

兵庫県播磨灘海域で麻痺性貝毒により毒化したマガキの減毒特性

宮原一隆¹⁾・妹背秀和¹⁾・堀部倭子¹⁾・中桐 栄¹⁾・大石賢哉²⁾

岩佐隆宏³⁾・吉岡直樹⁴⁾・押部智宏⁴⁾・荻田堅一⁴⁾・及川 寛⁵⁾

¹⁾兵庫県立農林水産技術総合センター水産技術センター

²⁾兵庫県中播磨県民センター姫路農林水産振興事務所

³⁾兵庫県農林水産部水産漁港課

⁴⁾兵庫県立健康科学研究所

⁵⁾国立研究開発法人水産研究・教育機構水産技術研究所

キーワード: マガキ, 減毒, 減毒係数, 麻痺性貝毒, 出荷自主規制

You can see the English abstract on the last page of this article.

緒 言

わが国では 1970 年代に麻痺性貝毒による食中毒が社会問題化し, これを受けて 1979 年に水産庁からは生産海域における貝毒発生の監視や出荷自主規制措置等についての通達が, また, 当時の厚生省からは流通段階における監視についての通達がそれぞれ発出された(飯岡, 2017). 以降, これらの通達に基づいて, 国や自治体, および漁業関係者が連携して有毒二枚貝の流通防止策を講じることとなり, 兵庫県においても漁業公害調査事業の一環として 1980 年頃より貝毒監視を目的とする調査事業(兵庫県, 1981)が開始されるとともに, アサリ *Ruditapes philippinarum* 等の二枚貝で規制値を上回る貝毒が確認された場合は出荷自主規制の指導等が行われてきた.

農林水産省は, 2015 年(平成 27 年)に, 近年の機器分析技術の発展や食品衛生を巡る国際的動向を背景に, 科学的知見に基づいた新たなリスク管理措置を可能とする通知(「生産海域における貝毒の監視および管理措置について」平成 27 年 3 月 6 日付け 26 消安第 6073 号農林水産省消費・安全局長通知)を都道府県知事あてに発出するとともに, この通知を補完する目的で「二枚貝等の貝毒のリスク管理に関するガイドライン」(平成 27 年 3 月 6 日付け 26 消安第 6112 号農林水産省消費・安全局畜水産安全管理課長通知)を示した(飯岡, 2017; 兼重, 2020). これらの通知とガイドラインでは, 出荷自主規制の解除段階においても, より柔軟な貝毒のリスク管理措置が可能となっている. すなわち, 出荷が

自主規制されている生産海域または貝種を対象に, 当該二枚貝等の貝毒の蓄積や低下に関する科学的知見及び毒量の結果によって安全性が確認されれば, 従来からの規制解除措置の条件(=毒量が規制値以下となり(規制値以下 1 回目), その 1 週間後(同 2 回目)および 2 週間後(同 3 回目)の検査でも同様に規制値以下となること)によらず, より早期に出荷を独自に再開することが可能となった. ただし, 貝毒の蓄積や低下は, 当該貝種の種特性だけではなく個々の生産海域の諸特性にも影響され得ることから, 海域ごとにそれらの科学的知見を蓄積することが前提となっている.

2018 年春季に瀬戸内海東部の広い海域で *Alexandrium catenella* (Group I) (=旧称 *A. tamarense*) を原因種とする麻痺性貝毒が発生し, 多様な貝類で毒化が確認された(山本ほか, 2020). 兵庫県播磨灘海域の養殖マガキでも初めて規制値を上回る事例が発生し, 漁業者は生産物の安全性確保のため約 1 か月に及ぶ出荷の自主規制措置を講ずることとなった. マガキ *Crassostrea gigas* を対象とした麻痺性貝毒による出荷自主規制期間の独自設定の検討については, 広島県海域での先行事例(小田, 2017)があるものの, 2018 年まで毒化現象が確認されていなかった兵庫県海域のマガキでは毒の蓄積や低下の海域特性に関する科学的知見がほとんど整理されていない. 出荷自主規制期間の長短は経済的損失の大小に直結するため, 兵庫県のマガキ生産者や流通業者からは, 安全性を確認した上で適切な出荷自主期間を設定するための検討が

強く要望されていた。さらに、2020年1月と2020年12月にも同海域において *Alexandrium. pacificum* (Group IV) (=旧称 *A. catenella*) が高密度に出現し、養殖マガキでの毒化が繰り返し確認されたことから、今後もマガキの毒化が頻発する懸念が高まっている。このような状況から、出荷自主規制解除に向けた科学的知見の早期蓄積と、生産者・水産行政機関・食品衛生行政機関・水産研究機関が連携した上での安全な運用ルールの検討と整備が急務となっている。

広島県海域での検討では、出荷自主規制解除までの期間を独自設定する科学的根拠として、マガキは毒力の消失が早いこと、原因プランクトンが消滅すると速やかに毒量が減少し2週間後には不検出となること、毒の減少期に入って毒量がいったん規制値以下となると再び規制値を超える事例がなかったこと(高田ほか, 2004)が挙げられている。加えて、マガキはアサリやムラサキイガイ *Mytilus galloprovincialis* よりも毒化レベルが低いこと、ピーク値から規制値を下回るまでの日数も3貝種の中でマガキが最短であること等の知見も根拠とされている(小田・寺内, 2015; 小田, 2017)。兵庫県海域でも出荷規制解除までの期間を検討する場合には、海域特性を踏まえた上で同様の視点からの知見の獲得が必須であるが、さらには毒量のばらつき(試料誤差, 推定誤差等)を踏まえた検討や、規制期間を短縮した場合のリスク評価も重要となると考えられる。

本研究では、これまでの兵庫県播磨灘海域における貝毒監視調査時の調査結果や毒化時の毒量分析結果を用いて本海域の麻痺性貝毒の減毒動態を解析し、兵庫県播磨灘海域におけるマガキの減毒特性を評価するとともに、毒量のばらつき(誤差)等を加味した複数の試算(シミュレーション)により、出荷再開時のリスク評価や条件案を検討した。

材料および方法

貝毒検査と検査試料

兵庫県が実施してきた播磨灘産の養殖マガキを対象とした麻痺性貝毒検査の結果から、試料別平均むき身重量(公定法(日本食品衛生協会, 2015))で定められた「1試料 200 g 以上」に含まれるマガキむき身の平均個体重量)および麻痺性貝毒量(公定

法マウス毒性試験法による「マウスユニット/可食部重量(g)」, 以下 MU/g)のデータを抽出し、解析に供した。平均むき身重量は、月別のマガキの体サイズ分布を把握することを目的に、2010~2019年の計10年分の測定結果($n = 254$)を整理した。麻痺性貝毒量は、減毒動態の解析を目的に、出荷自主規制が措置された2018年4月の播磨灘西部(赤穂, 相生, たつの, 姫路西, それぞれ週1回の試料分析), 2020年1月の播磨灘中部(高砂, 同), 2020年12月の播磨灘西部(赤穂, 相生, たつの, 姫路西; 規制値超過後は毎日分の試料の毒量を分析)の計9事例の検査結果を用いた。

また、2020年12月の毒化時に県下2地区(赤穂, たつの)からマガキむき身試料を収集し、むき身1個体ずつの重量(赤穂, $n = 16$; たつの, $n = 11$)を測定するとともに、公定法の等比按分(ダウンスケール)により試料調製し、麻痺性貝毒抽出液を作出した。この抽出液を用いて公定法に従ってマウス毒性試験を実施し、マガキむき身個体別の毒量を求めた。

なお、公的規制に関する麻痺性貝毒の規制値は、有効数字1桁(4 MU/g)として表示されているが、本研究ではマウス毒性試験結果は有効数字2桁、解析上の試算段階では計算過程に応じて2桁または3桁として取り扱った。

減毒係数の算出

広島県海域での観測値(島岡ほか, 1998)を用いて算出した Yamamoto et al. (2003)の方法に従い、減毒係数を推定した。

すなわち、

$$P_t = P_0 \cdot e^{-at} \quad \text{式(1)}$$

t : 日数, P_t : t 日の毒量(MU/g), P_0 : 減毒期における初期毒量(MU/g), a : 減毒係数(/day)について、Microsoft Excel を用いたパラメータ推定法(五利江, 2001)に従って、観測値と理論値の残差平方和が最小となる P_0 と a の値を求めた。

なお、現場海域に貝毒原因プランクトンが確認されている場合はマガキの体内で蓄毒と減毒が同時に進行することとなり、減毒過程のみのモデルの適合度が悪化することが想定されたため、減毒係数の算出は原因プランクトンの細胞密度が最大値を下回りかつ1細胞/mL未滿に減少した期間に適用した。

得られた減毒係数を既往知見と比較検討し、貝の減毒特性と地域特性を評価した。

減毒係数を用いた減毒期における毒量推定(試算①)

減毒係数の観測値に含まれる不確実性や現場海域における毒量のばらつきを加味し、減毒係数の観測最小値や 95%予測区間下限値を用いて、原因プランクトンが 1 細胞/mL 未満となった減毒期における毒量の推移を試算した。減毒係数は安全性を見込んで、獲得できた中で最も小さい値を用い、式(1)により 1~21 日後の毒量を算出した。さらに、出荷自主規制期間を短縮した場合の安全性について評価するため、初めて 4.0 MU/g 以下となった日の 7 日後の毒量の推移を試算した。

規制期間を短縮した場合の安全性の検討(試算②, 試算③)

規制期間の短縮を検討する際には、規制値を下回った時点以降の減毒動態と毒量のばらつきについての検討も重要となる。そこで、まず、2018~2020 年の出荷自主規制措置事例を対象に、初めて規制値以下となって 7 日後のマウス毒性試験値を統計値とし、この統計値が正規分布することを仮定した上で予測区間の 95%上限値が 4.0 MU/g を上回る確率をブートストラップ法による 1000 回試行により求めた(試算②)。ここで、検出限界値未満(以下、ND)の値は実際には数値化されないため、試算上は 0~2.0 MU/g, 0.5~2.0 MU/g, 1.0~2.0 MU/g, 1.5~2.0 MU/g のそれぞれの区間内で無作為抽出した値を個々の ND 値として仮定した。

次に、規制値を下回った時点以降の期間を想定し、マウス毒性検査 1 試料中に含まれるマガキむき身の「個々の毒量のばらつき」が検査試料の毒量(以下、試料毒量)のばらつきに与える影響を検討した(試算③)。試算条件は次の通りとした。

1. むき身個体の毒量のばらつき:規制値以下の毒量レベルでのむき身個体の毒量のばらつきは未知であるため、本研究の 2020 年 12 月の「たつの」でのむき身個体別毒量測定値(試料毒量が規制値に近い 4.4 MU/g の際の標本標準偏差(=1.2);結果の項で詳述)を基本とし、安全を見込んでばらつきの感度(s)の段階をこの値の 2 倍までの範囲で 4 段階(1.2, 1.6, 2.0, 2.4)に設定した。

2. むき身個体の毒量:平均値 m , 標本標準偏差 s の確率密度に従ってランダムに正規分布すると仮定した。むき身個体の平均毒量(m)は規制値以下となる 4.0, 3.0, 2.5, 2.0 MU/g の 4 段階とした。ランダムに与えられたむき身個体の毒量は、マウス毒性試験では数値として表現されない ND 相当値(2.0 MU/g 未満)についても試料毒量を算出する際の数的解析の対象値とした。ただし、個体の毒量が正規分布上で負の値となる場合は 0.0 MU/g として取り扱った。

3. 試料中に含まれる個体数:2010~2019 年の計 10 年分の貝毒検査各試料の平均むき身重量(結果は後述)を参考に、公定法で定められた 200 g を満たす個体数(試料あたり個体数 n_s)として、6 個(平均むき身重量 33.3 g 相当), 10 個(同 20.0 g), 20 個(同 10.0 g)の 3 区を設定した。

4. 試料毒量のばらつき:1 試料中のむき身個体(n_s 個)の毒量(MU/g)の総和を n_s で除した値を試料毒量値(MU/g)とし、この値をブートストラップ法により 1000 回試行した際の 1 事例分について確率密度を求めた。さらに、ばらつきの感度段階毎に試料毒量が 4.0 MU/g を上回る確率を求めた。

検定

マガキの個体別むき身重量、個体別毒量、同一海域内各地区の減毒係数の観測値の正規性検定(観測値が正規母集団から得られたものかどうか)は Shapiro-Wilk 検定によった。 $p > 0.05$ となった場合には正規分布していないとはいえないと判断し、正規分布していると仮定した。同一海域(播磨灘西部)の 2018 年と 2020 年の減毒係数の平均値の有意差は、 t 検定(有意水準 5%)を用いた。個体別むき身重量と個体別毒量との関係性の確認には、Pearson の相関係数を用いた。

結 果

検査試料の平均むき身重量

2010~2019 年の計 10 年分の貝毒検査各試料の平均むき身重量は、全体として 3.1~35.1 g の範囲にあった(図 1)。月別分布範囲は、漁期開始の 10 月は 3.1~9.8 g, 以降、11 月は 5.2~13.7 g, 12 月は 6.9~19.1 g, 1 月は 10.1~25.5 g, 2 月は 9.9~28.1 g, 3 月は 6.9~33.9 g, 4 月は 14.2~35.1 g, 5 月は

13.5～29.2 g となり、出荷が開始される 10 月以降、漁期が概ね終了する翌年 4～5 月まで経月的に分布範囲帯が上昇した。

出荷自主規制時の毒量・減毒動態・マガキの個体別毒量

表 1 に 2018～2020 年の兵庫県播磨灘海域における出荷自主規制期間とその間の最大毒量、初めて規制値以下となった日から 7 日後の毒量、減毒係

数を示した。兵庫県播磨灘海域でのマガキでは最大で 57 MU/g の毒量が検出されたが、減毒は速やかに進行し、規制値以下となって 7 日後の毒量は 2.4 MU/g が 1 事例、2.1 MU/g が 1 事例、その他 7 事例では ND (< 2.0 MU/g) であった。2018 年、2020 年の毒化時や、2020 年の毎日の毒量検査結果でも、4.0 MU/g 以下となって以降、再度規制値を上回る例は確認されなかった。

表 1 兵庫県播磨灘海域で生じた麻痺性貝毒によるマガキの出荷自主規制事例における最大毒量、減毒状況および減毒係数

| 年 | 出荷自主規制期間 | 海域 | 地区 | 最大毒量 ^{*2} (MU/g) | 規制値以下観測日から7日後の毒量 ^{*3} (MU/g) | 減毒係数 (点推定値, /day) | 減毒係数 (予測値 95%下限) |
|------|------------------------|-------|-----|------------------------------|--|-------------------------|---|
| 2018 | 4/5~5/2 ^{*1} | 播磨灘西部 | 赤穂 | 15 | ND (<2) | 0.256 | 0.116 ^{*5} , 0.109 ^{*6} |
| 2018 | 4/12~5/2 ^{*1} | 播磨灘西部 | 相生 | 19 | ND (<2) | 0.242 | |
| 2018 | 4/5~5/2 ^{*1} | 播磨灘西部 | たつの | 17 | ND (<2) | 0.286 | |
| 2018 | 4/5~5/2 ^{*1} | 播磨灘西部 | 姫路西 | 14 | ND (<2) | 0.258 | |
| 2020 | 1/8~1/29 | 播磨灘中部 | 高砂 | 8.0 | ND (<2) | 0.205 | |
| 2020 | 12/2~12/23 | 播磨灘西部 | 赤穂 | 11 | 2.4 | 0.169 | |
| 2020 | 12/2~12/17 | 播磨灘西部 | 相生 | 15 | 2.1 | 0.266 | |
| 2020 | 12/2~12/16 | 播磨灘西部 | たつの | 5.0 | ND (<2) | — ^{*4} | |
| 2020 | 12/2~12/24 | 播磨灘西部 | 姫路西 | 57 | ND (<2) | 0.165 | |

*1: 原因プランクトンの大量発生情報により、3/28～4/11にも生産者の出荷休止判断があった。
 *2: 兵庫県貝毒対策事務取扱要領より、有効数字2桁で取り扱うこととなっている。
 *3: 検出限界値未満 (<2 MU/g) をNDとした。
 *4: 2回目以降の検査結果がNDであったため、減毒係数の算出ができなかった(予測時算出時も除外)。
 *5: 減毒係数が算出できた全8事例を対象とした場合の予測下限値
 *6: 播磨灘西部の7事例を対象とした場合の予測下限値

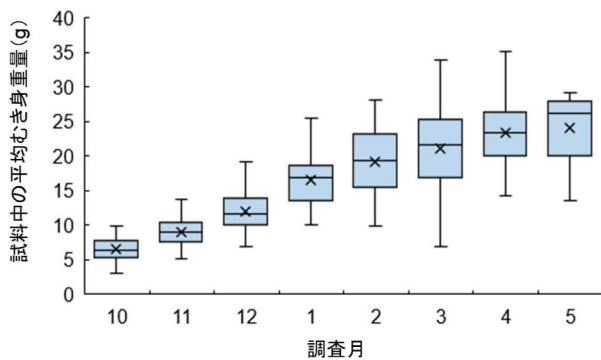


図 1 2010～2019 年のマガキ検査試料 (n = 254) の平均むき身重量の月別分布
 各月の分布は、上から最大値 (バー上端), 第三四分位数 (箱上端), 第二四分位数 (箱中間線), 第一四分位数 (箱下端), 最小値 (バー下端) とし、各月の平均値を×で示した。

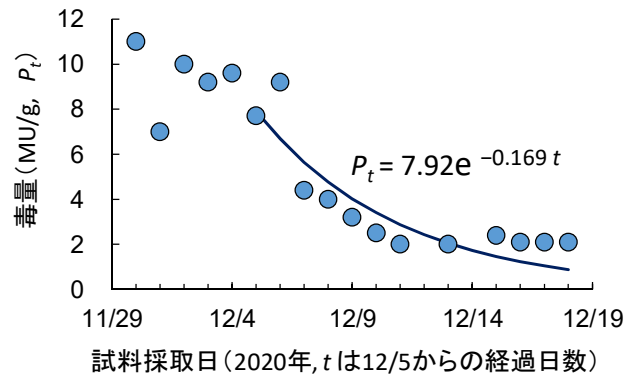


図 2 2020 年 12 月の赤穂地区の日別毒量の推移と減毒曲線
 減毒係数の算出は原因プランクトンの細胞密度が最大値を下回りかつ 1 細胞/mL 未満に減少した期間 (12/5～12/18) に適用した。

減毒動態の一観測例として 2020 年 12 月の赤穂の日別毒量の推移と推定された減毒曲線を示した(図 2). 各毒化事例時の減毒係数(点推定値)は, 2018 年は 0.242~0.286 /day(播磨灘西部, $n = 4$), 2020 年は 0.205 /day(播磨灘中部), 0.165~0.266 /day(播磨灘西部, $n = 3$)であった(表 1).

播磨灘西部の減毒係数は, 2018 年と 2020 年との間で有意な差は確認されなかった($p > 0.05$). また, 播磨灘西部の計 7 事例の減毒係数の分布は正規性が仮定できた($p > 0.05$). さらに, 播磨灘中部の 1 事例を併せた計 8 事例の減毒係数の分布についても正規性が仮定できた($p > 0.05$). それぞれのデータ

セットにおける減毒係数の予測値の 95%下限を算出すると, 0.109, 0.116 /day となった(表 1).

2020 年 12 月に赤穂とたつので採取したマガキの個別別むき身重量と個別別毒量との関係を図 3 に示した. 両地区のむき身重量, 毒量とも正規分布が仮定できた($p > 0.05$). また, むき身個体重量を考慮して算出した試料毒量の加重平均値(通常のマウス毒性検査時の試料毒量に相当)と標本標準偏差は, 赤穂で 7.0 ± 4.5 MU/g, たつので 4.4 ± 1.2 MU/g であった. 個別別むき身重量と個別別毒量との間には相関性は確認されなかった($p > 0.05$).

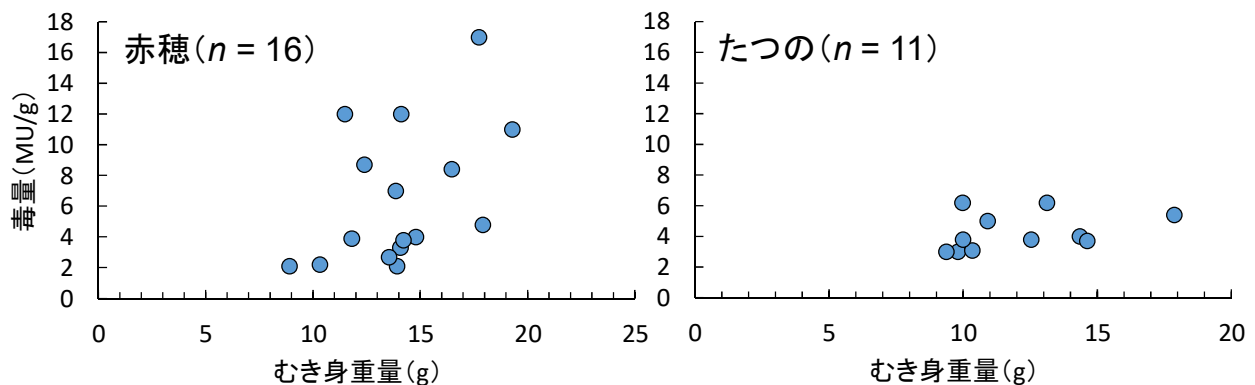


図 3 2020 年 12 月の毒化時のマガキの個別別むき身重量と個別別毒量

減毒係数を用いた減毒期における毒量推定(試算①)

観測された減毒係数の最小値(0.165)よりも, 播磨灘西部の 7 事例から求めた予測値の 95%下限の方が小さかったため(表 1), 安全性を見込んで減衰係数 0.109 /day による減衰過程を試算した. 出荷自主規制期間の検討にあたっては, 毒量が規制値近くまで低下した段階での動態が重要となるため, 試算の一例として初期毒量を 4.0 MU/g(規制値相当)~10 MU/g に設定した場合の結果を図 4 に示した. 0 日目の毒量(初期毒量)が 4.0 MU/g の場合は, 6 日目に 2.1 MU/g, 7 日目以降は 2.0 MU/g 未満(ND 相当)と試算された. 初期毒量が 5.0~10 MU/g の場合は, 3~9 日目に規制値以下となり, それぞれその 6 または 7 日後には 2.0 MU/g 未満(ND 相当)と試算された.

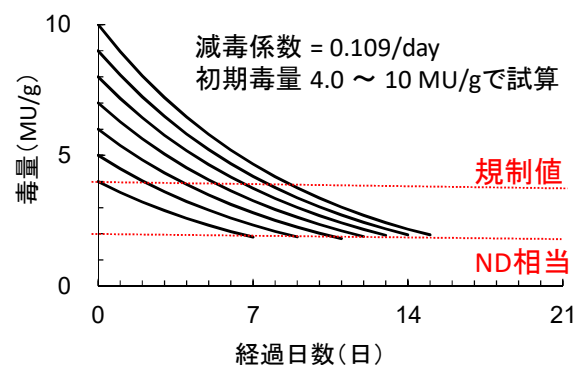


図 4 予測値 95%下限の減毒係数で試算した毒量の減毒曲線
初期毒量(縦軸との交点)を 4.0, 5.0, 6.0, 7.0, 8.0, 9.0 および 10 MU/g とした場合の各曲線を示した.

規制期間を短縮した場合の安全性の検討(試算②, 試算③)

初めて 4.0 MU/g 以下となった日の 7 日後の毒量試験値(表 1)をもとに, その毒量値が正規分布していることと, ND の毒量が 2.0 MU/g 未満の無作為抽出値を取ることを仮定した場合, 播磨灘西部の 8 事例のデータセット(7 日後の毒量が 2.4, 2.1, ND×6; 表 1)を対象として試算すると, 予測値の上限が 4.0 MU/g を上回る確率は, ND 値の範囲設定(0~2.0 MU/g, 0.5~2.0 MU/g, 1.0~2.0MU/g, 1.5~2.0 MU/g)にかかわらず 0.1%未満であった。また, 播磨灘中部を含めた全毒化事例のデータセット(7 日後の毒量が 2.4, 2.1, ND×7 件; 表 1)での同確率も, ND 値の範囲の仮定にかかわらず 0.1 %未満と算定された(試算②)。

試料あたり平均毒量(m)別・試料あたり個体数(n_s)別に, マガキの個体あたり毒量検査結果のばらつき感度(s)を変えた場合の試料毒量の発生頻度の確率密度(1000 試行分の 1 例)を図 5 に示した。また, 図 5 と同じ試行時において試料毒量が 4.0 MU/g を上回った割合を表 2 に示した。平均毒量が規制値と一致する $m = 4.0$ での試行では, 当然ながら概ね 50% の試料の毒量が 4.0 MU/g を上回る結果となった。全体としては, s が大きくなるほど, また n_s が小さくなるほど, 試料毒量のばらつきが大きくなった。 n_s が 10 および 20 の設定条件下では, 試料毒量が 4.0 MU/g を上回る割合は, $m = 2.0$ かつ $s = 1.2, 1.6, 2.0$ の感度段階では 1000 回の試行例では発生しなかった(表 2 の表示上は < 0.1%; 試算③)。

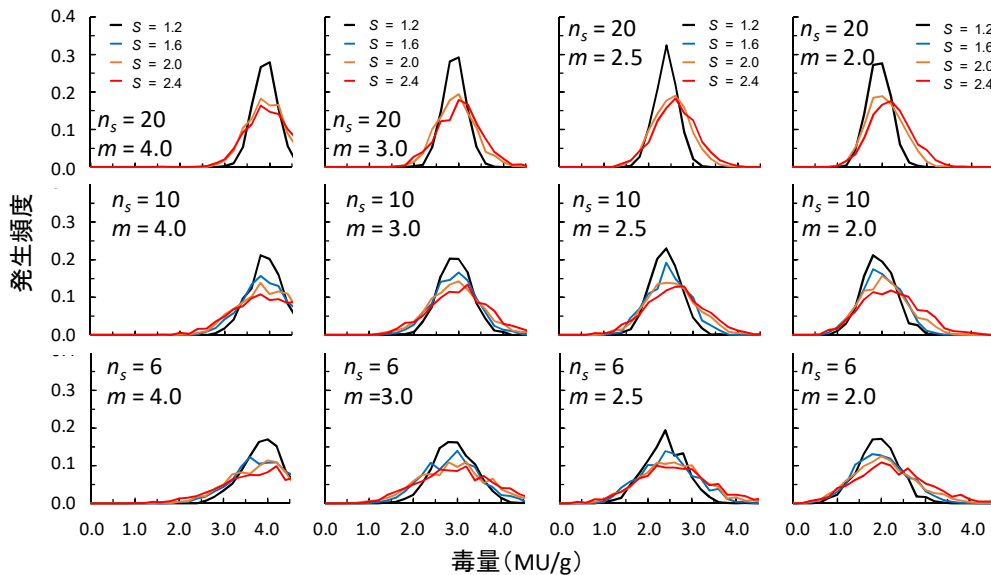


図 5 試料あたり平均毒量 (m) 別・個体数 (n_s) 別にマガキの個体あたり毒量のばらつき感度 (s) を変えた場合の試料毒量ブートストラップ法による 1000 試行分の 1 例を確率密度で示した。

表 2 毒量のばらつき感度段階を変えた場合に試料毒量が 4.0 MU/g を上回る割合 (%)

| 試料あたり 個体数 (n_s) | 平均毒量($m = 4.0$) | | | | 平均毒量($m = 3.0$) | | | | 平均毒量($m = 2.5$) | | | | 平均毒量($m = 2.0$) | | | |
|---------------------------|-------------------|------|------|------|-------------------|-----|------|------|-------------------|------|-----|-----|-------------------|------|------|------|
| | ばらつきの感度段階(s) | | | | ばらつきの感度段階(s) | | | | ばらつきの感度段階(s) | | | | ばらつきの感度段階(s) | | | |
| | 1.2 | 1.6 | 2.0 | 2.4 | 1.2 | 1.6 | 2.0 | 2.4 | 1.2 | 1.6 | 2.0 | 2.4 | 1.2 | 1.6 | 2.0 | 2.4 |
| 20 | 50.5 | 50.8 | 51.7 | 54.4 | <0.1 | 0.2 | 1.8 | 3.5 | <0.1 | <0.1 | 0.1 | 0.3 | <0.1 | <0.1 | <0.1 | <0.1 |
| 10 | 50.4 | 48.7 | 50.1 | 52.1 | 0.9 | 2.7 | 5.7 | 8.9 | <0.1 | <0.1 | 1.1 | 2.4 | <0.1 | <0.1 | <0.1 | 0.9 |
| 6 | 51.4 | 49.6 | 52.1 | 53.6 | 1.9 | 5.9 | 10.5 | 16.1 | 0.1 | 0.9 | 3.6 | 7.0 | <0.1 | 0.1 | 0.6 | 2.7 |

考 察

減毒係数による評価

減毒係数は、減毒過程全体の日々の減毒度合いを示すものであり、マガキの貝としての減毒特性を数的に表すひとつの指標であると考えられる。マガキの減毒係数については、濾過海水による実験環境下で 0.502 /day(高辻ほか, 2011)や 0.508 /day(高田ほか, 2008), 広島県海域で 0.314 /day(Yamamoto et al., 2003)といずれも高い値が報告されている。兵庫県海域ではこれらの既往値より低い 0.165~0.286 /day であったが(表 1), 実調査での観測最低値(0.165 /day)よりも十分に小さい予測値 95%下限(0.109 /day)を用いた試行計算(試算①)でも, 10 MU/g 前後から規制値以下の毒量に達するまでに要する期間は 2 週間より短いことが推定された(図 4)。

なお, 播磨灘西部の減毒係数は 2018 年と 2020 年との間で有意な差は確認されなかったが, 毒化の原因となったプランクトン種は両年で異なっていた。2018 年は細胞あたりの毒含有量が大きいとされる *A. catenella* (Group I) であったが, 2020 年は細胞あたりの毒含有量は小さいものの大きな細胞密度に達し得る *A. pacificum* (Group IV) であった。また, 検査頻度の違いによる推定誤差の発生も懸念される。今後の毒化事例発生時には, これらの要素についても配慮した解析事例を蓄積する必要がある。

規制期間を短縮した場合の安全性の検討

減毒係数が減毒過程全体を表現し得るのに対して, 出荷自主規制の短縮を検討する上では, 毒量が規制値(4 MU/g)前後となった後の推移に関する科学的評価がより重要になる。実際, 減毒係数に関する前述の既往知見や本研究(図 2)でも, 特に 2 MU/g 前後の低毒量範囲では減毒速度が停滞する傾向があり, 減毒曲線の適合度がやや悪くなる傾向があった。本研究ではこの期間におけるリスクを補完するため, 観測事例の確認と, 規制値である 4 MU/g を下回った翌週に再び規制値を超える確率(試算②)ならびに個体数や毒量のばらつきを考慮した推定毒量(試算③)による検討を追加した。

これまでの本海域のマガキの毒化事例(全 9 事例)では減毒が進行して 4.0 MU/g 以下となって以降, 再び規制値を上回る例は確認されなかった。初めて規

制値を下回ってから 7 日後の毒量は, 9 事例中 7 事例で ND であり, ND でなかった事例でも 2.1 と 2.4 MU/g(ともに 2020 年)と低毒量であった(表 1)。二枚貝の種類によっては, 例えばアカガイ *Anadara broughtonii* のように減毒期間の長期化(山本ほか, 2021)や毒化期間中の再強毒化が確認されることがあり, これらの現象は貝の体内で麻痺性貝毒の類縁体に変換され, 比毒性の高い類縁体の割合が増加する仕組みが関係していると考えられている(山本・及川, 2017)。毒化原因プランクトンの発生状況を今後も綿密に監視する必要はあるが, 現時点では, 兵庫県播磨灘海域のマガキでは, 原因プランクトンの衰退後(特に規制値以下に減毒して以降の期間)に毒量が再上昇する可能性は小さいと考えられた。

複数の仮定を置いているものの, 初めて規制値以下となって 7 日後の観測値から求めた予測値の上限が規制値を上回る可能性は非常に小さかった(試算②)。また, 規制値以下での試料毒量のばらつきの感度を想定した試行計算(試算③)では, 当然ながら中心極限定理と大数の法則に従う結果となり, 試料あたり個体数が少ないほど試料毒量が規制値を上回るリスクが大きくなった(表 2)。

10 年間のマウス毒性試験用試料の平均むき身重量は全体として 3.1~35.1 g の範囲にあり, かつ各月の試料の範囲も大きく(図 1), 毎月様々な体サイズのマガキが生産・出荷されていた。Yamamoto et al. (2003)は, マガキによる毒量の体内への取り込みを貝毒原因プランクトンの海水中での細胞密度とマガキ各個体による濾水量の関数とし, 濾水量はマガキ各個体の体サイズと水温との関数と仮定した。また, 実験下でのマガキの濾水量は, マガキの大きさ, 季節, 水温によって大きく異なる(赤繁ほか, 2005)。マガキに蓄積される毒量が濾過量や体サイズによって異なるのであれば, これらのパラメータが毒量のばらつきに及ぼす影響を適切に把握することが, リスク管理上も重要となる。

本研究で用いたデータの範囲内では, 同一箇所・同一日に採取したマガキ個体のむき身重量と毒量との間に有意な相関性は確認されなかったが, 毒量が大きい試料(赤穂)に含まれる個体は毒量のばらつきが大きく, 毒量の小さい試料(たつの)に含まれる個

体の毒量のばらつきが小さい結果が得られた(図 3)。この結果からは、毒量が高い時期の検査試料では試料中に含まれる各個体の毒量のばらつきが大きく試料毒量の区間推定値が大きくなるものの、出荷自主規制期間の短縮を検討すべき 4.0 MU/g 以下の時期においては、個体別毒量のばらつきも相対的に収束することが想定される。本研究で検討した標本予測値を用いた試算(試算②)や、マウス毒性試験値時の実測値(4.4 MU/g 時のばらつき, $s = 1.2$)を基準とした毒量のばらつき感度(4段階)での試算(試算③)は、発生し得るリスクの一評価方法として一定の妥当性を持つと考えられる。

条件中最もばらつき幅の大きい 1 試料数の個体数が 6 個(=平均むき身重量 33.3 g)という試行条件は、過去のマウス毒性試験用試料の重量分布(図 1)からは、特に漁期後半の 3~4 月には想定し得る条件である。一方で、兵庫県の貝毒対策事務取扱要領では、検査時の試料誤差を低減することを目的に、公定法で定められた総重量 200 g に加えて 1 試料に 10 個以上の貝が必要との追加条件を定めており、実際の貝毒監視体制の下では $n_s = 10$ 以上の試算によりリスクを評価するのが妥当である。表 2 の結果から、出荷自主規制期間短縮を検討する際には、試料毒量のばらつきを考慮しても規制値を上回る可能性が極めて小さい「 $m = 2.0$ 」、すなわち「規制値を下回った検査の次週の検査(2 回目の検査)で 2.0 MU/g 以下」を必要条件とすることが適切と考えられる。

出荷自主規制期間の短縮化の可能性と今後の運用

以上のとおり、兵庫県播磨灘海域のマガキについては、広島県海域と同様に、一定の条件設定をすれば出荷自主規制期間を従来の措置期間から 7 日程度短縮しても安全性が確保できる可能性があることが示された。麻痺性貝毒による食中毒発生リスクを検討する上では、同一生産海域内の別の箇所(異なる区画漁業権域や異なる養殖筏)での毒量のばらつきを把握することも重要となるが、本研究ではこれを議論するデータが得られなかった。これらのばらつきは、出荷自主規制期間の短縮の可否を検討する場合のみならず、通常の貝毒対策や貝毒監視体制においても重要であるが、実際に通常のモニタリング体制のなかで毒量のばらつきを確認し、区間推定によりリス

ク評価することは費用面や労力面でも容易ではない。この点については、農林水産省のガイドラインでは「各生産海域の調査点として、(中略)最も毒化が早く、より高毒化する地点を選定することが望ましい」と定められ、一定の安全性を担保するための配慮がなされている。今後も貝毒監視体制の中で貝毒原因プランクトンの発生状況や貝の毒化状況に関する科学的データの蓄積を進め、随時見直しを加えていくことが重要となる。

本研究ではこれまでの調査結果を整理し科学的に解析するとともに、試算を通じて出荷自主規制期間を短縮した場合の安全性を検討した。本研究での試算(シミュレーション)の目的は、正確な将来予測をすることではなく、これまでに獲得できた情報や知見を基礎に科学的根拠に基づいて条件案等を検討し、リスク管理や適切な対策に活用することにある。貝毒による出荷自主規制措置が取られた後、その解除判断に関する諸規定は国内の各自治体で様々である。行政部局からの指導措置(または生産者団体との協議)のみで出荷の再開ができるとする生産地もあれば、行政団体・研究機関・生産者団体・専門家等で構成する判定会議での議論を義務づけている生産地もある。兵庫県では、二枚貝等の安全対策を推進することを目的に、水産行政部局、食品衛生部局、水産研究機関、生産者団体で構成する「兵庫県貝毒安全対策連絡協議会」が設置されており、この協議会の場で出荷自主規制の要請の解除や継続の可否を判断することとなっている。貝毒現象は自然現象であるため、その都度の毒化状況や海況条件等を総合的に勘案し、より安全な立場で出荷再開を検討することが重要である。同連絡協議会は、不確実性のない事前要件と、その都度不確実性のある環境条件や毒化状況を正確に把握し、予防原則に基づいて迅速かつ適切な判断ができることが求められる。本稿における科学的な解析結果が、連絡協議会による生産海域の適切なリスク管理に生かされることを期待する。

謝 辞

兵庫県貝毒対策業務の歴代担当者の御尽力に感謝する。地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所山本圭吾博士には、取りまとめに際し適

切かつ有益な多くの御助言をいただいた。本研究は兵庫県貝毒安全対策強化事業の一部として取り組んだ。

引用文献

- 赤繁 悟・平田 靖・高山恵介・空本季里恵(2005): 養殖マガキの酸素消費量および濾過水量の季節変化. 日本水産学会誌 **71**, 762–767.
- 五利江重昭(2001): MS-Excel を用いた成長式のパラメータ推定. 水産増殖 **49**, 519–527.
- 兵庫県(1981): 「昭和 55 年度重要貝類等毒化点検調査報告書」, 兵庫, pp30.
- 飯岡真子(2017): 新たな貝毒リスク管理ガイドラインについて. 「貝毒—新たな貝毒リスク管理措置ガイドラインとその導入に向けた研究」(鈴木敏之・神山孝史・大島泰克編), 恒星社厚生閣, 東京, 27–35.
- 兼重慶恵(2020): 全国における二枚貝毒化等の出荷自主規制の現状. 月刊海洋 **52**, 161–164.
- 日本食品衛生協会(2015): 麻痺性貝毒の試験法(公定法). 「食品衛生検査指針 理化学編」, 公益社団法人日本食品衛生協会, 東京, 827–835.
- 小田新一郎(2017): 広島県沿岸における麻痺性貝毒の消長について. 日本水産学会誌 **83**, 231.
- 小田新一郎・寺内正裕(2015): 広島県海域における二枚貝の麻痺性貝毒の消長について. 広島県立総合技術研究所保健環境センター研究報告 **23**, 1–5.
- 島岡眞佐子・山田圭一・高山晴義・水田満里・小川博美(1998): 麻痺性貝毒によって毒化したカキの浄化実験. 広島県保健環境センター研究報告 **6**, 27–30.
- 高田久美代・妹尾正登・東久保靖・高辻英之・高山晴義・小川博美(2004): マガキ, ホタテガイおよびムラサキイガイにおける麻痺性貝毒の蓄積と減毒の差異. 日本水産学会誌 **70**, 598–606.
- 高田久美代・高辻英之・妹尾正登(2008): 麻痺性貝毒により毒化したマガキのろ過海水中での蓄養による減毒. 日本水産学会誌 **74**, 78–80.
- 高辻英之・川口 修・高田久美代(2011): 貝毒蓄積モデルを用いたマガキの毒化予測手法について. 広島県総合技術研究所水産海洋技術センター研究報告 **4**, 1–3.
- 山本圭吾・及川 寛(2017): 大阪湾で麻痺性貝毒により毒化したアカガイ, トリガイにおける毒量および毒成分の経時変化と種間の差異. 日本水産学会誌 **83**, 589–598.
- 山本圭吾・宮原一隆・山下泰司・小川健太・池脇義弘(2020): 東部瀬戸内海域における貝毒原因プランクトン発生と二枚貝毒化. 月刊海洋 **52**, 182–188.
- 山本圭吾・及川 寛・横松宏幸・上田真由美・松嶋良次・渡邊龍一・内田 肇・柴原裕亮・鈴木敏之(2021): 麻痺性貝毒簡易測定キットを活用した大阪湾におけるアカガイ, トリガイの貝毒モニタリング. 日本水産学会誌 **87**, 504–510.
- Yamamoto T, Flynn KJ, Takayama H (2003): Application of a two-compartment one-toxin model to predict the toxin accumulation in Pacific oysters in Hiroshima Bay, Japan. *Fisheries Science* **69**, 944–950.

Paralytic Shellfish Poisoning Detoxification Characteristics of Pacific Oyster in the Harima–Nada Sea off Hyogo Prefecture

Kazutaka MIYAHARA^{1)*}, Hidekazu IMOSE¹⁾, Wako HORIBE¹⁾, Sakae NAKAGIRI¹⁾, Kenya OISHI²⁾, Takahiro IWASA³⁾, Naoki YOSHIOKA⁴⁾, Tomohiro OSHIBE⁴⁾, Kenichi OGITA⁴⁾ and Hiroshi OIKAWA⁵⁾

¹⁾ Fisheries Technology Institute, Hyogo Prefectural Technology Center for Agriculture, Forestry and Fisheries, Akashi, Hyogo 674-0093, Japan

²⁾ Himeji Agriculture, Forestry and Fisheries Office, Naka-Harima District Administration Center, Himeji, Hyogo 670-0947, Japan

³⁾ Fisheries and Fishing Port Division, Agriculture, Forestry and Fisheries Department, Hyogo Prefectural Government, Kobe, Hyogo 650-8567, Japan

⁴⁾ Hyogo Prefectural Institute of Public Health Science, Kakogawa, Hyogo 675-0003, Japan

⁵⁾ Fisheries Technology Institute, Japan Fisheries and Education Agency, Nagasaki, Nagasaki 851-2213, Japan

Corresponding: Kazutaka MIYAHARA

TEL: +81-78-941-8601, FAX: +81-78-941-8604, E-mail: kazutaka_miyahara@pref.hyogo.lg.jp

Detoxification characteristics of Paralytic Shellfish Poisoning (PSP) in Pacific oyster in the Harima–Nada Sea, off Hyogo Prefecture, Japan were examined to obtain area-specific scientific bases required by the Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries before application of local rules against PSP, such as optimization of the self-imposed restraint period for shipping. Observations of all nine toxified cases that exceeded the official regulation PSP value (4 MU /g) in 2018–2020 indicated irreversible progress of their decline. Once PSP values declined to and beyond the regulation level, they decreased further to 2.4 MU/g or below in seven days. Estimated daily detoxification coefficients were 0.615–0.286. Results of a sequential simulation conducted using the predicted lower limit of the detoxification coefficients (= 0.109 at 95% significance level) showed rapid and smooth detoxification dynamics in the declining phases. Another simulation using a bootstrap method with the predicted upper limit of PSP (at 95% significance) in seven days suggested low probabilities of the PSP level relapsing to become higher than the stipulated PSP regulation value. One more bootstrap simulation using different sensitivities of oyster weight, variance, and mean PSP level demonstrated that specified conditions such as a 2.0 MU/g or lower PSP level in seven days can provide a chance to close the restraint period sooner than when conventional measures are used.

Keywords : detoxification, detoxification coefficient, oyster, PSP, restraint period