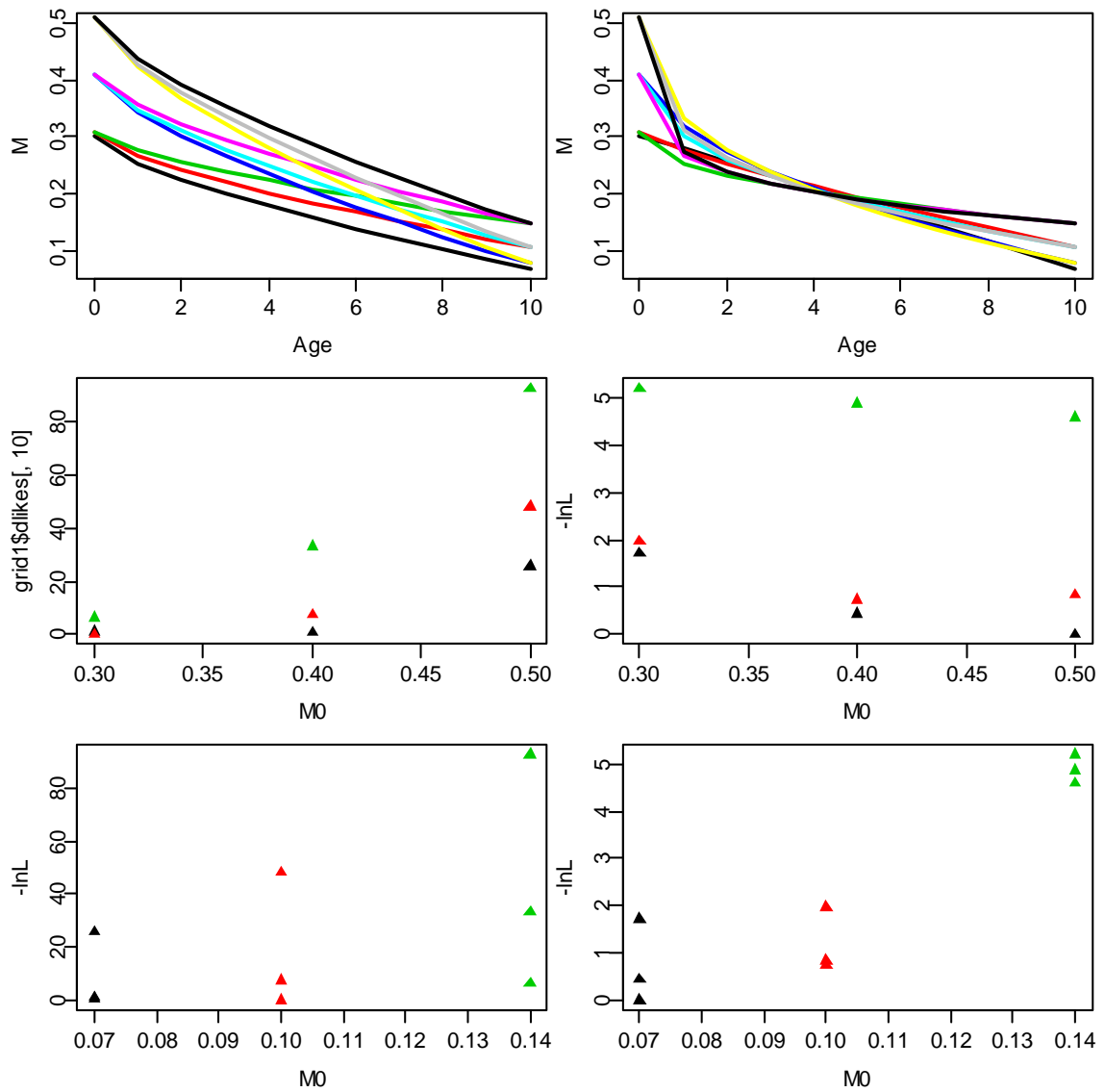


図4 異なる  $m_0$  及び  $m_{10}$  に対する死亡率スケジュール及び尤度値の、古いモデル構造に固定した“べき乗”パラメーターを使用した場合（左図）とべき乗パラメーターを推定した場合（右図）の比較

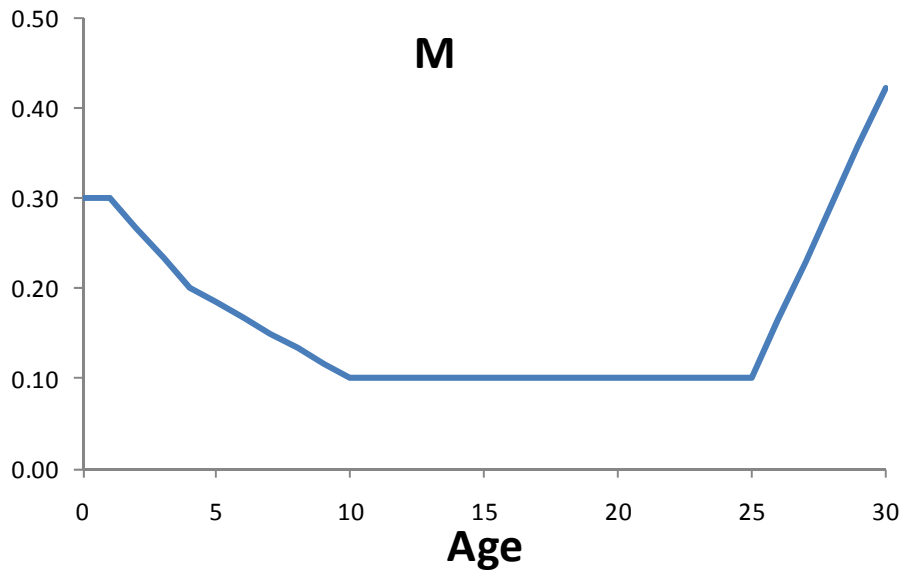


図5  $M_1 = 0.3$ 、 $M_{10} = 0.10$ 、 $M_4$ 及び $M_{30}$ を自由に推定した場合の年齢別自然死亡率 ( $M$ ) の結果の一例。

### ステイプネス

新たな標識尤度や他の変更により、尤度で重み付けしたオペレーティング・モデルは以前のモデル設定に比較してステイプネスが高い値を示した（図6）。グリッドに使用するステイプネス値を増加させる可能性が議論されたが、 $m^{10}$ の選択と連動して考え得るステイプネス値全体を検討した後でも、SCとは異なる決定となった。

### 標識データ

混合について、特にオーストラリア大湾（GAB）と西オーストラリア州（WA）からの放流との間について、多くの議論があった。漁獲死亡率の推定に対するこれらのデータの関連及び仮定は、若齢魚の混合のレベル及びサイトフィデリティーに関係する。

標識モデルは、放流第1年の後の標識魚と非標識魚との完全な混合を仮定する。この仮定を評価（混合の程度を評価）するため、WGは統計海区7、8及び9海区における日本はえ縄漁業の標識回収率の解析を要請した。2歳から5歳までの魚1000尾当りの標識回収数のプロットからは、概して7海区からの回収率が高かった（図7）。これは、他の要素も原因かもしれない（報告率の海域間差、可能性のある未報告漁獲のレベルの海域間差など）が、不十分な混合を示唆するものである。WGは、もしも資源全体の一部だけが標識GAB付近で放流の対象になるならば、不十分な混合がバイアスを受けたF推定値を導くことに留意した。

標識混合を除いた感度試験が提案された。標識データ要素をモデル化するため、不十分な混合の効果を特定する最初の近似としての標識尤度から、シー

ズン1（表層漁業の時期）における  $F$  の増加割合（ $H$ ）の範囲を検査した（別紙6参照）。

### **CPUE**

グリッドのセルのサンプリング結果を示すシェードプロットを評価した結果、作業部会は、低いオメガ値を支持するものはほとんどなく、0.75 という値はベースグリッドにはしないが感度試験とすることに合意した。代替 CPUE シリーズを使用することから、オメガと他のシリーズとの交互作用を検査することに関心を持たれた。

### **相対的重み付け（サンプルサイズ）**

グリッドの正規化残差の標準偏差の分布は、いくつかの要素（LL2 及び LL4）で他のデータセットに比較して重み付けが過重であることを示した（図8）。WG は、これらの要素には小さな重み付けを与えるべきであり、これを OM 再設定の一部とすべきと考えた。これら2データセットのサンプルサイズは、正規化残差の標準偏差が他の漁業要素とより調和する 1/4 に減少させる（図9）。

古いグリッドでは、2セットのサンプルサイズ（sqrt 及び orig.5）がオペレーティング・モデルの条件付けに使用された。他のグリッド要素を取り込んだ一定漁獲量下での将来予測において、これら2セットの違いはわずかと思われた（図10）。WG は sqrt ケースを将来の OMP 設定用に選択した。また、代替モデル設定がどのように残差パターンを変更したかを比較する残差プロットが開発された（図11）。

### **航空目視調査**

WG は、航空目視調査との共変数を含むことの適切さを検討した。共変数構造を追加して使用することの欠点は、さらなる計算を必要とすることであり、指標が極めてノイジーである（CV は約 25%）ことからそれほど価値はないと思われた。すべてのケースでタウ・エアリアル（プロセス誤差を追加）の推定値がほとんどゼロ（初期値より低い）であったことから、この値をゼロに固定すればモデル結果への効果を最小にして計算を速めるだろう。条件付けオペレーティング・モデルの全グリッドセルは航空目視調査データ時系列に対して当てはまりが悪かった（図12）。部会は、いくつかの年におけるこの指標の変異の大きい性質への懸念から、このシリーズにより良くフィットする代替グリッド設定は追及する価値がないと考えた。

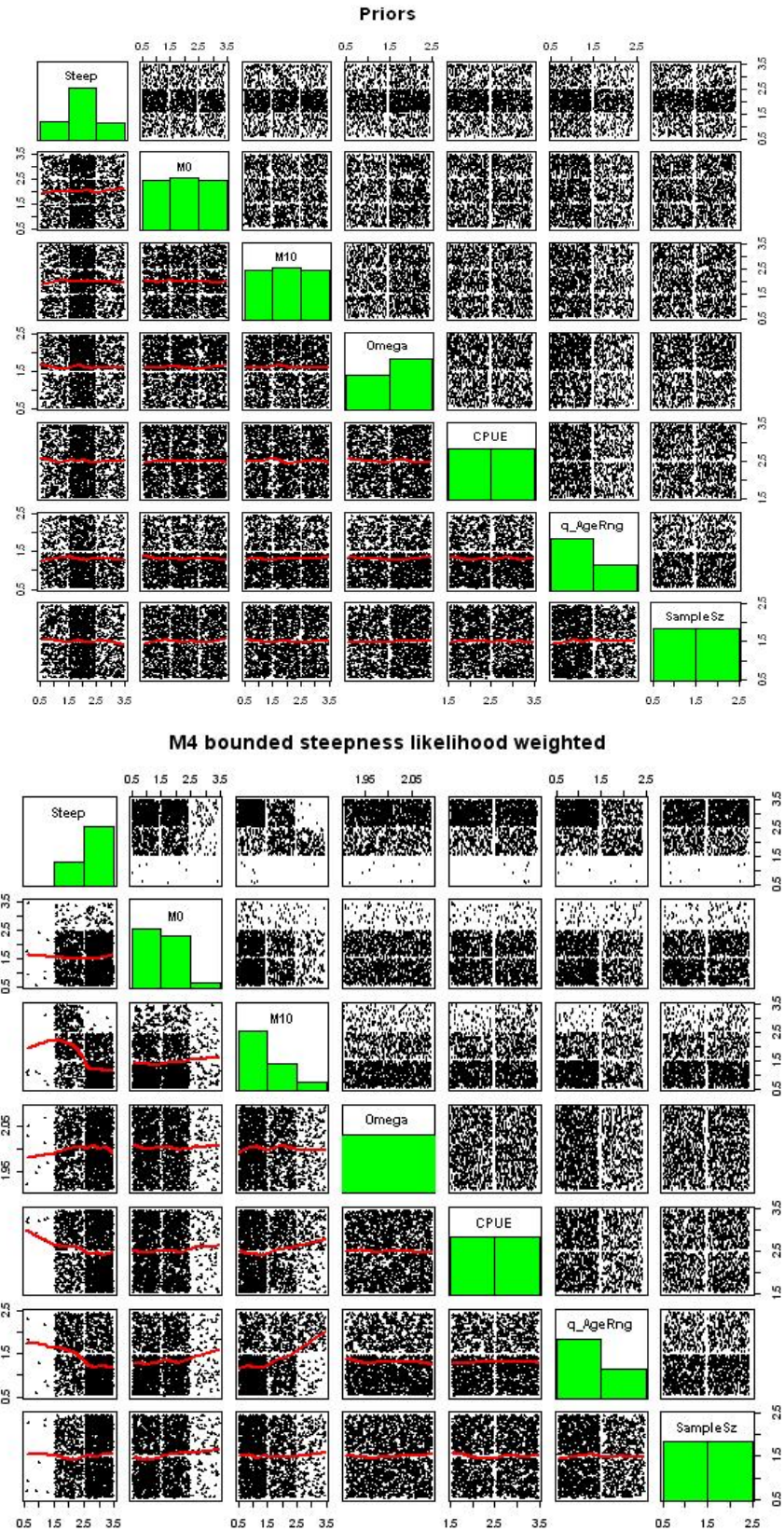


図 6 事前分布重み付け（上図）とスティーブネスと自然死亡率パラメーターに対する尤度ベースの重み付け（下図）との比較を示すシェードプロット。低いスティーブネス値に対する低い尤度に注意。

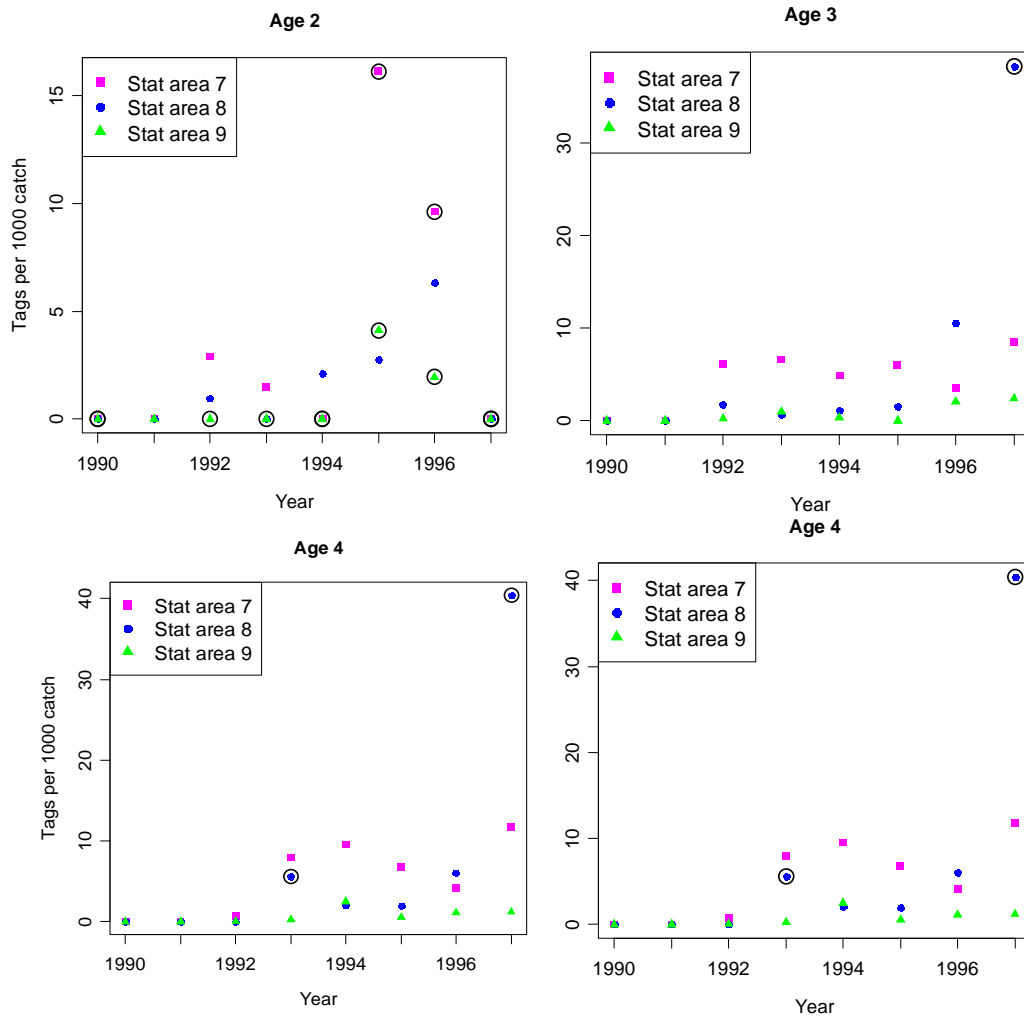


図7 統計海区7から9までにおいて日本はえ縄漁業で漁獲された2から5歳魚1000尾当りのSBT標識回収結果。黒丸で囲んだポイントは1000尾未満の漁獲ポイントを示す。なお、混合期間を持つために放流した年の標識回収は削除した（GABで放流された魚は7海区では、8海区や9海区よりも早く漁業対象となるだろう）。

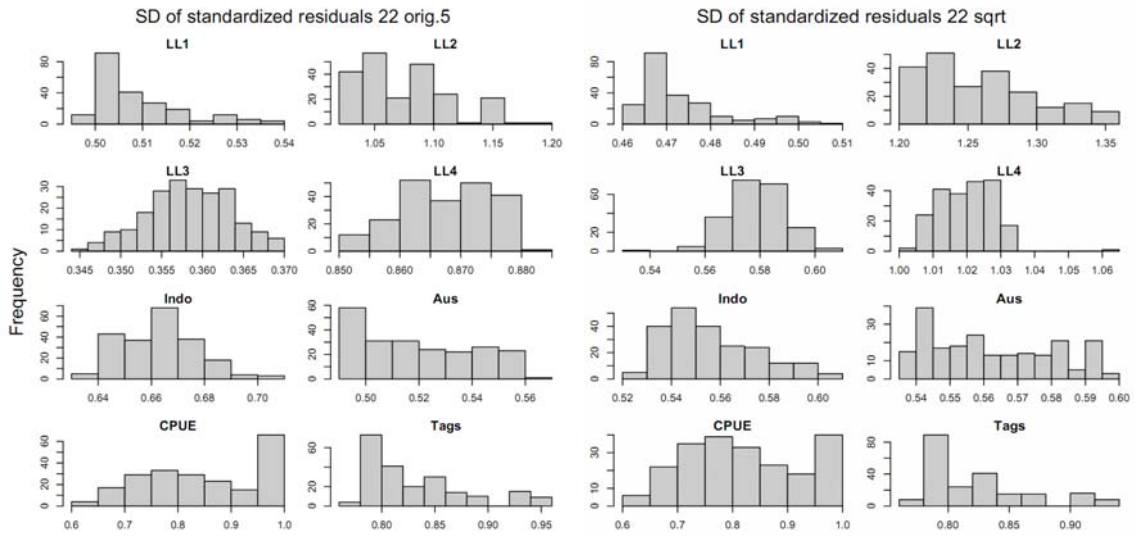


図 8 サンプルサイズを“orig.5”と定めた場合（第 1 及び第 2 図）の、サンプルサイズを“sqrt”とセットした場合（第 3 及び第 4 図）に比較した、データ要素別の残差の標準偏差のグリッド値の頻度分布。

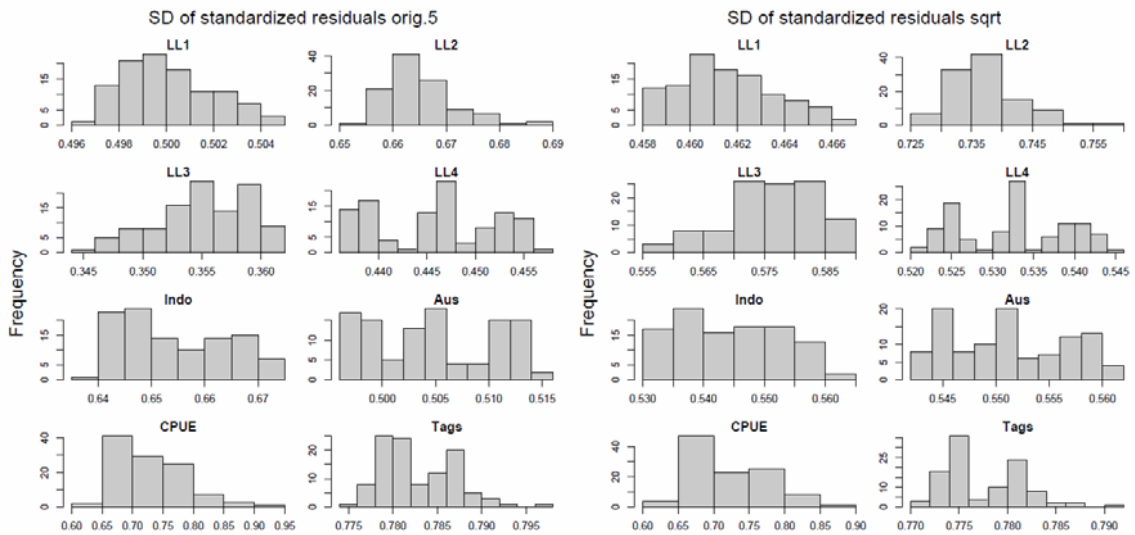


図 9 LL2 及び LL4 の重み付けを小さくした後の、サンプルサイズを“orig.5”と定めた場合（第 1 及び第 2 図）の、サンプルサイズを“sqrt”とセットした場合（第 3 及び第 4 図）に比較した、データ要素別の残差の標準偏差のグリッド値の頻度分布。



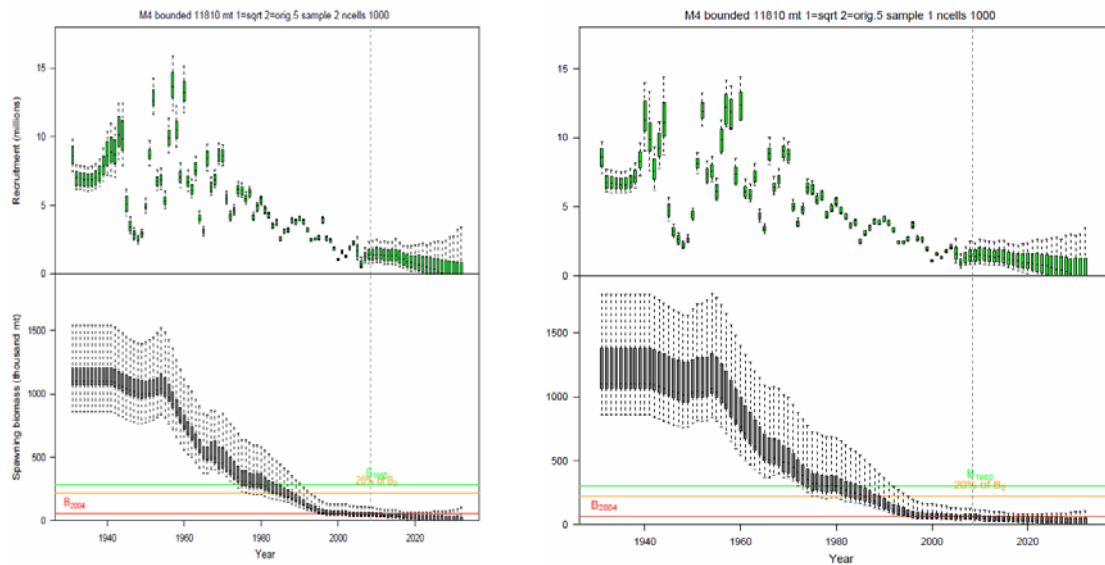


図 10 サンプルサイズを“orig.5”と定めた場合（左図）の、サンプルサイズを“sqrt”と定めた場合（右図）に比較した、条件付けグリッドしたグリッド結果（自然死亡率を尤度で重み付け）の比較。

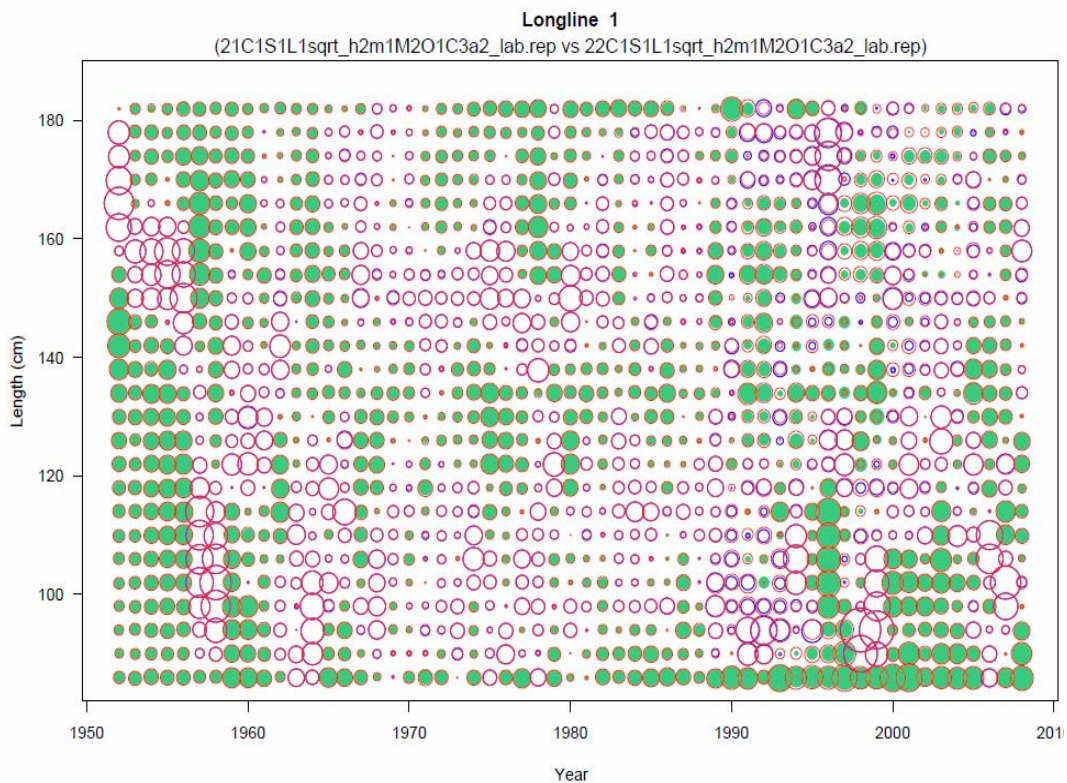


図 11 はえ縄漁業 1 の正規化した残差パターンの比較の例で、充実した丸は負の残差、空白の丸は正の残差。青丸は代替モデルからの残差。モデルの sbtmod21（古い標識尤度構造）と sbtmod22（新たな標識尤度構造）はグリッドのいくつかの中間的な選択で比較された。

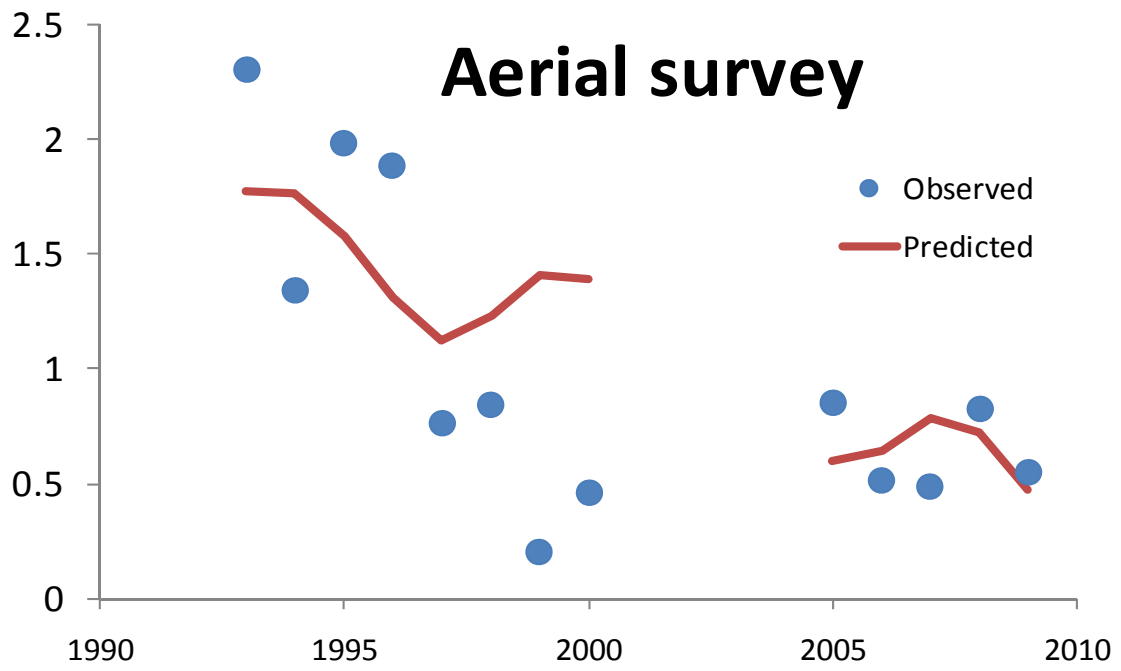


図 12 航空目視調査データに対するフィットの例