**Supplementary Analysis**

**Supplementary material to:** Human activity during an extreme heatwave alters predator-prey activity and increases indirect fishing mortality in a ubiquitous nearshore system

Jeff C. Clements1,2\*, Sarah Harrison1,2, Mylène Roussel1, Jillian Hunt1, Brooke-Lyn Power1,2, Rémi Sonier1

*1 Fisheries and Oceans Canada, 343 Université Ave., Moncton, NB E1C 9B6, Canada*

*2 University of New Brunswick, Department of Biological Sciences, 100 Tucker Park Rd., Saint John, NB E2L 4L5, Canada*

**\* Correspondence:** Jeff C. Clements, PhD

Fisheries and Oceans Canada, Gulf Region

343 Université Avenue, Moncton, NB E1C 9B6, Canada

Email: [jeffery.clements@dfo-mpo.gc.ca](mailto:jeffery.clements@dfo-mpo.gc.ca)

Tel: +1 (506) 866-6655

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5140-5751>

**Background**

As mentioned in the main paper, we were interested in longer-term (24-48 h) trends in reburrowing and mortality and thus focus the presentation on those data. Nonetheless, our methodology captured reburrowing rates of tossed back sub-legal clams every 15 mins for two hours following fishing during each experiment, which we feel are worthy of analysis and discussion. As such, we include this supplementary analysis to document initial burrowing rates of sub-legal sized clams after being fished and tossed back on the sediment surface.

**Statistical methodology**

To briefly reiterate our experimental methodology here, we recorded the proportion of reburrowed clams in each mesocosm plot (at each tide level, and predator treatment during each experiment), every 15 minutes for two hours after “tossing back” the fished sub-legal clams (i.e., placing the clams in the mesocosm plots). As such, the statistical model structure was similar to the analysis in the main paper with two general exceptions: 1. The “time since fishing” factor contained more levels (8 levels: 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105, and 120 mins); and 2. we ignored predator treatment, as we did not observe any predators in the mesocosms during this time frame and we would not expect the structure of the different predator treatment plots to affect burrowing. Thus, our model structure had three fixed factors: experiment (5 levels: May, June, July, August, and September), tide level (3 levels: intertidal, shallow subtidal, deeper subtidal), and time since fishing (8 levels, as above). As with the analysis in the main paper, the presence of all-zero observations in some treatment levels resulted in near-complete separation. We thus took the same Bayesian generalized linear mixed modelling approach as described in the main paper. Briefly, models were constructed using the *bglmer()* function the (‘blme’ package; Chung et al. 2013), including plot ID as a categorical random variable to account for random spatial effects and repeated measures across the eight time points, and specifying weak zero-mean normal priors (6,120) to account for near-complete separation (as per Bolker 2018). The lower variance prior was chosen due to the removal of predator treatment as a fixed factor and the increased number of replicates for each fixed factor combination level; the diagonal matrix value of 120 was chosen to match the number of terms in the models. After model construction, the *Anova()* function (‘car’ package; Fox & Weisberg 2019) was then used to obtain model results, using a Type 3 test.

**Results and interpretation**

The global BGLMM model revealed a significant experiment × time since fishing × tide level effect on the proportion of clams that reburrowed on Day 1 (𝛘256 = 109.24, *p* < 0.0001) (**Fig. SA1, Table SA1**). Given the multiplicative complexity of this interaction, we elected to forego statistical pairwise comparisons and simply discuss general comparisons between experiments, time, and tidal levels, with reference to overlapping error bars for interpretation.

With the exception of four clams in the September experiment, clams in the intertidal plots were unable to reburrow within two hours of being tossed back (**Fig. SA1**).This coincides with theresults of previous studies (see Ledoux et al. 2023a for discussion) and reiterates that clams require submergence in water in order to burrow (Trueman 1968). As for the four exceptional intertidal clams that were fully burrowed at the intertidal level in September: we cannot functionally explain these occurrences from our observations. It is perhaps possible that these individuals were captured and deployed in the intertidal in prior experiments and perhaps had habituated to such conditions, as bivalves are reported to be able to habituate to repeated stimuli despite being uncephalized (Clements et al. 2021, Hubert et al. 2022). Regardless, this finding speaks to the incredible functional diversity exhibited by marine bivalves.



**Figure SA1.** Proportions of clams fully reburrowed during each 15 minute interval for the two hours after being returned to the sediment surface in each experiment and tide level. Data are means ± standard deviation. IN = intertidal; S1 = shallow subtidal; S2 = deeper subtidal.

Contrary to the intertidal, most of the clams in the two subtidal plots were able to reburrow within 2 hours of being tossed back, with the exception of clams in the June heatwave experiment (**Fig SA1**). Generally, clams in the two subtidal plots began reburrowing at 30-45 mins after being placed on the sediment surface, and 50-80% of the clams were reburrowed after two hours (**Fig. SA1**). Burrowing proportions after two hours generally appeared higher in the deeper subtidal plots compared to the shallow subtidal (although error bars generally show a fair degree of overlap, suggesting that any increased facilitation of reburrowing in deeper water is likely minimal). Once again, this is in line with the results of Ledoux et al. (2023a), who reported that clams placed back in water have a better chance of reburrowing and surviving after being fished, and that those placed in deeper water tend to reburrow slightly quicker, likely aided by increased downward water pressure.

**Table SA1.** Results of Bayesian generalized linear mixed models for the effects of experiment (May, June, July, August, September), time since fishing (15, 30, 45, 60, 75, 90, 105, 120 mins), and tide level (intertidal, shallow subtidal, deeper subtidal) on the proportion of reburrowed clams during the two hours following being placed back on the sediment surface on Day 1 of the experiments. Statistical model included Plot ID as a random variable to account for spatial effects and repeated measures over the two time points. Results were generated using the *Anova()* function from the ‘car’ package in R, which provides Wald chi-square test results for fixed effects. Bolded text denotes significant effects at p ≤ 0.05.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 𝛘2 | df | p-value |
| **(Intercept)** | **155.49** | **1** | **<0.0001** |
| **Experiment** | **17.94** | **4** | **0.0013** |
| **Time** | **14.21** | **7** | **0.0476** |
| **Tide level** | **10.89** | **2** | **0.0043** |
| Experiment x Time | 29.22 | 28 | 0.4013 |
| **Experiments x Tide level** | **48.58** | **8** | **<0.0001** |
| **Time x Tide level** | **208.23** | **14** | **<0.0001** |
| **Experiment x Time x Tide level** | **109.24** | **56** | **<0.0001** |

While being placed in water aided reburrowing in clams for the May, July, August, and September experiments, this was not the case for the June heatwave experiment. Herein, the vast majority of clams failed to reburrow within two hours of being fished, with the only reburrowed clams being in the deeper subtidal (further support for placing clams in deeper water). This was mirrored by reburrowing proportions after 24- and 48 hours in the main analysis as well. This finding provides further support that the June heatwave exerted physiological stress on tossed back sub-legal clams, ultimately negating reburrowing and leading to eventual death.

**References**

Bolker B. 2018. GLMM worked examples [online]. Accessed 1 October 2024 from <https://bbolker.github.io/mixedmodels-misc/ecostats_chap.html#digression-complete-separation>

Cheung Y, Rabe-Hesketh S, Dorie V, Gelman A, Liu J. 2013. A nondegenerate penalized likelihood estimator for variance parameters in multilevel models. Psychometrika 78: 685-709. <https://doi.org/10.1007/s11336-013-9328-2>

Clements JC, Ramesh K, Nysveen J, Dupont S, Jutfelt F. 2021. Animal size and sea water temperature, but not pH, influence a repeatable startle response behaviour in a wide-ranging marine mollusc. Animal Behaviour 173: 191-205. <https://doi.org/10.1016/j.anbehav.2020.12.008>

Fox J, Weisberg S. 2019. An R companion to applied regression (3rd ed.). Thousand Oaks: Sage.

Hubert J, Booms E, Witbaard R, Slabbekoorn H. 2022. Responsiveness and habituation to repeated sound exposures and pulse trains in blue mussels. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology 547: 151668. <https://doi.org/10.1016/j.jembe.2021.151668>

Ledoux T, Clements JC, Gallant D, Sonier R, Miron G. 2023a. Burrowing behaviour of soft-shell clams (*Mya arenaria*) following human disturbance. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology 565: 151916. <https://doi.org/10.1016/j.jembe.2023.151916>

Trueman ES. 1968. The burrowing process of *Dentalium* (Scaphopoda). Journal of Zoology 154: 19-27. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7998.1968.tb05037.x>

**Analyse supplémentaire**

**Matériel supplémentaire pour :** Human activity during an extreme heatwave alters predator-prey activity and increases indirect fishing mortality in a ubiquitous nearshore system

Jeff C. Clements1,2, Sarah Harrison1,2, Mylène Roussel1, Jillian Hunt1, Brooke-Lyn Power1,2, Rémi Sonier1

*1 Pêches et Océans Canada, 343 Avenue Université., Moncton, N.-B. E1C 9B6, Canada*

*2 Department of Biological Sciences, University of New Brunswick, 100 Tucker Park Rd., Saint John, NB, E2L 4L5, Canada*

**Correspondance:** Jeff C. Clements, PhD

Pêches et Océans Canada, Région du Golfe

343 Avenue Université, Moncton, N.-B. E1C 9B6, Canada

Courriel: [jeffery.clements@dfo-mpo.gc.ca](mailto:jeffery.clements@dfo-mpo.gc.ca)

Tel: +1 (506) 866-6655

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5140-5751>

**Contexte**

Comme mentionné dans l’article principal, nous étions intéressés par les tendances à plus long terme (24-48 h) de l'enfouissement et de la mortalité, donc nous avons donc mis l’accent sur la présentation de ces données. Néanmoins, notre méthodologie a capturé les taux d'enfouissement des myes sublégales remises à l'eau toutes les 15 minutes pendant deux heures après la pêche, et ce au cours de chaque expérience. Selon nous, ceci mérite d'être analysé et discuté. Ainsi, nous incluons cette analyse supplémentaire pour documenter les taux d'enfouissement initiaux des myes de taille sublégale après avoir été pêchées et rejetées à la surface du sédiment.

**Méthodologie statistique**

Pour rappeler brièvement notre méthodologie expérimentale, au cours de chaque expérience, nous avons suivi la proportion de myes enfouies dans chaque parcelle de mésocosme (pour chaque niveau de marée et chaque traitement de prédateur), toutes les 15 minutes pendant deux heures après avoir « rejeté » les myes sublégales pêchées (c.-à-d. en plaçant les myes dans les parcelles de mésocosme). En tant que telle, la structure du modèle statistique était similaire à l'analyse de l'article principal avec deux exceptions générales : 1. Le facteur « temps écoulé depuis la pêche » comportait plus de niveaux (8 niveaux : 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105 et 120 minutes) ; et 2. nous avons ignoré le traitement des prédateurs, car nous n'avons pas observé ceux-ci dans les mésocosmes pendant cette période et nous ne nous attendions pas à ce que la structure des différentes parcelles de traitement des prédateurs affecte l'enfouissement des myess. Ainsi, la structure de notre modèle comportait trois facteurs fixes : l'expérience (5 niveaux : mai, juin, juillet, août et septembre), le niveau de marée (3 niveaux : intertidal, subtidal peu profond, subtidal plus profond) et le temps écoulé depuis la pêche (8 niveaux, comme ci-dessus). Comme dans l'analyse de l'article principal, la présence d'observations entièrement nulles (zéros) dans certains niveaux de traitement a entraîné une séparation presque complète. Nous avons donc adopté la même approche de modélisation linéaire mixte généralisée bayésienne que celle décrite dans l'article principal. En résumé, les modèles ont été construits à l'aide de la fonction *bglmer()* du paquet ('blme' ; Chung et al. 2013), en incluant l'ID de la parcelle comme variable aléatoire catégorielle pour tenir compte des effets spatiaux aléatoires et des mesures répétées à travers les huit points temporels, et en spécifiant des priors (ou probabilités a priori) normaux à moyenne nulle faible (6,120) pour tenir compte de la séparation presque complète (conformément à Bolker 2018). L'antériorité de variance inférieure a été choisie en raison de la suppression du traitement des prédateurs en tant que facteur fixe et de l'augmentation du nombre de réplicats pour chaque niveau de combinaison de facteurs fixes ; la valeur de la matrice diagonale de 120 a été choisie pour correspondre au nombre de termes dans les modèles. Après la construction du modèle, la fonction *Anova()* ('car' package ; Fox & Weisberg 2019) a été utilisée pour obtenir les résultats du modèle, en utilisant un test de type 3.

**Résultats et interprétation**

Le modèle global BGLMM a révélé un effet significatif expérience × temps écoulé depuis la pêche × niveau de marée sur la proportion de myes qui se sont enfouies le jour 1 (𝛘256 = 109,24, *p* < 0,0001) (**Fig. SA1, Tableau SA1**). Étant donné la complexité multiplicative de cette interaction, nous avons décidé de renoncer aux comparaisons statistiques par paire et de nous contenter de discuter des comparaisons générales entre les expériences, le temps et les niveaux de marée, en nous référant aux barres d'erreur qui se chevauchent pour l'interprétation.

L'exception de quatre myes de l'expérience de septembre, les myes des parcelles intertidales ont été incapables de s'enfouir dans les deux heures suivant leur remise à l'eau (**Fig. SA1**). Ceci coïncide avec les résultats d'études antérieures (voir Ledoux et al. 2023a pour une discussion) et réitère que les myes ont besoin d'être submergées dans l'eau pour s'enfouir (Trueman 1968). En ce qui concerne les quatre myes intertidales exceptionnelles qui étaient complètement enfouies au niveau intertidal en septembre, nous ne pouvons pas expliquer fonctionnellement ces occurrences à partir de nos observations. Il est peut-être possible que ces individus aient été capturés et déployés dans la zone intertidale lors d'expériences antérieures et qu'ils se soient habitués à ces conditions, car les bivalves sont capables de s'habituer à des stimuli répétés bien qu'ils soient noncéphalisés (Clements et al. 2021, Hubert et al. 2022). Quoi qu'il en soit, cette découverte témoigne de l'incroyable diversité fonctionnelle des bivalves marins.

A graph of a number of numbers

AI-generated content may be incorrect.

**Figure SA1.** Proportions de myes entièrement enfouies pendant chaque intervalle de 15 minutes pendant les deux heures suivant leur retour à la surface du sédiment pour chaque expérience et chaque niveau de marée. Les données sont des moyennes ± écart-type. IN = intertidal ; S1 = subtidal peu profond ; S2 = subtidal plus profond.

Contrairement à la zone intertidale, la plupart des myes des deux parcelles subtidales ont pu s'enfouir dans les deux heures suivant leur remise à l'eau, à l'exception des myes de l'expérience durant la canicule de juin (**Fig. SA1**). En général, les myes des deux parcelles subtidales ont commencé à s'enfouir 30 à 45 minutes après avoir été placées à la surface du sédiment, et 50 à 80 % des myes étaient complètement enfouies après deux heures (**Fig. SA1**). Les proportions d'enfouissement après deux heures semblent généralement plus élevées dans les parcelles subtidales profondes que dans les parcelles subtidales peu profondes (bien que les barres d'erreur montrent généralement un bon degré de chevauchement, ce qui suggère que toute facilitation accrue de l'enfouissement dans les eaux plus profondes est probablement minime). Une fois de plus, ceci est conforme aux résultats de Ledoux et al. (2023a), qui ont rapporté que les myes remises à l'eau ont une meilleure chance de s'enfouir et de survivre après avoir été pêchées, et que celles placées dans des eaux plus profondes ont tendance à s'enfouir légèrement plus rapidement, probablement aidées par la pression accrue de l'eau vers le bas.

**Tableau SA1.** Résultats des modèles linéaires mixtes généralisés bayésiens pour les effets de l'expérience (mai, juin, juillet, août, septembre), du temps écoulé depuis la pêche (15, 30, 45, 60, 75, 90, 105, 120 minutes), et du niveau de marée (intertidal, subtidal peu profond, subtidal plus profond) sur la proportion de myes enfouies pendant les deux heures suivant leur remise en place à la surface du sédiment le jour 1 des expériences. Le modèle statistique incluait l'ID de la parcelle comme variable aléatoire pour tenir compte des effets spatiaux et des mesures répétées sur les deux points temporels. Les résultats ont été générés à l'aide de la fonction Anova() du paquetage « car » de R, qui fournit les résultats du test chi-carré de Wald pour les effets fixes. Le texte en gras indique les effets significatifs à p ≤ 0,05.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 𝛘2 | df | valeur-p |
| **(Interception)** | **155,49** | **1** | **<0,0001** |
| **Expérience** | **17,94** | **4** | **0,0013** |
| **Temps** | **14,21** | **7** | **0,0476** |
| **Niveau de marée** | **10,89** | **2** | **0,0043** |
| Expérience x Temps | 29,22 | 28 | 0,4013 |
| **Expérience x Niveau de marée** | **48,58** | **8** | **<0,0001** |
| **Temps x Niveau de marée** | **208,23** | **14** | **<0,0001** |
| **Expérience x Temps x Niveau de marée** | **109,24** | **56** | **<0,0001** |

Alors que le fait d'être placé dans l'eau a facilité l'enfouissement des myes pour les expériences de mai, juillet, août et septembre, cela n'a pas été le cas pour l'expérience de la canicule de juin. Ici, la grande majorité des myes n'ont pas réussi à s'enfouir dans les deux heures suivant la pêche, les seules myes enfouies se trouvant dans la zone subtidale profonde (ce qui plaide en faveur de l'enfouissement des myes dans des eaux plus profondes). Cela se reflète dans les proportions d'enfouissement après 24 et 48 heures dans l'analyse principale également. Ce résultat confirme que la vague de chaleur de juin a exercé un stress physiologique sur les myes sublégales rejetées, ce qui a finalement empêché l'enfouissement et entraîné la mort des myes.

**Références**

Bolker B. 2018. GLMM worked examples [online]. Accessed 1 October 2024 from <https://bbolker.github.io/mixedmodels-misc/ecostats_chap.html#digression-complete-separation>

Cheung Y, Rabe-Hesketh S, Dorie V, Gelman A, Liu J. 2013. A nondegenerate penalized likelihood estimator for variance parameters in multilevel models. Psychometrika 78: 685-709. <https://doi.org/10.1007/s11336-013-9328-2>

Clements JC, Ramesh K, Nysveen J, Dupont S, Jutfelt F. 2021. Animal size and sea water temperature, but not pH, influence a repeatable startle response behaviour in a wide-ranging marine mollusc. Animal Behaviour 173: 191-205. <https://doi.org/10.1016/j.anbehav.2020.12.008>

Fox J, Weisberg S. 2019. An R companion to applied regression (3rd ed.). Thousand Oaks: Sage.

Hubert J, Booms E, Witbaard R, Slabbekoorn H. 2022. Responsiveness and habituation to repeated sound exposures and pulse trains in blue mussels. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology 547: 151668. <https://doi.org/10.1016/j.jembe.2021.151668>

Ledoux T, Clements JC, Gallant D, Sonier R, Miron G. 2023a. Burrowing behaviour of soft-shell clams (*Mya arenaria*) following human disturbance. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology 565: 151916. <https://doi.org/10.1016/j.jembe.2023.151916>

Trueman ES. 1968. The burrowing process of *Dentalium* (Scaphopoda). Journal of Zoology 154: 19-27. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7998.1968.tb05037.x>