

レジームに応じてパラメーターを変化させたプロダクションモデル： スルメイカへの適用例

Application of Surplus Production Model to Japanese Common Squid, *Todarodes pacificus*, with Independent Parameters for High and Low Stock Regimes

谷津明彦 (中央水産研究所)・木下貴裕 (北海道区水産研究所)

Akihiko Yatsu and Takahiro Kinoshita

はじめに

プロダクションモデルは余剰生産モデルあるいは Biomass Dynamic Model とも呼ばれ、世界で最も頻繁に用いられている資源評価手法の一つであるが、国内ではあまり適用されていない (鈴木, 1983; Hilborn and Walters, 1992; 平松, 1996; 田中, 1999)。プロダクションモデルが広く用いられている理由は、(1)必要とするデータが漁獲量と CPUE (または資源量指數) のみでありソフトウェアも多いため、(2)将来予測を必要とする管理者のニーズにあっていていること、(3)プロダクションモデルにより得られる MSY は一般にロバストであるためと思われる。イカ類へのプロダクションモデルの適用は、サハラバンクやカナダイレックスで例がある (Hendrickson et al., 1996; Anonymous, 1999)。

ところで、浮魚類のみならず多くの水産資源の変動は環境の影響を大きく受けることが近年明らかになり、資源管理の面からも注目されている (Hare and Mantua, 2000; Harrison and Parsons, 2000)。そこで、筆者らはスルメイカの漁獲量変動と環境要因の関係を検討し、レジーム毎にパラメーターを変化させた非平衡プロダクションモデルの適用を行った。

材料と方法

スルメイカの漁獲量は我が国の農林統計と

韓国国立水産振興院のデータを用いた。CPUE は、全系群に対してもっとも代表性があると考えた中型いか釣り漁船 (但馬水産事務所が集計している但馬いか釣り漁船団) の CPUE (トン／隻) を用いた (図 1)。さらに、CPUE は漁船の漁獲能力の経年的向上が考えられるため、中型船 CPUE に対して毎年 1% ずつ q が増加したと仮定した場合も計算した。

漁獲努力量はこれらから推定した。環境指数として、Here and Mantua (2000) が示したものおよび東経 131 度と 142 度間の黒潮の流軸長 (中央水研の友定彰博士私信) を用いた。

プロダクションモデルには色々な種類があるが、Polacheck et al. (1993) および Hilborn and Walters (1992) が最も推奨している観測誤差を仮定した非平衡モデルを用いた。プロダクションモデルの基本的な仮定は以下のとおりである (田中, 1999) : ①閉じた漁場である、②資源の反応に時間的遅れがない、③漁獲開始年齢に変化がない、④年齢組成の変化と資源の増減には関係がない、⑤ q , r , K は一定 ; さらに観測誤差モデルでは⑥観測された CPUE には誤差がある、⑦資源変動にはモデル以外の変動は無視できる、が加わる。単年生スルメイカの場合は②、③、④の仮定は問題がないと考えられる。プロダクションモデルのこれ以上の詳細については、平松 (1996) や田中 (1999) などを参照されたい。

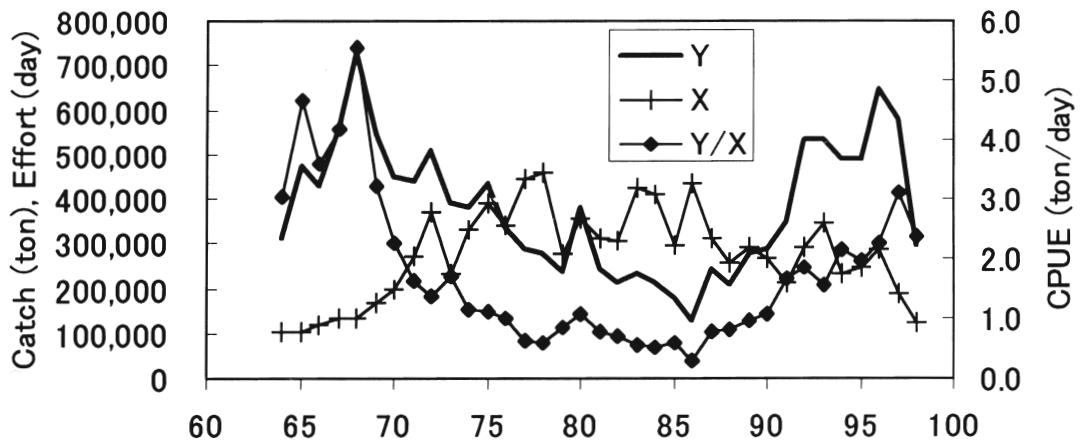


図1. 日本・韓国のスルメイカの合計漁獲量(Y)と日本の中型いか釣り漁船 CPUE(Y/X)およびこれらから計算した漁獲努力量(X)の変遷

非平衡プロダクションモデルの基本式は(1)式である

$$B_{t+1} = B_t + rB_t(1 - B_t / K) - qX_t B_t \quad (1)$$

ここで B は資源量, K は環境収容力, q は漁具能率, r は内的増加率, X は漁獲努力量である。また、CPUE は qB , 漁獲量 Y は qXB と表すことができる。(1)式において初期資源量 B_0 および r , q , K を与えると次年の資源量が順次計算される。

そこで、計算値と現実の CPUE, すなわち qB_t と Y_t/X_t の差の二乗を目的関数とし、

$$SSQ = \sum (qB_t - Y_t / X_t)^2 \quad (2)$$

これを最小にする B_0 および r , q , K を非線形最適化法 (EXCEL のソルバー) を用いて求めた ($B_0 < 400$ 万トンの制約条件を課した)。なお、プロダクションモデルは後述する期間に分割して適用した。さらに、集魚灯や自動いか釣り機などのハードウェアの性能向上や漁業情報を含むソフトウェアの普及を考慮すると、 q は経年的に増加したと考えるべきである。しかし、 q の増加率は不明であるため、一例として q が

毎年 1% づつ増加した場合について試算したが、この場合は初年 (1964 年) の q は上記で推定された値として、 B_0 および r , K を推定した。

結果と考察

1964 年～1999 年のスルメイカの漁獲量と CPUE は概して同様な変動を示した (図1)。従って漁獲努力量は比較的の変動が少なかったことになる。図1から、CPUE のピークは 1968 年と 1996 年に認められ、1970 年代後半から 1980 年代は低水準であった。これらのピーク時の前後では特に漁業に大きな変化は見られなかつた。従って、スルメイカの CPUE は 10 年規模の環境変動に大きく影響されると思われた。具体的に CPUE と類似した変動パターンは冬季の PDO (Pacific Decadal Oscillation Index), 中部北太平洋の動物プランクトン量 (Hare and Mantua, 2000) および黒潮の流軸長に認められた (図2)。

スルメイカに対するレジームは、(1)漁獲努力量が若干の増加傾向にある中で CPUE が激減した 1969 年、(2)漁獲努力量がほぼ一定の中で CPUE が増加した 1989 年 (図1) を境界として 3 期に区分した。なお、近年で大きなレジームシ

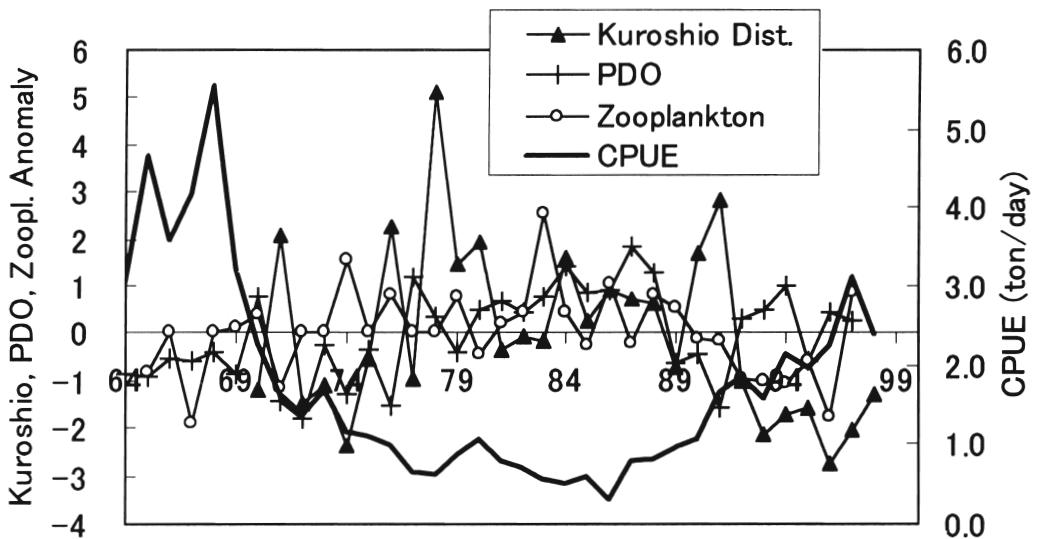


図2. CPUEと環境指標 (PCI, PDO, 黒潮流軸の距離, 北太平洋中部における動物プランクトン量) の偏差

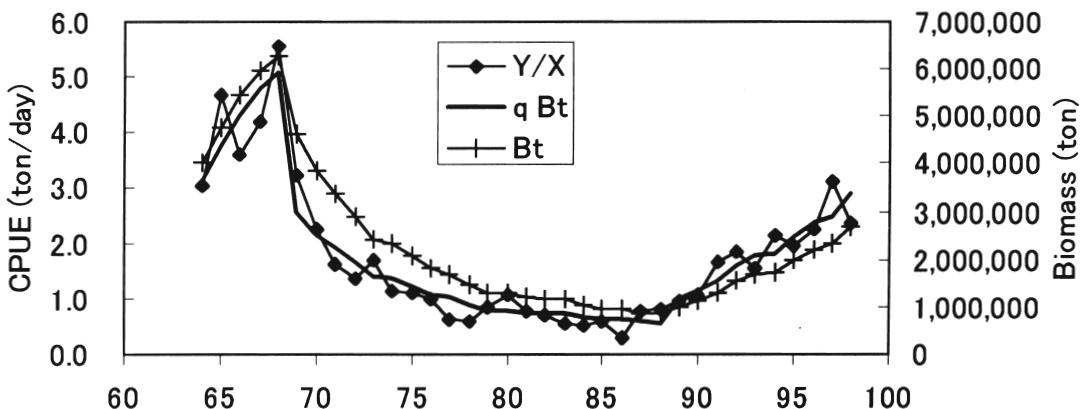


図3. 観測誤差プロダクションモデルにより得られたスルメイカの資源量と CPUE (理論値 qB_t , 観測値 Y/X) の推移 (q が毎年 1% 増加と仮定した場合).
推定した年代別パラメーターは表1を参照.

フトが生じたとされる年は 1977 年と 1989 年であるが、これらに挟まれた期間はスルメイカやカタクチイワシの低水準期とマイワシの高水準期におおよそ相当する。なお、パラメーター数を減らすため、1964～1968 年と 1989～1998 年は同じパラメーター (r , q , K) を用いた。得られた結果を図3と表1に示した。 B_0 は 400 万トンであった。

パラメーターを精度良く推定するには以下の 3 点に近いデータが含まれることが必要とされる (Hilborn and Walters, 1992)。

① r の推定のために、低い密度効果 (低い

資源量) と低い努力量

② qK の推定のために、高い密度効果 (高い資源量) と低い努力量

③ r/q の推定のために、低い密度効果 (低い資源量) と高い努力量

本研究で用いたデータでは 1989 年以降で漁獲努力量のコントラストが強く、この期間の r は比較的精度が良いと考えられる。しかし、それ以外のパラメーターの推定精度は低いと考えられる。毎年 1%ずつ q が増加したとの仮定は証明されていないが、 q 一定よりは現実的で

表 1. 観測誤差プロダクションモデルにより得られたスルメイカのパラメーターおよび MSY と MSY を与える努力量と資源量. 1964~68 年と 89~99 年は同じ r , q , K を用い, 1969 ~88 年は異なる値を用いた. B_0 は 400 万トンとした.

対象とCPUE	期間	q	r	K (ton)	MSY (ton)	X msy (day)	MSYL (ton)
全系群	69~88	5.56E-07	0.25	3,681,463	231,946	226,680	1,840,732
中型船CPU	68&89~99	7.91E-07	0.42	10,376,430	1,094,579	266,842	5,188,215
全系群	69~88	5.28E-07	0.26	3,657,721	239,814	193,612	1,828,861
*中型船CPL	68&89~99	7.77E-07	0.48	8,988,126	1,081,606	218,547	4,494,063

*: qが毎年1%増加したと仮定

表 2. 中型船の漁獲努力量と MSY を与える努力量の比 (X_t / X_{msy}) および資源量と MSY を与える資源量の比 ($B_t / MSYL$) CPUE (理論値 qB_t , 観測値 Y/X) の推移 (q が毎年 1% 増加と仮定した場合)

Year	X/Xmsy	X	Bt/MSYL	Bt
89	1.34	293,318	0.22	1,008,695
90	1.23	269,077	0.25	1,138,847
91	0.97	212,502	0.29	1,302,813
92	1.32	289,359	0.35	1,551,811
93	1.57	343,867	0.38	1,699,315
94	1.05	229,973	0.39	1,744,240
95	1.14	248,694	0.44	1,992,147
96	1.32	288,073	0.49	2,203,683
97	0.85	185,767	0.51	2,312,180
98	0.57	124,236	0.59	2,665,823

あると思われる. そこで, これ以降は q が毎年 1% づつ増加したと仮定した場合の結果について述べる.

MSY は低水準期の 13 万トンに対して高水準期には 96 万トンである. 資源量と余剰生産量 ($t+1$ 年の資源量 - t 年の資源量 + t 年の漁獲量) はレジームに応じてドーム型の関係を示した (図 4). 一般にプロダクションモデルで精度良く推定できるパラメーターは MSY と MSY を与える努力量 (X_{msy} , F_{msy}) で, MSY 水準と資源量の比, F と F_{msy} の比はロバストとされる (Prager, 1994). これらによると, 1990 年代の漁獲努力量はほぼ X_{msy} に近いが, 資源量は徐々に増加し 1998 年では MSYL の 72% と推定された. 参考までに国際的に良く用

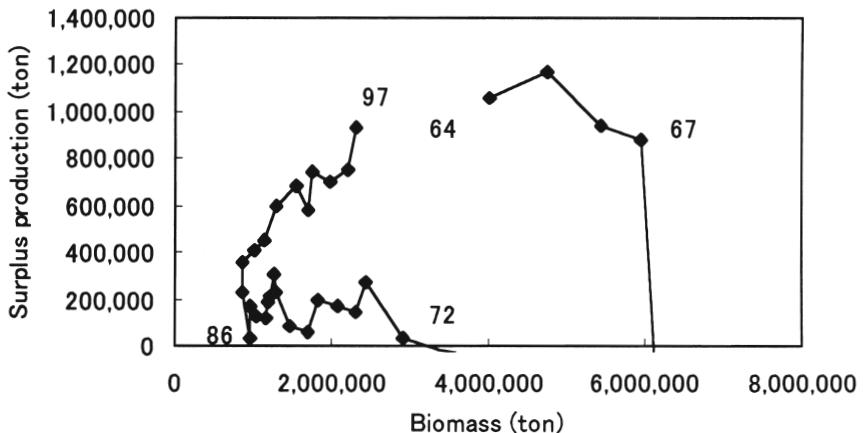
表 3. 1998 年までのデータを用いた ABC の予測 (q が毎年 1% 増加と仮定した場合)

管理基準	ABC target ABC limit	
	2/3 Xmsy	Xmsy
1999	514,033	771,049
2000	590,793	824,332
2001	663,878	871,523
2002	729,811	912,264

いられる管理基準 (X_{msy} , $2/3X_{msy}$) を用いて ABClimit と ABCtarget を表 3 に算定した.

前述のように近年の r は精度良く推定されていると考えられるものの, 1998 年以降の CPUE の観測値と理論値にはかなりの隔たりがある (従って最近年の推定資源量もバイアスが生じている可能性が高い). この隔たりの原因として, ①CPUE の観測誤差 (例えば, 新技術の展開によるいか釣り漁業の漁具能率の経年的增加, いか釣り漁業の CPUE に対するまき網漁業や底曳き網漁業による影響), ②加入量が大きく変動する資源にはプロダクションモデルは当てはまりが悪いこと (Prager, 1994), ③新たなレジーム (1999 年には新たなレジームシフトが生じたと言う見解がある). 従って, 現在の漁獲量や漁獲努力量が適正な水準にあるか否かは, データの蓄積を待って再評価することしたい. 制約条件 ($B_0 < 400$ 万トン) はソルバーにより非現実的なパラメーター

の推定値を回避するためには設けたもので、結果的に上限値の400万トンを採用したが、この積極的根拠はない。パラメータ一数を減らしたり、レジームの境界を変化させるなどして制約条件の撤廃を検討する予定である。



謝辞

本研究を進めるに当たり、下記の方々のお世話を頂いた。記して深謝し

たい。中型いか釣り漁船のCPUEのデータを提供して顶いた北水研の長谷川誠三氏、韓国の漁獲量データおよび得られた結果に対してご意見を頂いた日水研の木所英明氏、黒潮流軸長のデータを提供して頂いた中央水研の友定 彰博士、プロダクションモデルに関するご教示を頂いた遠洋水研の平松一彦博士。

引用文献

- Anonymous. 1999. Report of the Working Group on Cephalopod Fisheries and Life History (Draft). ICES CM 1999/G:4, 49 pp.
- Hare, S.R. and N.J. Mantua. 2000. Empirical evidence for North Pacific regime shifts in 1977 and 1989. *Prog. Oceanogr.*, 47: 103-145.
- Harrison, P.J. and T.R. Parsons (eds.) 2000. *Fisheries Oceanography - An Integrative Approach to Fisheries Ecology and Management*. Blackwell Science Ltd., London, xii+347pp.
- Hendrickson, L.C., J. Brodziak, M. Basson and P. Rago. 1996. Stock assessment of northern shortfin squid in the northwest Atlantic during 1993. Northwest Fisheries Science Center Reference Document 96-05g: 1-63.
- Hilborn, R. and Walters, C.J. (1992) *Quantitative Fisheries Stock Assessment*. Chapman and Hall, New York, xv+570 pp.
- 平松一彦 (1996) 国際会議で用いられる資源評価手法について—VPAとプロダクションモデルの現状. 水産資源管理談話会報, 15: 3-24.
- Polacheck, T., Hilborn, R. and Punt, A.E. (1993) Fitting surplus production models: comparing methods and measuring uncertainty. *Can. J. Aquat. Sci.*, 50: 2597-2607.
- Prager, M. H. (1994) A suite of extensions to nonequilibrium surplus-production model. *Fish. Bull. U.S.*, 90(4): 374-389.
- 鈴木治郎 (1983) プロダクションモデル. 水産学シリーズ「水産資源の解析と評価」: 59-68.
- 田中栄次 (1999) 国際会議で用いられている資源評価の手法について. 南西外海の資源・海洋研究, 15: 95-113.