

Etude statistique de la survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* de la lagune de Oualidia et du littoral de Jorf-Lasfar (Maroc)

Mohamed MERZOUKI & Jamila SIF

Université Chouaib Doukkali, Faculté des Sciences, Laboratoire d'Etude et d'Analyse environnementales, Equipe de Physiologie et d'Ecotoxicologie, B.P. 20, 24000 El Jadida, Maroc. e-mail auteur correspondant : sijfamila@yahoo.fr

Résumé. L'étude au laboratoire, de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue de la lagune de Oualidia et du littoral de Jorf-Lasfar a permis d'analyser la probabilité de survie de ce Bivalve durant l'année 2006 pendant 6 mois. Deux méthodes statistiques ont été utilisées à cet effet : un test non paramétrique dit Kaplan-Meier et le deuxième est semi-paramétrique appelé modèle de Cox. En plus de l'effet de la pollution, les paramètres pris en compte pour la présente étude sont la température comme facteur abiotique et l'indice de condition (IC) comme indice biométrique. Les résultats de la comparaison spatiale de la probabilité de survie des moules de la lagune de Oualidia et celles de Jorf-Lasfar (station polluée) montrent une nette différence ; soit respectivement 0,56 et 0,26 pour le mois de mai 2006. L'effet de la température de l'eau d'élevage et de l'indice de condition chez ce Bivalve est testé par l'application du modèle de Cox qui a permis l'étude simultanée de ces deux facteurs.

Mots clés : *Mytilus galloprovincialis*, Lagune de Oualidia, Jorf-Lasfar, probabilité de survie, Kaplan Meier, model de Cox, Maroc.

Statistical study of the survival of the mussel *Mytilus galloprovincialis*, from the Oualidia lagoon, and Jorf-Lasfar coastline, Morocco.

Abstract. The laboratory survival study of the mussel *Mytilus galloprovincialis* originated from the Oualidia lagoon and Jorf-Lasfar coast has helped analyse the survival probability of this Bivalve throughout the year 2006. Two statistical methods have been used; a non-parametric test called Kaplan-Meier and the other semi-parametric named Cox model. In addition to the pollution effect, the parameters taken into account for the present study are the temperature as abiotic factor and the condition index (CI) as biometric index. The result of the spatial comparison of the survival probability of mussels of the Oualidia lagoon and that of Jorf-Lasfar (polluted station) show a clear difference as respectively 0.56 and 0.26 for May 2006. The sea water temperature effect and the condition index for this Bivalve are tested by the application of the Cox model which enables the simultaneous study of these factors.

Key words: *Mytilus galloprovincialis*, Oualidia lagoon, Jorf-Lasfar, survival probability, Kaplan-Meier, Cox model, Morocco.

INTRODUCTION

Avec le développement de l'industrie et des nouvelles technologies utilisées dans le domaine chimique, de nouvelles substances chimiques sont apparues dans l'environnement, dont une grande majorité peut engendrer des effets néfastes sur les organismes vivants et en particulier sur l'Homme. En épidémiologie, les responsables de la santé publique ont développé des méthodes pour étudier et analyser tout événement faisant intervenir le facteur temps. À cet effet, plusieurs modèles d'analyse de la survie ont été utilisés afin de modéliser la survenue du décès, de manière unifactorielle (Böhmer 1912, Kaplan & Meier 1958) et multifactorielle en utilisant le modèle semi-paramétrique de Cox (1972).

En écotoxicologie, l'évaluation de l'effet toxique et en particulier la NOEC (concentration sans effet observé « *No Observed Effect Concentration* ») a été remise en question (Stephan & Rogers 1985). Ainsi, pour comprendre l'impact d'un produit toxique sur la réponse biologique d'une espèce bio-indicatrice, le suivi de l'effet d'un contaminant aussi bien sur le niveau cellulaire que sur la population est indispensable. Le mode d'action d'un contaminant est caractérisé par sa structure chimique (Parkerton & Konkel 2000, Escher & Hermens 2002, Tremolada *et al.* 2004), son hydrophobie (Van Leeuwen & Van der Zandt 1992), mais aussi par les propriétés physiologiques de l'animal étudié

(De Piro & Marshal 2005). Pour évaluer l'effet des substances chimiques, il est recommandé d'étudier le critère d'effet le plus sensible parmi les différents paramètres du cycle de vie de l'espèce étudiée comme la survie, la croissance et la reproduction (Spromberg & Birge 2005). L'étude à l'échelle des populations rend bien compte de l'effet toxique des contaminants. Par ailleurs, il est généralement admis que la population constitue le niveau d'organisation biologique qui permet d'obtenir la mesure la plus pertinente de l'impact écologique d'un polluant (Forbes 1996).

Le présent travail a pour objectif d'étudier les facteurs, autres que la pollution, pouvant affecter la survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* de la lagune de Oualidia et celle du site industriel de Jorf-Lasfar en utilisant deux méthodes statistiques, l'une non paramétrique, dite de Kaplan-Meier et l'autre semi-paramétrique appelée modèle de Cox.

MATERIEL ET METHODES

Sites d'étude

La lagune de Oualidia se trouve à environ 80 km au sud de la ville d'El Jadida. Elle est célèbre par son activité ostréicole. Les moules ont été prélevées dans une moulière

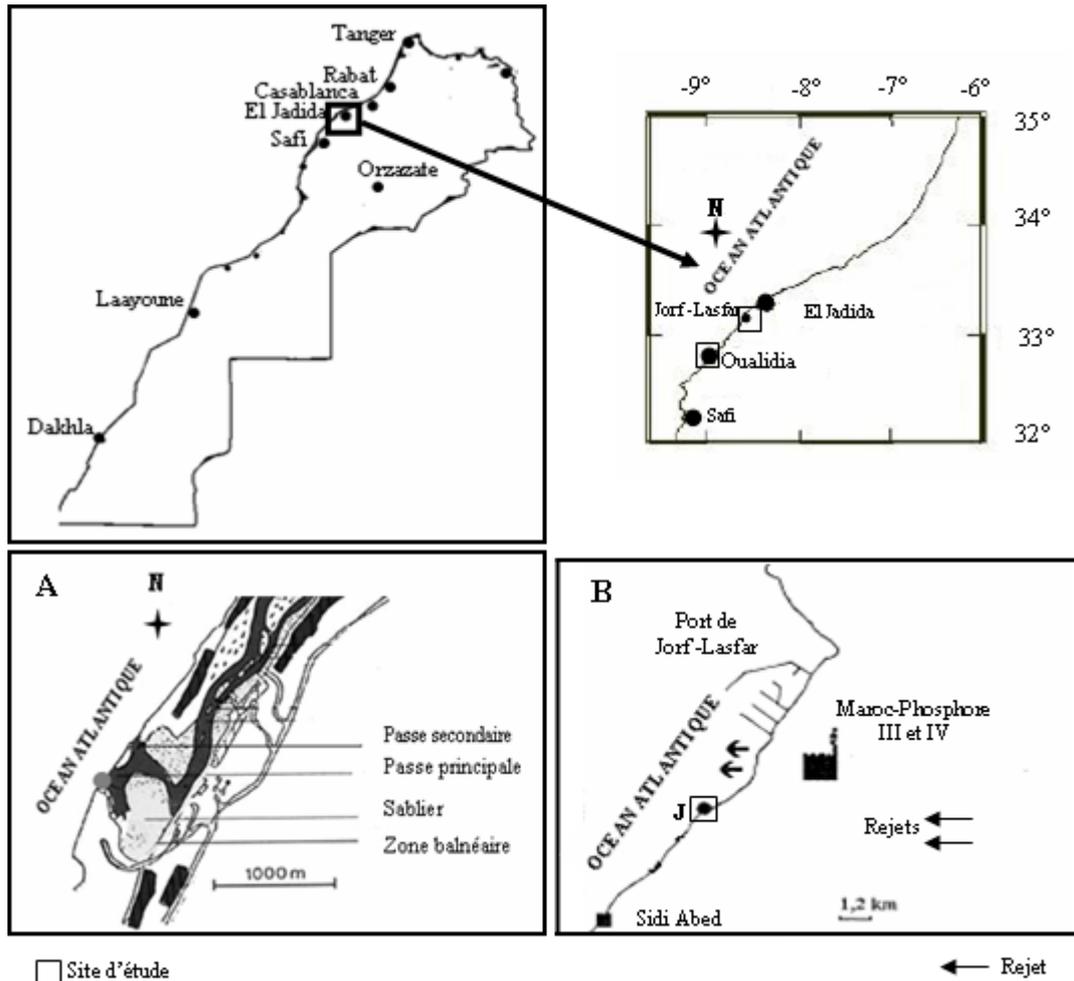


Figure 1. Localisation géographique des sites d'étude : lagune de Oualidia (A) et site (J) de Jorf-Lasfar (B).

sauvage abritant l'espèce *Mytilus galloprovincialis* qui se trouve au niveau des passes assurant la communication entre la lagune et la mer.

Le site de Jorf Lasfar est situé à 25 km au sud de la ville d'El Jadida. Il est caractérisé par la présence de plusieurs unités industrielles dont le complexe de traitement des phosphates, la station thermique et l'unité de recyclage de ferraille. Les rejets émanant de ces unités sont directement déversés dans la mer.

Prélèvement et préparation des animaux

Une campagne d'échantillonnage de la moule *Mytilus galloprovincialis* a été effectuée à marée basse, de mars 2006 à mars 2007, selon un pas d'échantillonnage de un mois sur deux (mars, mai, juillet, septembre, novembre 2006, janvier 2007). Les moules de la classe de taille 3-4 cm sont prélevées au niveau de moulrières sauvages, près de la petite passe à Oualidia (Fig. 1) et à environ 2,5 km du rejet principal dans le site de Jorf-Lasfar (Fig. 1, site J). Aussitôt prélevés, les animaux sont transportés dans des glacières contenant l'eau de mer. Au laboratoire, les animaux sont triés selon leur taille puis placés dans l'eau de mer filtrée et oxygénée pour une période de purge de 48

heures, ce qui permet l'élimination du stress dû au transport et une meilleure adaptation aux conditions du laboratoire.

Une trentaine de moules sont placées dans des bacs en plastique (37×27×9 cm) contenant environ 3 litres d'eau de mer renouvelée toutes les 72 heures. L'oxygénation de l'eau de mer contenue dans les bacs est assurée de façon permanente à l'aide d'aérateurs. Le contrôle de la viabilité des moules est réalisé toutes les 24 heures à la même heure, en notant le nombre d'animaux morts. La moule est considérée comme morte lorsque sa coquille ne se ferme plus après une stimulation physique de sa coquille (toucher).

Paramètres étudiés

Deux paramètres ont été choisis pour cette étude de survie : la température, comme paramètre abiotique, et l'Indice de condition comme indice biologique.

La température moyenne de l'eau des bacs a été notée quotidiennement durant toute l'expérience.

L'Indice de condition (IC) a été mesuré pour tous les animaux expérimentaux. Cet indice biométrique est couramment utilisé en conchyliculture pour rendre compte

du degré de remplissage des coquilles. Parmi les nombreuses formules proposées, nous avons choisi l'indice AFNOR (NF V 45056, sep 85) qui est exprimé comme suit :

$$IC = \text{Poids des tissus sans l'eau palléale} / \text{Poids total} \times 100$$

Principe de l'analyse de la survie

La première étape d'analyse de survie consiste à établir des tableaux comportant toutes les informations nécessaires pour la description de la fonction de survie. Ces informations changent d'un cas à l'autre, selon plusieurs paramètres (nature de l'étude, type de la population à étudier, taille de l'échantillon, durée de suivie...). Nous citons ci-dessous les informations indispensables pour mener une étude de survie (Jolly *et al.* 2005) sont :

– *Date d'origine* : c'est la date d'entrée dans l'étude ; elle correspond à la date du début de l'observation. Nous avons choisi une date d'origine commune pour les individus de tous les prélèvements du même mois.

– *Date des dernières nouvelles* : c'est la date de l'état de l'animal à chaque moment où les derniers renseignements sont enregistrés. Nous avons choisi un intervalle de 24 heures pour noter la mortalité dans chaque groupe.

– *Date de point* : appelée également date de fin d'étude, au-delà de laquelle il n'est plus tenu compte de l'état de l'animal (mortalité). Elle est commune à tous les individus inclus dans l'étude et permet de calculer la durée du suivi pour chaque individu. De ce fait, nous avons gardé une date de point qui correspond à une durée de un mois du suivi pour tous les individus de la présente étude. Deux situations se présentent :

* soit que l'animal est mort avant la date de la fin du suivi ; la durée de participation à l'étude est donc calculée entre la date d'origine et la date de sa mort ;

* soit que la mort de l'animal n'est pas survenue à la date de fin d'étude (sa durée est dite censurée) ; il est donc dit « exclu-vivant ».

Méthodes et tests statistiques utilisées

Deux méthodes statistiques ont été utilisées, la méthode de Kaplan-Meier, non-paramétrique, et le modèle de Cox, méthode semi-paramétrique.

Méthode de Kaplan-Meier (1958)

Cette méthode permet l'estimation de la probabilité de survie au cours d'un suivi, définie par la fonction de survie $S(t)$. Le principe de l'estimation de Kaplan-Meier repose sur l'idée « d'être encore en vie après un instant t , c'est être en vie juste avant cet instant t et ne pas mourir à cet instant ». Le fait d'être en vie juste avant l'instant t permet de calculer la probabilité de survie à cet instant. Le cumul de la probabilité de la survie de chaque individu donne la probabilité de survie du groupe. Cette probabilité se traduit

par une courbe dite la courbe de survie ou courbe de Kaplan-Meier qui illustre l'évolution de la survie en fonction du temps, avec en ordonnées la probabilité cumulée de survie (entre 1 et 0) et en abscisses la durée du suivi en unités de temps.

Modèle de Cox (1972)

Le modèle de Cox (1972) est une méthode de régression multivariée au même titre que les modèles de régression logistique ou de régression linéaire. Il consiste à modéliser les variables (Y), à étudier en caractérisant l'événement par une fonction de plusieurs autres variables caractérisant les facteurs de risque et de confusion potentiels. La variable Y est souvent appelée variable dépendante, tandis que les autres sont appelées variables indépendantes (ou prédicteurs).

Test de log-rank (1966)

Le test de log-rank (Mantel 1966, Peto & Peto 1972, Cox 1972) est utilisé pour comparer deux ou plusieurs courbes de survie à la fois. Il permet de prendre en compte, tout au long du suivi, les risques d'événements dans chaque groupe par rapport au taux à «la normale». Ce test est approprié si les survies respectent le principe des risques proportionnels. Il est défini par :

$$\chi^2 = \frac{(O_1 - E_1)^2}{E_1} + \frac{(O_2 - E_2)^2}{E_2}$$

où O_1 et O_2 représentent l'effectif total de l'événement observé (mortalité) chez le groupe 1 et 2 (moules de la lagune et moules de Jorf-Lasfar), et E_1 et E_2 l'effectif total attendu (animaux en survie) chez, respectivement, les groupes 1 et 2 pendant toute la durée du suivi.

Calcul de la fonction de survie

Dans l'analyse des données de survie, deux fonctions dépendent du temps ; la fonction de survie est la fonction du hasard. La fonction de survie $S(t)$ est définie comme la probabilité de survie au dernier temps t :

$$S(t) = \prod_{t_i < t} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

où $S(t)$ est la fonction de survie, Π est le produit, n_i le nombre de sujets au temps t_i et d_i le nombre de morts au temps t_i .

L'estimation de la probabilité de survivre juste après la date t s'obtient en réalisant le produit des probabilités conditionnelles de survie.

$$\hat{S}_{t_{i+1}} = \prod_{j=1}^i S_{t_{j+1}} |_{t_j}$$

La probabilité de survie au temps t_i est exprimée par :

$$q_i = \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

où q_i est la probabilité de survie au temps t_i ; n_i est le nombre de sujets au temps t_i et d_i le nombre de morts au temps t_i .

Dans la présente étude la médiane de survie a été également calculée. Elle est définie par le temps à partir duquel 50% des individus ont présenté l'événement (mortalité). C'est le temps léthal pour 50% des individus (

(TL₅₀.) Une médiane de 10 jours signifie que : à 10 jours du suivi, 50% des individus sont morts.

RESULTATS

Les résultats relatifs à la durée de survie sont reportés dans le tableau I. Le calcul des quantités q_i pour chaque temps t_i a été également effectué (Tab. I). La probabilité cumulée de survie $S(t)$ à un mois, est calculée comme le produit des q_i :

$$S(t) = 0,966 \times 0,965 \times 0,964 \times 0,962 = 0,86.$$

La probabilité cumulée de survie au mois de mai 2006 dans le site de Oualidia est donc de 86 %.

Tableau I. Fonction de survie pour trente moules issues de la lagune de Oualidia (date de point fixée au 23 juin 2006). n_i : nombre de sujets au temps t_i , d_i : nombre de morts.

classement	N°du sujet	Duré de suivi (jours)	n_i	d_i	q_i	$S(t)$
1	8	10	30	1	0,966667	0,86666667
2	9	12	29	1	0,965517	
3	10	19	28	1	0,964286	
4	3	20	27	1	0,962963	
5	5	30	30	0	1	
6	6	30	30	0	1	
7	19	30	30	0	1	
8	14	30	30	0	1	
9	20	30	30	0	1	
10	11	30	30	0	1	
11	17	30	30	0	1	
12	21	30	30	0	1	
13	22	30	30	0	1	
14	24	30	30	0	1	
15	25	30	30	0	1	
16	26	30	30	0	1	
17	27	30	30	0	1	
18	28	30	30	0	1	
19	1	30	30	0	1	
20	29	30	30	0	1	
21	2	30	30	0	1	
22	15	30	30	0	1	
23	18	30	30	0	1	
24	4	30	30	0	1	
25	13	30	30	0	1	
26	7	30	30	0	1	
27	16	30	30	0	1	
28	23	30	30	0	1	
29	12	30	30	0	1	
30	30	30	30	0	1	

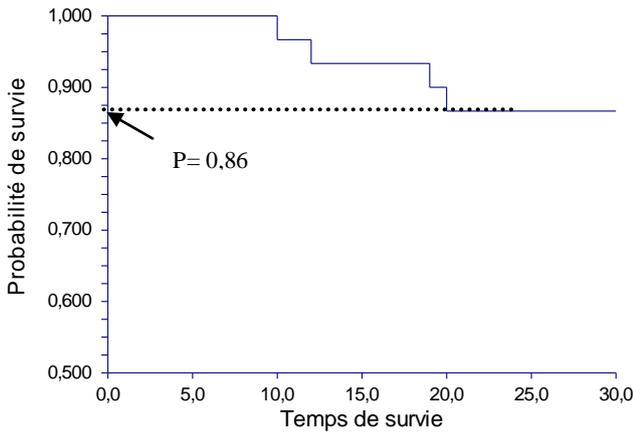


Figure 2. Représentation graphique de la courbe de survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue de la lagune de Oualidia (mai 2006).

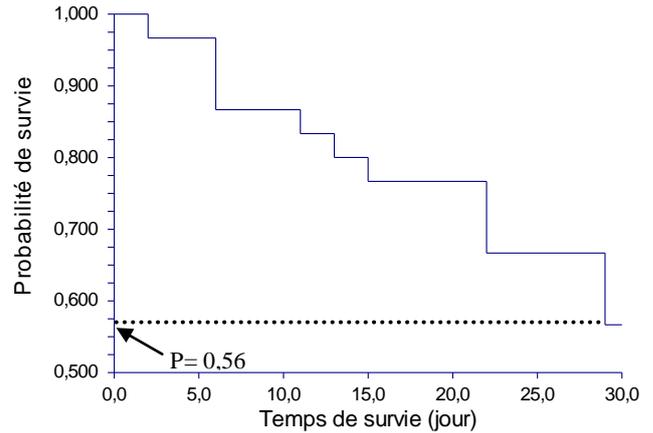


Figure 3. Représentation graphique de la courbe de survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue de la station de Jorf Lasfar (mai 2006).

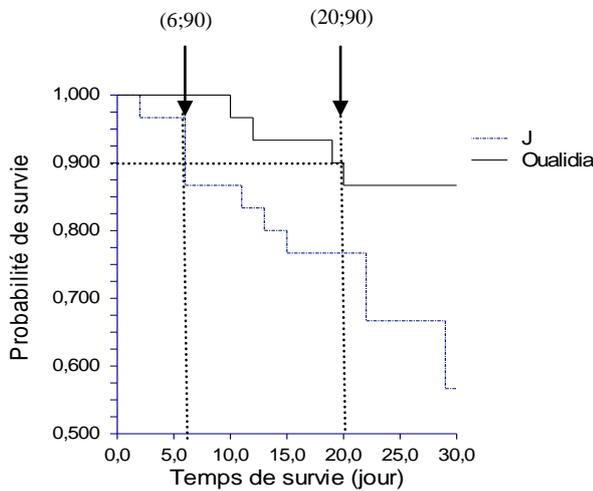


Figure 4. Comparaison de la durée de survie (à 90% de survivants) de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue du site de Jorf-Lasfar (J) et de la lagune Oualidia durant le mois de mai 2006.

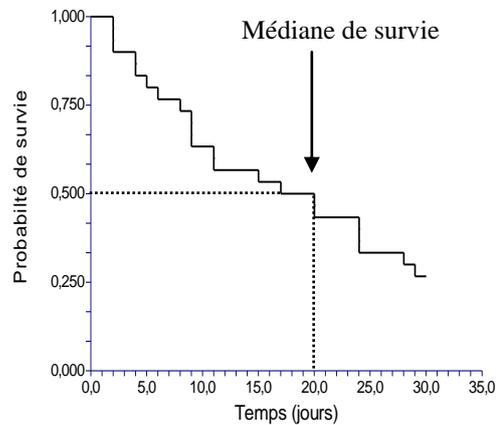


Figure 5. Représentation graphique de la survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue de la station de Jorf-Lasfar (juillet 2006).

Evolution de la survie

La figure 2 présente l'évolution de la survie en fonction du temps avec, en ordonnées, la probabilité cumulée de survie (entre 1 et 0) et, en abscisses, la durée du suivi en unités de temps. Dans la présente étude, le jour est choisi comme unité de temps. Cette représentation en marches d'escalier correspond à une fonction décroissante au cours du temps.

Si l'on prend comme exemple les animaux issus de la lagune de Oualidia au mois de mai 2006, le premier décès a lieu 10 jours après le début du suivi. Le deuxième est noté au 12^{ème} jour, et le troisième au bout de 19 jours. Le dernier décès survenu est relevé au 20^{ème} jour. Aucun cas de mortalité supplémentaire n'a été relevé durant la durée qui s'est écoulée entre la date du dernier cas et celle de la fin d'étude. De ce fait, les individus restants ont survécu au moins plus de trente jours. La probabilité de survie de ce

groupe (pour survivre plus de trente jours) est de 0,86 ; soit 86 % (Fig. 2).

Quant aux moules de la station de Jorf Lasfar récoltées pendant le même mois (Fig. 3), 13 individus sont morts pendant la durée du suivi. La première mortalité a été constatée au 2^{ème} jour, suivie de trois au 6^{ème} jour, puis d'une seule mort aux jours 11, 13 et 15, et enfin de trois au 22^{ème} et 29^{ème} jours du suivi (Fig. 3). La probabilité de survivre au delà du 30^{ème} jour pour les moules de cette station est de 56 % (Fig. 3).

Médiane de survie

Chez les animaux de la lagune de Oualidia et ceux de la station de Jorf Lasfar récoltés au mois de mai 2006, une mortalité inférieure à 50 % a été observée durant le suivi. La médiane de survie n'est donc pas calculable. De ce fait, les pourcentages de survivants de 75 %, 90 % ou 95 % sont alors à considérer. En effet, le pourcentage de 90 % des

survivants correspond à 6 et 20 jours respectivement pour les moules de la station de Jorf Lasfar et celles de Oualidia (Fig. 4).

Dans la station de Jorf Lasfar, le temps léthal pour 50 % des moules de cette station, observé en juillet 2006, correspond au 20^{ème} jour du suivi, médiane de survie de ces animaux (Fig. 5).

La comparaison des animaux des deux stations d'étude montre qu'au 20^{ème} jour du suivi, seulement 10% des individus de la lagune de Oualidia sont morts alors que la mortalité a été de 50 % dans la station de Jorf Lasfar à la même date (Fig. 5).

Comparaison inter-stations

La Figure 4 montre deux courbes de survie des groupes de la station de Jorf Lasfar et de la lagune de Oualidia..

L'utilisation du test de log-rank pour la comparaison statistique de la probabilité de survie entre les deux stations montre que les probabilité de survie des moules de la station de Jorf-Lasfar et de celles de la lagune de Oualidia sont significativement différentes au seuil de 5% ($\chi^2 = 6,19$ avec DL = 1). Cette valeur confirme que les deux groupes de moules ont une différence de probabilité de survie hautement significative.

Evolution temporelle

Lagune de Oualidia

La Figure 6 illustre la probabilité de survie durant les mois de mars, mai, juillet, septembre, novembre 2006 et janvier 2007 (un mois sur deux) des moules issues de la station Oualidia :

La comparaison de la probabilité de survie durant les différents mois de prélèvement dans la lagune de Oualidia (Tab. II) montre que le taux de mortalité le moins élevé a été enregistré chez les moules prélevées en mars 2006 (probabilité de survie a plus élevée, 90%), suivies de celles du mois de mai (86%), puis de celles du mois de novembre (80%).

Les animaux provenant des campagnes de septembre 2006 et janvier 2007 ont une même probabilité de survie (76%). Les moules du mois de juillet 2006 présentent le taux de mortalité le plus élevé, et par conséquent la probabilité de survie la plus faible (73%). Le test du log-rank ne révèle aucune différence significative entre les différents groupes étudiés durant ce suivi. Ceci indique que la variation saisonnière n'a probablement pas d'effets sur la survie des moules issues de la lagune de Oualidia.

Station de Jorf-Lasfar

Pour les animaux issus de cette station, le maximum d'individus morts (22) a été observé au mois de juillet et le minimum (11) en mars (Tab. III). Le nombre de morts est

de 13, 19, 17, et 12 aux mois de mai, septembre, novembre 2006 et janvier 2007 respectivement. La plus grande probabilité de survie des moules de cette station est observée au mois de mars avec une valeur de 0,63. La probabilité de survie la plus faible est de 0,26 ; relevée en juillet. Pour les autres mois d'étude, nous avons noté une probabilité de survie de 0,56 pour les moules prélevées en mai ; de 0,43 en novembre et de 0,60 en janvier 2007. La comparaison entre les différentes courbes de survie des animaux de cette station montre une différence hautement significative entre les moules de juillet et celles de mars et janvier (Tab. III).

Effet de la température et de l'Indice de condition

Dans la présente étude, nous avons choisi deux variables (prédictives) pouvant éventuellement agir sur la survie de l'animal : un paramètre biométrique, l'Indice de Condition (IC), et la température de l'eau des bacs comme paramètre abiotique. Les résultats relatifs à ces deux variables sont reportés dans les figures 7 et 8.

Durant les six mois de suivi, les animaux de la lagune de Oualidia ont présenté l'IC le plus faible (12,09) au mois de mars 2006 ; cependant, le taux de « remplissage de la coquille » le plus élevé (27,05) a été noté au mois de novembre de la même année (Fig. 7A).

Pour la station J, une augmentation de l'IC des moules a été noté à partir du mois de mai. Le maximum a été obtenu au mois de janvier 2007 (Fig. 7B).

La température de l'eau de mer dans les bacs d'élevage varie de 13,5°C au mois de mars 2006 à 25,4°C au mois de juillet 2006.

Le modèle de Cox a été utilisé pour comparer la survie de deux groupes de moules issues de Oualidia et de Jorf Lasfar, en tenant compte de la température et de l'IC comme des co-variables. La valeur de p indique l'existence ou non d'une différence statistiquement significative entre les variables. Les résultats (Tab. IV et V) montrent que la température a un effet hautement significatif sur la survie dans les deux sites d'étude. L'exponentielle du coefficient de la température $\exp(b) = 1,0886$ (lagune de Oualidia) et $\exp(b) = 1,0931$ (station de Jorf Lasfar) indique qu'un individu ayant un degré de température plus élevé qu'un autre (avec le même IC) a un risque plus grand de mourir, soit un facteur de 1,08 pour les moules de la lagune de Oualidia et de 1,09 pour les moules de la station de Jorf Lasfar. D'autre part, Il faudrait signaler, dans ce cas, que les intervalles de confiance (1,0046-1,1796 et 1,0433 - 1,1453) supérieurs à 1, indiquent un effet significatif de la température. Concernant l'IC, et selon l'intervalle de confiance (0,8824 - 1,1179 et 0,9503 - 1,0461), ce paramètre n'a aucun effet sur la survie.

DISCUSSION

Les bivalves peuvent jouer le rôle de bio-indicateur de la qualité des eaux où ils vivent, grâce notamment à leur pouvoir de nutrition et leur mode d'accumulation des

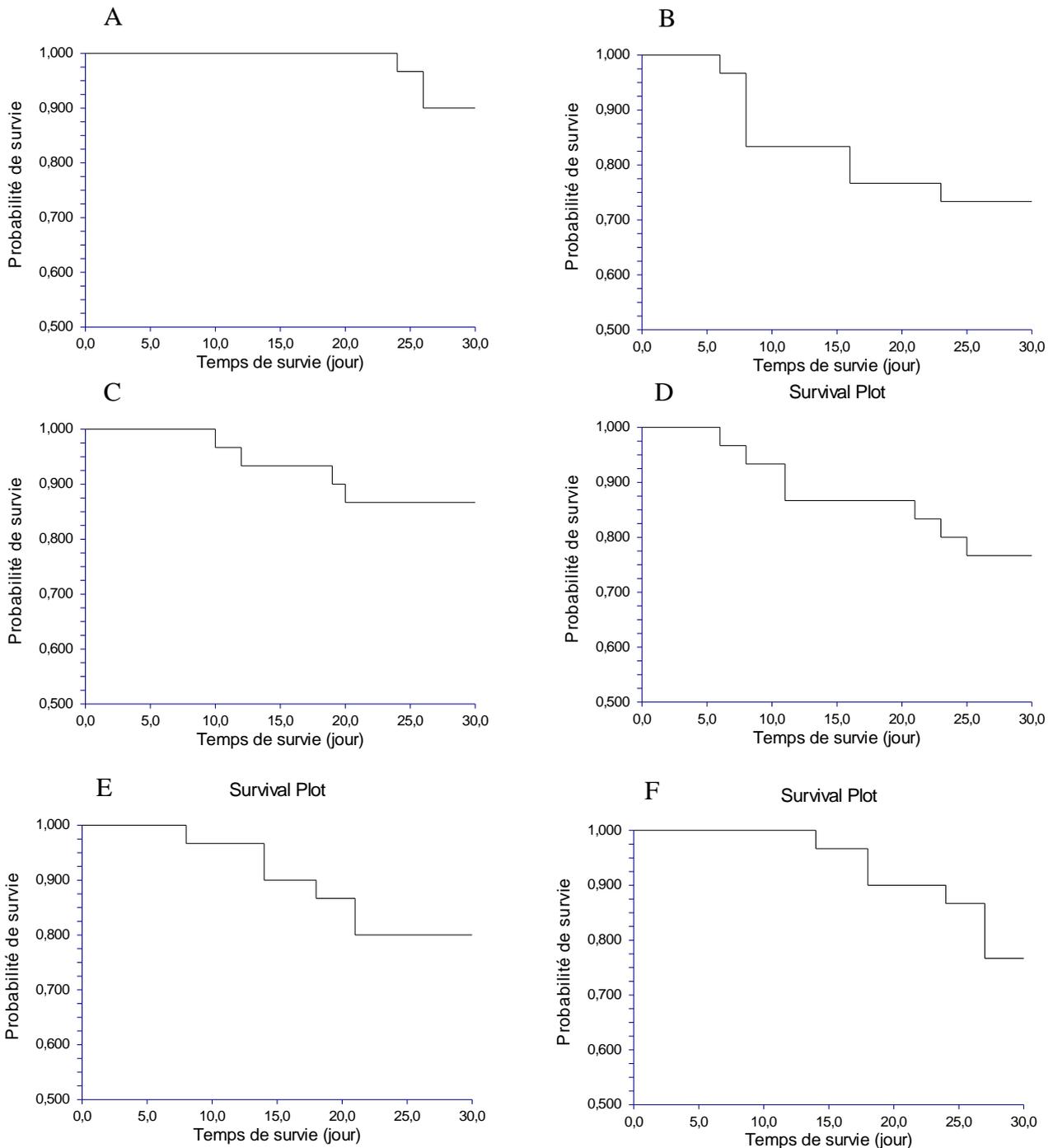


Figure 6. Probabilité de survie de la moule *Mytilus galloprovincialis* issue de la lagune de Oualidia durant les mois de mars (A), mai (B), juillet (C), septembre (D), novembre 2006 (E) et janvier 2007(F).

polluants. Certaines modifications du comportement, de croissance, et de la reproduction conduisent à la survie de l'espèce ou à une perturbation de sa dynamique des populations, voire à sa disparition dans des milieux pollués (Caswell 2001).

Le suivi mené sur les moules de la lagune de Oualidia montre que la probabilité de survie varie d'un mois à un autre, avec 0,73 notée chez les animaux prélevés en juillet 2006 et 0,90 chez ceux de mars 2006. Cette variation de la probabilité de survie reste négligeable et statistiquement

non significative pour tous les mois du suivi. Cependant, la comparaison de ces résultats avec ceux des moules de la station de Jorf Lasfar, où la probabilité de survie est plus faible, montre des différences significatives.

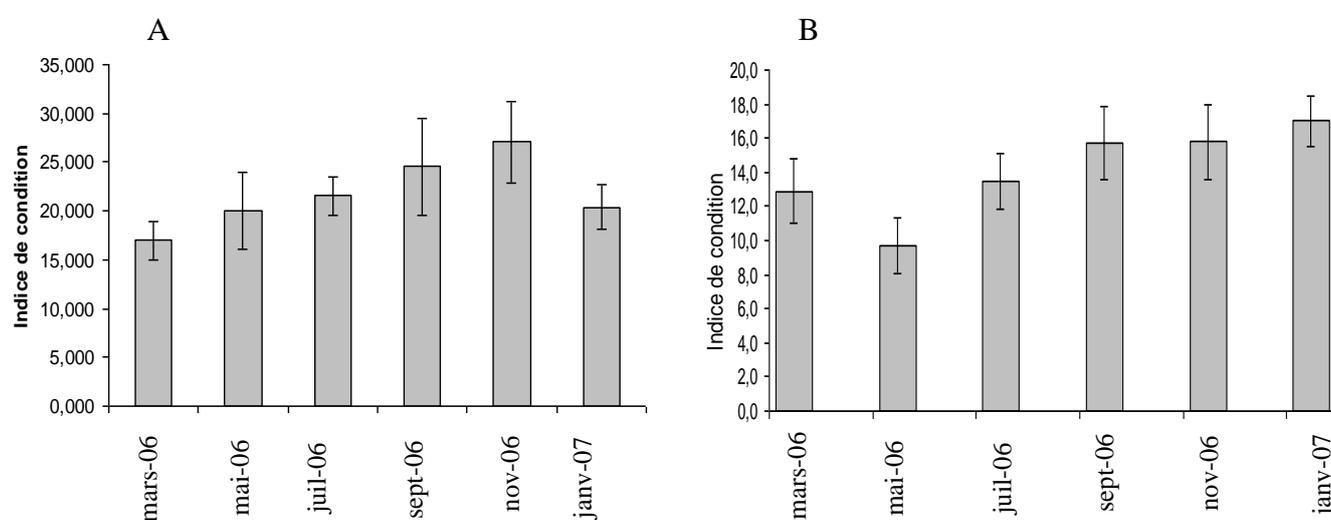
Par ailleurs, le site de Jorf Lasfar a fait l'objet de plusieurs travaux entrant dans le cadre de l'étude de l'état de la santé publique dans la région. Ces travaux ont montré la présence de métaux toxiques aussi bien dans le sédiment que dans certains animaux et algues (Kaimoussi 1996, 2001, Essadaoui *et al.* 1998, Cheggour *et al.* 1999, Sif *et al.* 2003,

Tableau II. Probabilité de survie, écart-type, nombre de survivants, nombre de morts et durée de survie pendant le suivi 2006-2007 chez les moules de la lagune de Oualidia.

Date	Taille de l'échantillon (n)	Temps de survie (jours)	Fonction de survie S (t)	Ecart-type de S (t)	morts	survivants
Mars 2006	30	26	0,90	0,055	3	27
Mai 2006	30	20	0,867	0,062	4	26
Juillet 2006	30	23	0,733	0,081	8	22
Septembre 2006	30	25	0,767	0,077	7	23
Novembre 2006	30	21	0,800	0,073	6	24
Janvier 2007	30	24	0,767	0,077	7	23

Tableau III. Probabilité de survie, écart-type, nombre de survivants, nombre de morts et durée de survie pendant le suivi 2006-2007 chez les moules de la station de Jorf-Lasfar.

Date	Taille de l'échantillon (n)	Temps de survie (Jours)	Fonction de survie S (t)	Ecart-type de S (t)	morts	survivants
Mars 2006	30	23	0,63	0,08	11	19
Mai 2006	30	29	0,56	0,09	13	17
Juillet 2006	30	29	0,26	0,08	22	8
Septembre 2006	30	21	0,36	0,08	19	11
Novembre 2006	30	29	0,43	0,09	17	13
Janvier 2007	30	24	0,60	0,08	12	18

Figure 7. Variation mensuelle de l'indice de condition de la moule *Mytilus galloprovincialis* de la lagune de Oualidia (A) et de la station de Jorf-Lasfar (B).

Moustaid *et al.* 2005, Merzouki *et al.* 2009). Il s'agirait d'une pollution qui provient majoritairement des rejets liquides-solides riches en phosphogypses déversés dans l'eau de mer par le complexe phosphatier. Cette situation pourrait donc expliquer en partie la probabilité de survie notée chez les animaux du site de Jorf-Lasfar.

D'autre part, plusieurs travaux ont utilisé la méthode de la survie pour étudier l'effet de quelques facteurs (salinité, température, aliments...) sur des invertébrés (Ducrot 2005, Spromberg & Birge 2005). Piscart (2004) a montré à l'aide de la méthode de Kaplan-Meier lors de l'étude de la

biodiversité des macro-invertébrés de la Meurthe que la salinité affecte fortement la structure et la composition de ces communautés à partir de concentrations supérieures à 1,4 g.l⁻¹. D'autre part, Armitage *et al.* (1996) ont montré que la probabilité de survie et la capacité d'alimentation des larves de l'insecte *Chironomus riparius* dépendent du stade larvaire. Cependant, ces études de la survie ont adopté l'analyse univariée. Le modèle de Cox présente une certaine originalité du présent travail, en permettant d'étudier l'effet simultané de la température et de l'indice de condition sur la survie chez les moules.

Tableau IV. Modèle de régression de Cox appliqué à l'effet de l'indice de condition et de la température des moules de la lagune de Oualidia. b : coefficient de régression ; SE : écart-type de coefficient de régression ; P : niveau de probabilité ; Exp (b) : exponentiel de (b) ; 95% CI de Exp (b) : intervalles de confiance de Exp (b).

variables	b	SE	P	Exp (b)	95% CI de Exp (b)
Indice de condition	-0,0068	0,0607	0,9106	0,9932	0,8824- 1,1179
Température	0,0849	0,0412	0,0393	1,0886	1,0046- 1,1796

Tableau V. Modèle de régression de Cox appliqué à l'effet de l'indice de condition et de la température des moules de la lagune de la station de Jorf-Lasfar. b : coefficient de régression ; SE : écart-type de coefficient de régression ; P : niveau de probabilité ; Exp (b) : exponentiel de (b) ; 95% CI de Exp (b) : intervalles de confiance de Exp (b).

variables	b	SE	P	Exp (b)	95% CI de Exp (b)
Indice de condition	-0,0029	0,0246	0,9053	0,9971	0,9503 - 1,0461
Température	0,0890	0,0239	0,0002	1,0931	1,0433 - 1,1453

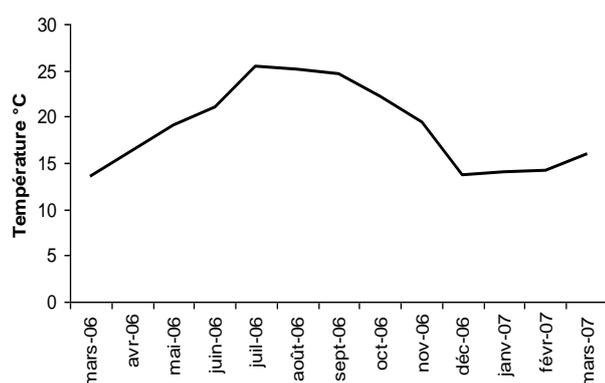


Figure 8. Variation mensuelle de la température de l'eau de mer des bacs d'élevage des moules.

Il est important de signaler que le test du log-rank est approprié si les survies respectent le principe des risques proportionnels. Pour vérifier grossièrement cette hypothèse, il suffit de s'assurer que les courbes de survie de chacun des groupes ne se croisent pas (Bland & Douglas 2004, Laporte 2005). Dans le cas où les courbes de survie se croisent, d'autres tests sont utilisés, entre autre le test de Gehan-Wilcoxon (Gehan 1965), permettant de réaliser une pondération en fonction de l'effectif disponible, en donnant moins d'importance à la différence lorsque le nombre de patients à risque diminue dans le temps.

L'étude de la survie de la moule *Mytilus galloprovincialis*, au laboratoire pourrait être un outil éventuel aux études de bio-surveillance, garantissant le suivi des écosystèmes.

CONCLUSION

Les résultats du présent travail nous ont permis de trouver une similitude de la probabilité de survie entre les moules de la même station durant les différents mois du suivi. D'autre part, la comparaison entre les animaux de la lagune de Oualidia et ceux de la station de Jorf Lasfar a révélé une différence hautement significative. En outre l'application de la méthode de Cox s'avère un outil statistiquement efficace pour déceler l'effet de multiple facteurs sur la survie des moules. La réponse de la moule *Mytilus galloprovincialis* aux conditions de l'expérience a montré sa valeur écologique qui lui permet une large utilisation comme un bio-indicateur du milieu aquatique.

En perspective, l'expérience doit être généralisée pour d'autres sites en analysant la concentration de certains micropolluants, notamment les métaux lourds qui caractérisent la nature de l'industrie de la région. Le couplage de la méthode de survie à l'étude de quelques paramètres, tant biométriques de la moule, que physico-chimiques du milieu ainsi que le dosage de certains micropolluants permettront de construire des modèles mathématiques et bio-statistiques du suivi de la moule *Mytilus galloprovincialis*.

Références

- Armitage P.D & Gunn R.J.M. 1996. Differential response of benthos to natural and anthropogenic disturbances in 3 lowland streams. *Intern. Rev. Gesamten Hydrobiol.*, 2, 161-181.
- Bland J.M & Douglas G.A. 2004. Statistics Notes, The log rank test. *British Medical J.*, 328, 1073.
- Böhmer P.E. 1912. *Theorie der unabhängigen Wahrscheinlichkeiten Rapports*. In: Mémoires et procès verbaux du septième congrès international d'actuaire. Amsterdam, 2, 327-343.

- Caswell H. 2001. *Matrix Population models : construction, analysis, and interpretation*, second edition. Sinauer Associates (Eds), Sunderland, Massachussets, USA, 722 p.
- Cheggour M., Langstan W.J., Chafik A., Texier H., Idrissi H. & Boumezzough A. 1999. Phosphate industry discharges and their impact on metal contamination and intertidal macrobenthos: Jorf-Lasfar and Safi coastline (Morocco). *Toxicol. Environ. Chem.*, 70, 159-179.
- Cox D.R. 1972. Regression models and life table (with discussion). *J. R. Stat. Soc.*, B34, 187-202.
- De Pirro M. & Marshall D.J. 2005. Phylogenetic differences in cardiac activity, metal accumulation and mortality of limpets exposed to copper: a Prosobranch-Pulmonate comparison. *J. Experim. Mar. Biol. Ecol.*, 322, 29-37.
- Ducrot V., Usseglio-Polatera P., Péry A.R.R., Mouthon J., Lafont M., Roger M.-C., Garric J. & Férrard J.-F. 2005. Using aquatic macroinvertebrate species traits to build test batteries for sediment toxicity assessment: accounting for the diversity of potential biological responses to toxicants. *Environ. Toxicol. and Chem.*, 24, 2306-2315.
- Escher B.I. & Hermens J.L.M. 2002. Modes of action in ecotoxicology: their role in body burdens, species sensitivity, QSARs, and mixture effects. *Environ. Sci. and Technol.*, 36, 4201-4217.
- Essadaoui A., Sif J. & Kerambrun P. 1998. Effet du cadmium sur l'activité de l' α -amylase chez *Mytilus galloprovincialis*. *Mar.Life*, 8, 1-2, 51-61.
- Forbes V.E. 1996. *Impact d'un changement taxonomique ou fonctionnel pour la bio-évaluation des communautés de macro invertébrés benthiques*. Mémoire Univ Lyon 1, 43 p.
- Gehan E. 1965. A generalized Wilcoxon test for comparing arbitrarily singly-censored. *Data Biometrika*, 52, 202-223.
- Jolly D., Ankri J., Chapuis F., Czernichow P. & Guillemain F. 2005. *Lecture critique d'articles médicaux*. Masson Paris, 218 p.
- Kaimoussi A. 1996. *Étude de la variabilité de l'accumulation des métaux lourds dans les différents compartiments (sédiments, mollusques et algues) du littoral de la région d'El Jadida*. Thèse 3^e cycle, Univ. Chouaib-Doukkali, Fac. Sci. El Jadida, Maroc, 147 p.
- Kaimoussi A., Chafik A., Mouzahir A. & Bakkas S. 2001. The impact of industrial pollution on the Jorf Lasfar coastal zone (Morocco, Atlantic Ocean): the mussel as an indicator of metal contamination. *C. R. Acad. Sci. Paris.*, 333, 337-341.
- Kaplan E.L. & Meier P. 1958. Non parametric estimation from incomplete observations. *J. Am. Stat. Assoc.*, 53, 457-481.
- Laporte S. 2005. Comment lire une courbe de survie? *Methodologie*, 11, 6, 419-423.
- Merzouki M., Talib N. & SIF J. 2009. Indice de condition et teneurs de quelques métaux (Cu, Cd, Zn et Hg) dans les organes de la moule *Mytilus galloprovincialis* de la côte d'El Jadida (Maroc) en mai et juin 2004. *Bul. Inst. Sci.*, sect. Sci. Vie, 31, 1, 21-26.
- Moustaid K., Nasser B., Baudrimont I., Anane A., El Idrissi M., Bouzidi A & Edmond E.C. 2005. Évaluation comparée de la toxicité des moules (*Mytilus galloprovincialis*) de deux sites du littoral atlantique marocain. *C.R. Biologie*, 328, 281-289.
- Parkerton T.F & Konkel W.J. 2000. Application of quantitative structure-activity relationships for assessing the aquatic toxicity of phthalate esters. *Ecotoxicol. and Environ. Safety*, 45, 61-78.
- Piscart C. 2004. *Rôle de la salinité dans la dynamique et la régulation de la biodiversité des communautés de macroinvertébrés dulçaquicoles*. Thèse, Univ. Metz, France, 213 p.
- Sif J., Essadaoui, A. & Ferssiwi A. 2003. Concentration du Cu, Zn et Cd au niveau de la glande digestive de *Mytilus galloprovincialis* : rôle des métallothionéines dans la détoxification des métaux lourds. *J. Rech. Océanogr.*, 27, 3, 284-287.
- Spromberg J.A. & Birge J. 2005. Modeling the effects of chronic toxicity on fish population: the influence of life history strategies. *Environ. Toxicol. Chem.*, 24, 1532-1540.
- Stephan C.E. & Rogers J.W. 1985. Advantages of using regression analysis to calculate results of chronic toxicity tests, in Balmer R.C. & Hansen D.J. (Eds) - *Aquatic toxicology and hazard assessment: Eighth Symposium*, ASTM STP 891. American Society for Testing and Masterials, Philadelphia, 328-338.
- Tremolada P., Finizio A., Villa S., Gaggi C & Vighi M. 2004. Quantitative inter-specific chemical activity relationships of pesticides in the aquatic environment. *Aquatic Toxicol.*, 67, 87-103.
- Van Leeuwen C.J., Van Der Zandt T.J. 1992. Application of QSARs, extrapolation and equilibrium partitioning in aquatic effect assessment. I. Narcitic industrial pollutants. *Environ. Toxicol. Chem.*, 11, 267-282.

Manuscrit reçu le 11 février 2011

Version modifiée acceptée le 31 octobre 2012