

La prédiction des taux d'infection minimaux dans les moustiques *Culex pipiens-restuans* issus du système de surveillance intégrée du virus du Nil occidental du Québec, en fonction des données météorologiques

Julie Ducrocq^{1*}, Karl Forest-Bérard¹, Najwa Ouhoumane¹, Elhadji Laouan Sidi¹, Antoinette Ludwig², Alejandra Irace-Cima¹

Résumé

Contexte : Le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) du Québec s'est montré intéressé par le développement d'un outil d'alerte précoce pour identifier les éclosions humaines saisonnières d'infection par le virus du Nil occidental, afin de moduler ses interventions en santé publique. L'objectif de cette étude était de déterminer si un outil de prédiction des taux d'infection minimaux dans les moustiques du complexe *Culex pipiens-restuans*, un indicateur du risque humain, avant la saison des moustiques, pouvait être développé et facilement utilisable, en employant les données météorologiques.

Méthodes : Le taux d'infection minimal annuel (nombre de lots positifs/nombre de moustiques) a été calculé pour 856 pièges entomologiques déployés de 2003 à 2006, et de 2013 à 2018 dans le sud du Québec. Les coefficients de détermination (R^2) ont été estimés à l'aide du jeu de données de validation (un tiers des données sélectionnées aléatoirement) avec des équations d'estimation généralisées. Celles-ci ont été préalablement ajustées avec une méthode descendante et des termes polynomiaux, en utilisant le restant des données (représentant le jeu d'entraînement contenant les deux tiers des données), afin de minimiser les critères d'information bayésienne. Les températures moyennes et les précipitations ont été regroupées selon cinq échelles temporelles (par mois, par saison et par groupes de 4, 6 et 10 mois).

Résultats : Les températures moyennes et les précipitations cumulatives des mois précédents de mars ($R^2 = 0,37$), mai ($R^2 = 0,36$), décembre ($R^2 = 0,35$) et la saison automnale ($R^2 = 0,38$) ont expliqué environ 40 % des variations des taux d'infection minimaux annuels dans les *Culex pipiens-restuans*. L'inclusion de la variable « année d'échantillonnage » dans tous les modèles de régression a augmenté la capacité prédictive (R^2 entre 0,42 et 0,57).

Conclusion : Tous les modèles de régression explorés ont des capacités prédictives trop faibles pour être utiles comme outil de santé publique. L'ajout d'autres facteurs associés à l'épidémiologie du virus du Nil occidental à ce type de modèle devrait être exploré.

Citation proposée : Ducrocq J, Forest-Bérard K, Ouhoumane N, Laouan Sidi E, Ludwig A, Irace-Cima A. La prédiction des taux d'infection minimaux dans les moustiques *Culex pipiens-restuans* issus du système de surveillance intégrée du virus du Nil occidental du Québec, en fonction des données météorologiques. *Relevé des maladies transmissibles au Canada* 2022;48(5):220–32. <https://doi.org/10.14745/ccdr.v48i05a03f>

Mots-clés : épidémiologie, éclosions, outil de prévision, Québec, virus du Nil occidental

Cette oeuvre est mise à la disposition selon les termes de la licence internationale [Creative Commons Attribution 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)



Affiliations

¹ Institut national de santé publique du Québec, Montréal, QC

² Opérations et interventions scientifiques, Laboratoire national de microbiologie, Agence de la santé publique du Canada, Saint-Hyacinthe, QC

*Correspondance :

julie.ducrocq@inspq.qc.ca



Introduction

Le virus du Nil occidental (VNO) est la plus importante infection transmise par les moustiques au Québec depuis les deux dernières décennies (1). Depuis 2000, un système provincial de surveillance spécifique à cet arbovirus a été mis en place (2), un an après sa première détection en Amérique du Nord, à la suite d'une éclosion de maladies neuroinvasives dans l'État de New York, aux États-Unis (3). Ce système est composé d'une surveillance passive rehaussée des humains, des oiseaux sauvages malades ou morts (qui agissent comme réservoirs ou hôtes accidentels) et d'une surveillance active des moustiques (4). L'introduction du VNO au Québec a été confirmée en 2002 par le système de surveillance avec des premiers cas d'infection chez des oiseaux et des cas humains acquis localement (5,6). Les cas neurologiques d'infection par le VNO représentent généralement une très faible proportion (environ 1 %) des personnes infectées puisque 70 % à 80 % des infections demeurent asymptomatiques, tandis que les autres présentent des symptômes non spécifiques (i.e. : syndrome grippal) (3). Entre 2003 et 2018, un total de 541 cas (dont 24 décès) ont été déclarés au Québec avec les présentations cliniques suivantes : syndrome neurologique (70 %), non neurologique (23 %), asymptomatique (6 %) et inconnue (1 %) (1). Deux éclosions ont été observées en 2012 ($n = 134$; 30 % des cas de partout au Canada) et 2018 ($n = 200$; 46 % des cas de partout au Canada) (1,7). Des fluctuations annuelles du nombre de cas humains ont été observées dans d'autres régions (8,9) et semblent être associées à des phénomènes se produisant à différentes échelles géographiques et temporelles (10) (i.e. selon les interactions locales entre les moustiques, les oiseaux et les humains, les facteurs environnementaux et les fluctuations climatiques à grande échelle comme le phénomène d'oscillation australe El Niño) (11–14).

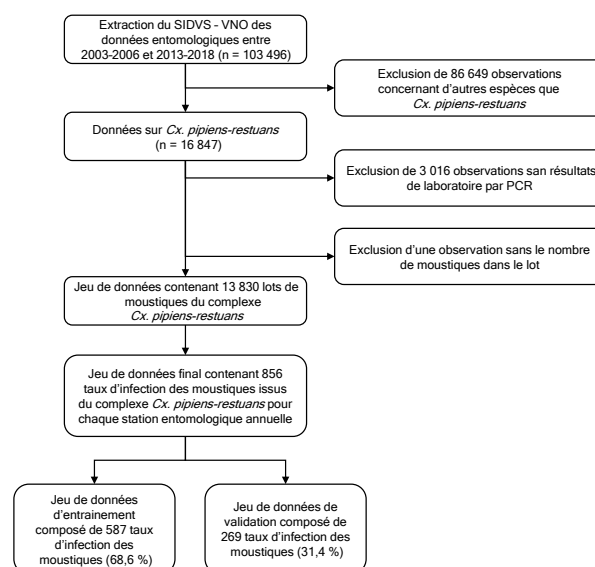
Les scientifiques travaillent encore à comprendre et à identifier les facteurs qui influencent les éclosions d'infections causées par le VNO, et à élaborer des modèles qui seraient en mesure de prédire quand et où ces éclosions pourraient se produire. Le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) s'est montré intéressé par le développement d'un outil d'alerte précoce pour identifier les éclosions à l'avance et utiliser ces résultats pour atténuer les risques et réduire l'exposition humaine en modulant leurs interventions. Ces outils sont généralement basés sur les données météorologiques afin de prédire une éclosion potentielle avec un délai allant de quelques semaines à quelques mois avant que les indicateurs du système de surveillance confirment la circulation du VNO (15). La température et les précipitations sont les prédictors des infections associés au VNO les plus couramment utilisés (16). L'objectif principal de ce projet est de déterminer si un outil d'alerte précoce basé sur les données météorologiques pourrait prédire les taux d'infection par le VNO dans les moustiques.

Méthodes

L'historique du système de surveillance intégrée du VNO au Québec (avec les composantes humaines, animales et entomologiques) est décrite ailleurs (17). Une revue de la littérature scientifique a été faite pour élaborer un graphe acyclique dirigé (**figure A1**) afin de conceptualiser les relations entre les facteurs potentiellement associés au VNO et identifier les variables importantes à inclure dans les modèles prédictifs, à l'aide de l'outil DAGitty (18).

Les données de 13 830 lots de moustiques du complexe *Culex pipiens-restuans*, car ces deux espèces (*Cx. pipiens* et *Cx. restuans*) ne peuvent être différenciées morphologiquement (19), ont été extraites du Système intégré des données de vigie sanitaire du virus du Nil occidental (20) pour calculer le taux d'infection minimal (TIM) annuel (nombre de lots positifs/nombre de moustiques dans chaque lot) (**figure 1**). Les TIM ont été calculés pour chacun des 856 lots de moustiques, regroupées pour chaque piège déployé chaque année (i.e. le piège-année) et distancés par un rayon supérieur ou égal à 1 km² puisque cela représente la distance moyenne de déplacement de *Cx. pipiens-restuans* (21) et la résolution spatiale des données météorologiques (1 km²). La surveillance des moustiques a été effectuée de façon non homogène dans 12 des 18 régions sociosanitaires (RSS), avec un plus grand nombre de lots de moustiques testés pour les RSS de Montréal et de la Montérégie (**tableau 1**), sauf depuis 2017, où 49 pièges entomologiques ont été déployés chaque année, dans le sept mêmes RSS (Montréal = 5, Laval = 4, Montérégie = 5, Outaouais = 7, Lanaudière = 7, Mauricie-Centre-du-Québec = 7 et Capitale-Nationale = 14).

Figure 1 : Organigramme des données entomologiques extraites du Système intégré des données de vigie sanitaire du virus du Nil occidental du Québec



Abréviations : *Cx. pipiens-restuans*, *Culex pipiens-restuans*; PCR, réaction en chaîne par polymérase; SIDVS-VNO, Système intégré des données de vigie sanitaire du virus du Nil occidental

**Tableau 1 : Description des taux d'infection minimaux de *Culex pipiens-restuans* et des données météorologiques à différentes échelles géographiques et temporelles**

Variables spatio-temporelles	Nombre d'entrées de données	Taux d'infection minimal pour 1 000 moustiques		Température moyenne aux pièges entomologiques		Précipitations moyennes aux pièges entomologiques	
		n	IC à 95 %	n	min.; max.	n	min.; max.
Province du Québec	856	3,1 ^a	2,2; 4,0 ^a	6,3	2,1; 8,2	3,0	2,2; 4,3
Régions sociosanitaires (RSS)							
01 – Bas-Saint-Laurent	0	–	–	–	–	–	–
02 – Saguenay – Lac-Saint-Jean	6	0	0; 45,9	2,5	2,1; 2,9	2,6	2,4; 2,8
03 – Capitale Nationale	40	4,4	1,5; 7,3	5,0	3,5; 7,8	3,5	2,9; 4,3
04 – Mauricie et Centre-du-Québec	28	1,6	0; 4,0	5,4	4,4; 7,2	3,1	2,3; 3,5
05 – Estrie	8	0	0; 36,9	5,8	5,0; 7,0	3,5	3,0; 3,8
06 – Montréal	265	3,1	2,2; 3,9	6,4	5,7; 8,2	3,0	2,4; 3,9
07 – Outaouais	47	3,1	0; 7,3	6,0	3,5; 7,8	2,9	2,2; 3,9
08 – Abitibi-Témiscamingue	3	0	0; 70,8	3,2	3,1; 3,3	2,7	2,7; 2,8
09 – Côte-Nord	0	–	–	–	–	–	–
10 – Nord-du-Québec	0	–	–	–	–	–	–
11 – Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	0	–	–	–	–	–	–
12 – Chaudière-Appalaches	8	0	0; 36,9	4,6	3,7; 6,2	3,1	2,7; 3,6
13 – Laval	82	4,9	3,1; 6,7	6,5	5,7; 8,0	3,0	2,5; 4,0
14 – Lanaudière	36	3,5	0,6; 6,5	6,7	5,4; 7,8	3,1	2,3; 4,0
15 – Laurentides	70	4,8	2,0; 7,7	6,4	5,3; 8,0	3,2	2,6; 4,2
16 – Montérégie	263	3,9	2,9; 5,0	6,5	5,3; 8,1	2,9	2,4; 3,9
17 – Nunavik	0	–	–	–	–	–	–
18 – Terres-Cries-de-la-Baie-James	0	–	–	–	–	–	–
Analyse globale de type 3 : Khi-carré (valeur-p) ^b	–	9,9	0,5	23,3	0,02	17,2	0,1
Année							
2003	118	3,0	1,7; 4,4	5,5	3,1; 6,3	2,6	2,3; 3,4
2004	86	0,9	0; 2,1	5,7	2,1; 6,5	3,1	2,4; 3,8
2005	146	3,4	2,0; 4,8	6,5	3,7; 7,0	3,1	2,4; 4,3
2006	65	0,2	0; 0,4	7,5	6,8; 7,9	3,8	3,1; 4,2
2007	0	–	–	–	–	–	–
2008	0	–	–	–	–	–	–
2009	0	–	–	–	–	–	–
2010	0	–	–	–	–	–	–
2011	0	–	–	–	–	–	–
2012	0	–	–	–	–	–	–
2013	63	5,5	3,2; 7,8	7,1	6,4; 7,5	2,8	2,4; 3,1
2014	199	4,2	2,7; 5,6	6,0	5,7; 6,2	3,0	2,8; 3,2
2015	45	5,6	2,6; 8,7	6,2	4,5; 6,5	2,7	2,2; 3,4
2016	47 ^c	5,6	2,3; 9,0	7,0	3,1; 8,2	3,0	2,5; 3,8
2017	46 ^c	5,4	3,2; 7,7	6,5	5,1; 7,7	3,5	3,2; 3,9



Tableau 1 : Description des taux d'infection minimaux de *Culex pipiens-restuans* et des données météorologiques à différentes échelles géographiques et temporelles (suite)

Variables spatio-temporelles	Nombre d'entrées de données	Taux d'infection minimal pour 1 000 moustiques		Température moyenne aux pièges entomologiques		Précipitations moyennes aux pièges entomologiques	
		n	IC à 95 %	n	min.; max.	n	min.; max.
Année (suite)							
2018	41 ^c	11,8	0; 91,1	6,2	4,7; 7,5	3,1	2,6; 3,5
Analyse globale de type 3 : Khi-carré (valeur- <i>p</i>) ^b	–	28,5	0,008	61,1	< 0,000 1	53,9	< 0,000 1
Mois ^d							
Janvier	0	–	–	-10,8	–19,7; –4,2	2,0	0,6; 5,3
Février	0	–	–	-8,8	–16,9; –4,1	2,1	0,9; 5,4
Mars	0	–	–	-3,8	–7,3; 0,5	2,0	0,8; 5,0
Avril	0	–	–	5,4	–3,0; 7,8	3,6	0,2; 7,4
Mai	96	0	0; 37,7	13,4	7,5; 16,6	3,2	0,7; 6,8
Juin	1 518	0	0; 0,1	18,7	13,1; 21,4	4,2	1,5; 7,6
Juillet	3 611	0,8	0,4; 1,2	21,1	18,0; 23,5	3,2	1,6; 7,2
Août	4 688	5,5	4,3; 6,7	20,1	16,4; 22,3	3,5	1,7; 6,2
Septembre	3 675	6,0	4,4; 7,5	16,1	12,4; 18,6	2,9	0,8; 7,7
Octobre	242	1,9	0; 4,4	9,0	3,4; 12,9	3,4	1,2; 6,8
Novembre	0	–	–	1,4	–2,3; 4,4	3,0	0,3; 5,6
Décembre	0	–	–	–6,5	–11,8; 1,8	3,2	0,6; 7,1
Analyse globale de type 3 : Khi-carré (valeur- <i>p</i>) ^b	–	15,6	< 0,0001	s.o. ^e	s.o. ^e	s.o. ^e	s.o. ^e

Abréviations : IC, intervalle de confiance; s.o., sans objet; –, aucun renseignement n'est disponible

^a Le taux d'infection minimal par les moustiques piégés au cours du mois d'août et de septembre était de 5,0 (IC à 95 %; 2,6–7,4)

^b Utilisation d'un modèle de régression linéaire avec une mesure répétée sur le nom du piège à moustiques

^c Les taux d'infection minimaux mensuels ont été calculés à l'aide de l'ensemble de données contenant les 13 830 lots de moustiques, tandis que les températures mensuelles moyennes et les précipitations ont été calculées à l'aide des 856 lots de moustiques regroupés par année-piège unique

^d Ces chiffres sont inférieurs au nombre fixe de 49 pièges entomologiques qui ont été déployés depuis 2017, parce que les entrées provenant des pièges dans un rayon de 1 km² ont été fusionnées

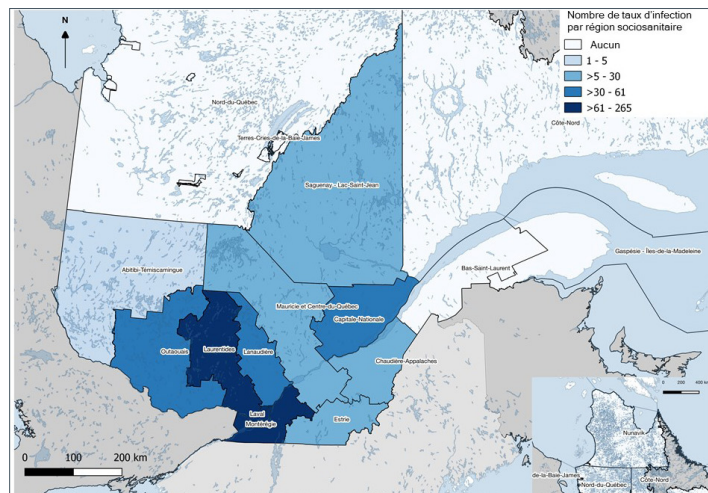
^e Non disponible en raison de la multicollinéarité (VIF > 2,5) dans les modèles

Les variables explicatives comprennent les températures journalières moyennes ($T_{\text{moyenne}} = T_{\text{maximale}} + T_{\text{minimale}} / 2$) (°C) et les précipitations (mm) journalières extraites du Oak Ridge National Laboratory Distributed Active Archive Center (<http://daymet.ornl.org/>) selon les coordonnées du système de géopositionnement par satellite (GPS) de chaque piège-année (latitude et longitude). Ainsi, les températures journalières moyennes et la somme des précipitations ont été regroupées selon cinq échelles temporelles différentes : 1) les mois précédents; 2) saisons précédentes : été (juin et juillet), printemps (mars à mai), hiver (décembre à février) et automne (septembre à novembre); ainsi que des regroupement de 3) quatre mois précédents (novembre de l'année précédente à février de l'année en cours); 4) six mois précédents (septembre de l'année précédente à février de l'année en cours) et 5) dix mois précédents (septembre de l'année précédente à juillet de l'année en cours), d'après la littérature scientifique suggérant que les conditions météorologiques ont une incidence sur la transmission du VNO dans les mois à venir (11,22). Pour les huit

pièges avec données météorologiques manquantes, les données des pièges voisins les plus proches leurs ont été attribuées, avec la moitié de ces pièges séparés par plus d'un kilomètre de leur piège apparié. Pour tenir compte des variations dans la force d'échantillonnage géographique et temporel des moustiques, deux nouvelles variables de « forces d'échantillonnage » ont été créées pour chaque RSS (**figure 2**) en fonction du nombre de lots de moustiques testés : 1) annuellement; et 2) au cours de la période de 2003 à 2018 (tableau 1).

Des analyse bivariées entre les TIM annuels de *Cx. pipiens-restuans* (issue) et les variables explicatives (RSS, année et mois) ont été effectuées à l'aide d'un modèle de régression linéaire, employant une matrice de covariance autorégressive et où les pièges entomologiques déployés dans la même ville ont été imbriqués dans chaque RSS, pour tenir compte de leur proximité. Ensuite, des modèles de régression multivariée ont évalué la capacité prédictive de chaque regroupement temporel de température et de précipitation, à estimer les TIM, grâce aux

Figure 2 : Carte des 18 régions sociosanitaires (RSS) de la province de Québec selon le nombre de lots de moustiques testés entre les périodes de 2003 à 2006 et de 2013 à 2018



Note : Créé le 19 mai 2021 avec QGIS. Projection NAD83 / MTQ Lambert. Données téléchargées à partir de <https://donneesquebec.ca/> et <https://publications.msss.gouv.qc.ca/msss/document-001647/>

observations réparties aléatoirement entre les jeux de données d'entraînement ($n = 2/3$) et de validation ($n = 1/3$). Une sélection descendante de variables, avec un maximum de quatre termes polynomiaux, pour obtenir les critères d'information bayésienne les plus bas, a été effectuée avec les données d'entraînement. Ensuite, les variables sélectionnées ont été employées dans un modèle de régression de Poisson, à l'aide des données de validation (23). Les TIM ont été estimés en utilisant le nombre de lots positifs de *Cx. pipiens-restuans* sur le logarithme du nombre de moustiques testés, tandis que des pièges entomologiques dans la même ville ont été imbriqués dans chaque RSS pour tenir compte des données corrélées, à l'aide d'une matrice de covariance autorégressive. La méthodologie associée aux analyses de sensibilité et post hoc sont décrites en annexe. La macro SAS (%RsquareV) a été utilisée pour calculer le coefficient

de détermination (R^2), reflétant la proportion de la variance du TIM expliquée par les prédicteurs (24) et seuls les $R^2 \geq 0,30$ sont décrits dans le texte. Les intervalles de confiance (IC) à 95 % et les valeurs- p sont présentés, et tous les postulats associés aux modèles de régression ont été inspectés visuellement (25). L'analyse statistique a été effectuée à l'aide de la version 9.4 du logiciel SAS/STAT^{MD} (SAS Institute, Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Depuis 2003, 172 094 moustiques *Cx. pipiens-restuans* ont été analysés par réaction en chaîne par polymérase (PCR). Pour les 856 pièges-année à l'étude, le TIM moyen était de 3,1 pour 1 000 moustiques (IC à 95 %; 2,2–4,0) et a varié en fonction de l'année ($\chi^2 = 28,5$; $p = 0,0008$) et du mois ($\chi^2 = 15,6$; $p < 0,0001$) d'échantillonnage, mais pas selon les RSS ($\chi^2 = 9,9$; $p = 0,5$) (tableau 1). Pour la période de l'étude, les températures mensuelles moyennes à proximité des pièges entomologiques variaient de 23,5°C (juillet) à –19,7°C (janvier), tandis que les précipitations mensuelles cumulatives variaient de 0,3 mm (novembre) à 7,7 mm (septembre).

La capacité prédictive des températures moyennes et des précipitations antérieures à prédire les TIM saisonniers était la plus élevée en utilisant les mois précédents de mars ($R^2 = 0,37$), mai ($R^2 = 0,36$) et décembre ($R^2 = 0,35$) précédents, ainsi que pour la saison automnale précédente ($R^2 = 0,38$). Les autres coefficients de détermination étaient tous inférieurs à 0,30 (tableau 2). Les résultats des analyses de sensibilité et post hoc sont décrits dans l'annexe. En résumé, l'inclusion de la variable « année d'échantillonnage » dans les principaux modèles de régression a augmenté tous les R^2 (intervalle de 0,42 à 0,57) alors que cette augmentation était moins importante lorsque la variable géographique « RSS » a été incluse (intervalle : 0,18 à 0,46) (tableau A1).

Tableau 2 : La capacité des variables météorologiques de prédire des taux d'infection minimaux chez *Culex pipiens-restuans*, à différentes échelles de regroupement temporel pour les données météorologiques

Modèles de régression et équations de l'ensemble de données de formation		Coefficient de détermination de l'ensemble de données de validation (Penalised R^2)
A) Par mois précédent		
Juillet	$TIM = -915,67 + 130,81Temp - 6,45Temp^2 + 0,11Temp^3 + 35,05Prec - 14,65Prec^2 + 2,58Prec^3 - 0,17Prec^4 + \epsilon$	0,28
Juin ^a	$TIM = -40,79 + 3,54Temp - 0,10Temp^2 + 0,95Prec - 0,09Prec^2 + \epsilon$	0,15
Mai ^a	$TIM = 13,60 - 2,13Temp + 0,09Temp^2 - 7,98Prec + 2,48Prec^2 - 0,24Prec^3 + \epsilon$	0,36
Avril	$TIM = -7,64 - 0,27Temp + 2,47Prec - 0,69Prec^2 + 0,08Prec^3 - 0,003Prec^4 + \epsilon$	0,19
Mars	$TIM = -22,03 - 4,28Temp - 2,31Temp^2 - 0,44Temp^3 - 0,03Temp^4 + 30,83Prec - 22,71Prec^2 + 6,79Prec^3 - 0,70Prec^4 + \epsilon$	0,37



Tableau 2 : La capacité des variables météorologiques de prédire des taux d'infection minimaux chez *Culex pipiens-restuans*, à différentes échelles de regroupement temporel pour les données météorologiques (suite)

Modèles de régression et équations de l'ensemble de données de formation		Coefficient de détermination de l'ensemble de données de validation (Penalised R ²)
A) Par mois précédent (suite)		
Février	$TIM = -2,85 + 2.38Temp + 0.20Temp^2 - 0.01Temp^3 + \epsilon$	0,10
Janvier	$TIM = -47,75 - 17.42Temp - 2.65Temp^2 - 0.18Temp^3 - 0.004Temp^4 + 0.34Prec - 0.04Prec^2 + \epsilon$	0,24
Décembre	$TIM = -6,93 + 0.21Temp - 0.05Temp^2 - 0.01Temp^3 + 2.67Prec - 0.79Prec^2 - 0.06Prec^3 + \epsilon$	0,35
Novembre	$TIM = -4,74 - 0.07Temp - 0.46Temp^2 + 0.12Temp^3 + 2.61Prec + 2.74Prec^2 - 0.65Prec^3 + 0.09Prec^4 + \epsilon$	0,18
Octobre	$TIM = -7,48 + 0.20Temp - 0.83Prec + 0.47Prec^2 + 0.06Prec^3 + \epsilon$	0,28
Septembre	$TIM = -6,02 + 0.16Temp - 1.75Prec + 0.26Prec^2 + \epsilon$	0,28
Août	$TIM = -13,09 + 0.40Temp - 0.24Prec + \epsilon$	0,08
B) Par saison^b		
Été ^a	$TIM = -45,53 + 4.37Temp - 0.11Temp^2 - 3.25Prec + 0.46Prec^2 + \epsilon$	0,15
Printemps ^c	$TIM = -206,81 + 84.33Temp - 25.56Temp^2 + 3.36Temp^3 - 0,16Temp^4 + 132.67Prec - 64.01Prec^2 + 13.26Prec^3 - 1.00Prec^4 + \epsilon$	0,09
Hiver	$TIM = 2,31 + 0.89Temp + 0.05Temp^2 - 6.40Prec + 3.04Prec^2 - 0.46Prec^3 + \epsilon$	0,24
Automn ^e	$TIM = -438,86 + 153.19Temp - 17.32Temp^2 + 0.65Temp^3 - 15.35Prec + 4.79Prec^2 - 0.50Prec^3 + \epsilon$	0,38
C) De novembre de l'année précédente à février de la même année		
Quatre mois regroupés	$TIM = -48,07 - 2.87Temp - 1.24Temp^2 - 0.18Temp^3 - 0.01Temp^4 + 54.97Prec - 26.15Prec^2 + 15.35Prec^3 - 0.41Prec^4 + \epsilon$	0,24
D) De septembre de l'année précédente à février de la même année		
Six mois regroupés	$TIM = 9,37 + 0.48Temp - 0.23Prec + 13.46Prec^2 - 3.51Prec^3 + 0.33Prec^4 + \epsilon$	0,27
E) De septembre de l'année précédente à juillet de la même année^c		
Dix mois regroupés	$TIM = -119,02 - 113.69Temp - 41.82Temp^2 + 6.68Temp^3 - 0.39Temp^4 + \epsilon$	0,12

Abréviations : Prec, précipitations; Temp, température; TIM, taux d'infection minimal

^a Une équation polynomiale avec trois termes a été utilisée, car le modèle ne convergeait pas avec quatre

^b L'été représente les mois de juin et de juillet; le printemps représente les mois de mars à mai; l'hiver représente les mois de décembre à février; l'automne représente les mois de septembre à octobre

^c La mesure répétée a été limitée à chaque bassin de moustiques pour permettre au modèle de converger, car il n'était pas possible d'imbriquer la variable représentant les pièges entomologiques au sein d'une même ville dans chaque RSS pour tenir compte de leur proximité

Discussion

C'est la première fois qu'un outil d'alerte précoce basé sur les données météorologiques pour prédire les TIM annuels chez *Cx. pipiens-restuans* au Québec est exploré, utilisant les données de surveillance provinciale du VNO. La capacité des températures moyennes et de l'accumulation des précipitations à prédire les TIM était la plus élevée lorsque ces données ont été regroupées pour les mois précédents de mars, de décembre et de mai, ainsi que pour la saison précédente d'automne (septembre à novembre de l'année précédente). Cependant, la capacité prédictive du modèle est probablement trop faible pour être utile et employé comme système d'alerte précoce. Le fait que seulement ~40 % de la variance des TIM annuels de *Cx. pipiens-restuans* peuvent être expliquées par la température

moyenne et les précipitations, suggère que d'autres facteurs liés à l'épidémiologie du VNO doivent être intégrés à ce type d'outil prédictif (15).

De nombreux systèmes d'alerte ou de détection précoce, basé principalement ou uniquement sur des données météorologiques, ont été mis au point pour prédire d'autres maladies transmises par les moustiques (e.g. Chikungunya, dengue, malaria, fièvre jaune et Zika) afin d'anticiper les activités de contrôle antivectorielle (24). Nos résultats appuient que les capacités de prédiction insuffisantes de ces modèles ne peuvent être utiles en temps réel pour le MSSS. L'épidémiologie du VNO est complexe et l'ajout de variables supplémentaires, comme les facteurs environnementaux (e.g. l'habitat potentiel ou la distribution des vecteurs et des réservoirs, l'indice de végétation,



l'utilisation du territoire) et des données concernant les hôtes aviaires (abondance, migrations), améliore habituellement les prédictions (15). Cependant, l'intégration des données du système de surveillance en cours de saison et le raffinement de l'échelle géographique mène généralement au développement d'outils de prédiction moins facile à utiliser pour les autorités de santé publique (26).

Forces et faiblesses

L'une des forces de ce projet est que la proximité géographique des pièges entomologiques a été prise en compte dans la plupart des modèles de régression, car cela peut biaiser les résultats. De plus, les analyses de sensibilité multiples et post hoc ont amené de la robustesse aux résultats. Les équations polynomiales reflètent les associations non linéaires entre les variables météorologiques et les TIM, permettant une meilleure représentation de leur relation et une meilleure adéquation du modèle. De plus, la sélection descendante des variables explicatives s'est avérée aussi efficace que l'inspection visuelle des modèles additifs généralisés. Étant donné que les TIM représentent de faibles valeurs numériques, la puissance statistique a été augmentée en calculant les TIM annuels, seulement à l'aide de moustiques collectés en août et septembre. Bien que les TIM annuels moyens aient augmenté pour la plupart des regroupements de lots de moustiques positifs, le coefficient de détermination pour la plupart des modèles de régression a diminué de façon inattendue. Il est possible que la taille d'échantillonnage se limitant aux mois d'août et de septembre ait réduit la puissance statistique, puisque 13 pièges entomologiques n'avaient pas de moustiques capturés.

D'après notre cadre conceptuel, un biais de surajustement a pu s'introduire lors de l'ajustement pour « l'année d'échantillonnage » dans les modèles de régression (27). Malgré de multiples analyses de sensibilité avec des variables de confusion potentielles, de la confusion résiduelle ne peut être écartée (28). Comme les lots de moustiques étaient regroupés pour chaque année de piégeage, il n'était pas possible de tenir compte des différents types de pièges employés. Cette limitation a probablement un effet négligeable, puisque 85,2 % des moustiques ont été capturés par les pièges « CDC-light ». Aussi, il n'a pas été possible de tenir compte des applications de larvicides pendant les saisons 2003–2005 et 2013–2014, ce qui aurait pu influencer les estimés. Étant donné que les tests par PCR sont effectués indépendamment du piégeage des moustiques, si un biais de mesure devait être présent, une diminution de la force de l'association serait attendue.

Un biais de sélection aurait pu s'introduire dans les résultats en raison de la répartition géographique des pièges qui est liée à 1) l'incidence antérieure du VNO et 2) l'influence de la météo sur l'activité physique humaine et l'exposition aux moustiques

(29,30). De plus, l'emplacement fixe des pièges entomologiques depuis 2017 se fait au détriment de la détection de l'émergence possible du VNO dans les RSS moins densément peuplés ou situés à des latitudes plus septentrionales. Le nombre limité de pièges entomologiques sur un territoire aussi vaste et l'absence de surveillance des moustiques pendant les mois les plus froids diminuent la puissance des analyses statistiques. Ainsi, un plus grand nombre de pièges répartis sur une zone géographique plus large au Québec, permettrait d'obtenir des données météorologiques plus hétérogènes et d'augmenter la puissance des analyses. Puisque les vecteurs de VNO varient selon les régions et que sa transmission semble être influencée par des variables environnementales et géographiques à plus fines échelles que les RSS, les résultats de ce projet ne peuvent être généralisés à d'autres situations. Malgré ces limites, les données de surveillance du VNO au Québec continueront d'être explorées. Les prochaines étapes consisteront à modéliser directement l'incidence du VNO chez l'humain employant les données météorologiques afin de contourner les données entomologiques manquantes entre 2007 et 2012 et d'explorer l'élaboration d'un outil de système de détection précoce.

Conclusion

Tous les modèles de régression étudiés ont des capacités prédictives trop faibles pour être utiles comme outil de santé publique. D'autres facteurs associés à l'épidémiologie du virus du Nil occidental doivent être ajoutés au modèle d'alerte précoce basé sur les données météorologiques pour qu'il soit utile aux autorités sanitaires provinciales.

Déclaration des auteurs

K. F. B., N. O., A. L. et A. I. C. — Conception du projet

E. S. L. — Gestion de la base de données et des analyses statistiques

J. D. — Conception du projet, gestion de la base de données et des analyses statistiques, interprétation des résultats, écriture de l'ébauche originale

Tous les coauteurs ont révisé et commenté le texte.

Intérêts concurrents

Aucun.

Remerciements

Nous tenons à remercier le ministère de la Santé et des Services qui finance le système de surveillance du virus du Nil occidental depuis 2003, qui comprend l'échantillonnage annuel de moustiques par une entreprise privée, l'analyse par PCR des lots



de moustiques effectuée par le Laboratoire de santé publique du Québec (LSPQ), ainsi que l'hébergement, la gestion et l'analyse des données par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ).

Financement

Ce projet a été financé par l'Agence de la santé publique du Canada par le « Protocole d'accord relatif à la recherche sur les risques d'émergence de maladies à transmission vectorielle en raison des changements climatiques 2020-2022 » conclu avec l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ).

Références

- Ouhoumane N, Ducrocq J, Irace-Cima A. Portrait de l'infection par le virus du Nil occidental au Québec: 2003 - 2018. Montréal (QC): INSPQ; 2021. <https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/2809-portrait-infection-virus-nil-occidental.pdf>
- Alain L, Bolduc D, Couillard M, Deschênes L, Douville-Fradet M, Lacoursière D. Groupe de travail sur la prévention de l'encéphalite causée par le virus du Nil occidental - Secteur santé - Rapport des activités - année 2000. Ministère de la Santé et des Services sociaux. 2001.
- Mostashari F, Bunning ML, Kitsutani PT, Singer DA, Nash D, Cooper MJ, Katz N, Liljebjelke KA, Biggerstaff BJ, Fine AD, Layton MC, Mullin SM, Johnson AJ, Martin DA, Hayes EB, Campbell GL. Epidemic West Nile encephalitis, New York, 1999: results of a household-based seroepidemiological survey. *Lancet* 2001;358(9278):261-4. DOI PubMed
- Dallaire A, Sareault V. Rapport d'activités du Centre québécois sur la santé des animaux sauvages du 1er janvier 2000 au 3 décembre 2000. Saint-Hyacinthe: Faculté de médecine vétérinaire, Université de Montréal. 2000.
- Brown KD, Dallaire A. Surveillance pour la détection précoce de l'infection par le virus du Nil Occidental chez les oiseaux sauvages au Québec: Saison 2002. Centre Québécois sur la Santé des Animaux Sauvages. Université de Montréal; 2002.
- Direction de la santé publique de la Montérégie. Résumé des signalements pour le virus du Nil: Montérégie, saison 2002 (Document interne). 2002.
- Gouvernement du Canada. Surveillance du virus du Nil occidental. Gouvernement du Canada; 2021. <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/maladies/virus-nil-occidental/surveillance-virus-nil-occidental.html>
- Sambri V, Capobianchi M, Charrel R, Fyodorova M, Gaibani P, Gould E, Niedrig M, Papa A, Pierro A, Rossini G, Varani S, Vocale C, Landini MP. West Nile virus in Europe: emergence, epidemiology, diagnosis, treatment, and prevention. *Clin Microbiol Infect* 2013;19(8):699-704. DOI PubMed
- McDonald E, Mathis S, Martin SW, Staples JE, Fischer M, Lindsey NP. Surveillance for West Nile virus disease – United States, 2009-2018. *MMWR Surveill Summ* 2021;70(1):1-15. DOI PubMed
- Uelmen JA, Irwin P, Bartlett D, Brown W, Karki S, Ruiz MO, Fraterrigo J, Li B, Smith RL. Effects of scale on modeling West Nile virus disease risk. *Am J Trop Med Hyg* 2021;104(1):151-65. DOI PubMed
- Poh KC, Chaves LF, Reyna-Nava M, Roberts CM, Fredregill C, Bueno R Jr, Debboun M, Hamer GL. The influence of weather and weather variability on mosquito abundance and infection with West Nile virus in Harris County, Texas, USA. *Sci Total Environ* 2019;675:260-72. DOI PubMed
- Hess A, Davis JK, Wimberly MC. Identifying environmental risk factors and mapping the distribution of West Nile virus in an endemic region of North America. *Geohealth* 2018;2(12):395-409. DOI PubMed
- Kain MP, Bolker BM. Predicting West Nile virus transmission in North American bird communities using phylogenetic mixed effects models and eBird citizen science data. *Parasit Vectors* 2019;12(1):395. DOI PubMed
- García-Carrasco JM, Muñoz AR, Olivero J, Segura M, Real R. Predicting the spatio-temporal spread of West Nile virus in Europe. *PLoS Negl Trop Dis* 2021;15(1):e0009022. DOI PubMed
- Barker CM. Models and surveillance systems to detect and predict West Nile virus outbreaks. *J Med Entomol* 2019;56(6):1508-15. DOI PubMed
- Forest-Bérard K. Utilisation d'indicateurs météorologiques de la présence de vecteurs du virus du Nil occidental (VNO). INSPQ; 2019. https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/2537_temperature_precipitations_indicateurs_meteorologiques_vecteurs_vno.pdf
- Ducrocq J, Pelletier R, Turcotte ME. Proposition d'un plan de surveillance intégrée des virus transmis par les moustiques au Québec, 2020-2025. INSPQ; 2019. https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/2614_plan_surveillance_virus_moustiques.pdf
- Textor J, van der Zander B, Gilthorpe MS, Liskiewicz M, Ellison GT. Robust causal inference using directed acyclic graphs: the R package 'dagitty'. *Int J Epidemiol* 2016;45(6):1887-94. DOI PubMed
- Harrington LC, Poulson RL. Considerations for accurate identification of adult Culex restuans (Diptera: Culicidae) in field studies. *J Med Entomol* 2008;45(1):1-8. DOI PubMed
- Gosselin P, Lebel G, Rivest S, Douville-Fradet M. The Integrated System for Public Health Monitoring of West Nile Virus (ISPHM-WNV): a real-time GIS for surveillance and decision-making. *Int J Health Geogr* 2005;4:21. DOI PubMed



21. Hamer GL, Anderson TK, Donovan DJ, Brawn JD, Krebs BL, Gardner AM, Ruiz MO, Brown WM, Kitron UD, Newman CM, Goldberg TL, Walker ED. Dispersal of adult culex mosquitoes in an urban west nile virus hotspot: a mark-capture study incorporating stable isotope enrichment of natural larval habitats. *PLoS Negl Trop Dis* 2014;8(3):e2768. [DOI PubMed](#)
22. Paz S. Climate change impacts on West Nile virus transmission in a global context. *Philos Trans R Soc London B Biol Sci.* 2015;370(1665):20130561. [DOI](#)
23. Zou GY, Donner A. Extension of the modified Poisson regression model to prospective studies with correlated binary data. *Stat Methods Med Res* 2013;22(6):661–70. [DOI PubMed](#)
24. Zhang D. A Coefficient of Determination for Generalized Linear Models. *Am Stat* 2018;71(4):310–6. [DOI](#)
25. Vittinghoff E, Glidden DV, Shiboski SC, McCulloch CE. *Regression Methods in Biostatistics. Linear, Logistic, Survival, and Repeated Measures Models.* New York (NY): Springer; 2012.
26. Hussain-Alkhateeb L, Rivera Ramírez T, Kroeger A, Gozzer E, Runge-Ranzinger S. Early warning systems (EWSs) for chikungunya, dengue, malaria, yellow fever, and Zika outbreaks: what is the evidence? A scoping review. *PLoS Negl Trop Dis* 2021;15(9):e0009686. [DOI PubMed](#)
27. Schisterman EF, Cole SR, Platt RW. Overadjustment bias and unnecessary adjustment in epidemiologic studies. *Epidemiology* 2009;20(4):488–95. [DOI PubMed](#)
28. Liang W, Zhao Y, Lee AH. An investigation of the significance of residual confounding effect. *BioMed Res Int* 2014;2014:658056. [DOI PubMed](#)
29. Chan CB, Ryan DA. Assessing the effects of weather conditions on physical activity participation using objective measures. *Int J Environ Res Public Health* 2009;6(10):2639–54. [DOI PubMed](#)
30. Hernán MA, Hernández-Díaz S, Robins JM. A structural approach to selection bias. *Epidemiology* 2004;15(5):615–25. [DOI PubMed](#)
31. Greenland S. Invited commentary: variable selection versus shrinkage in the control of multiple confounders. *Am J Epidemiol* 2008;167(5):523–9. [DOI PubMed](#)



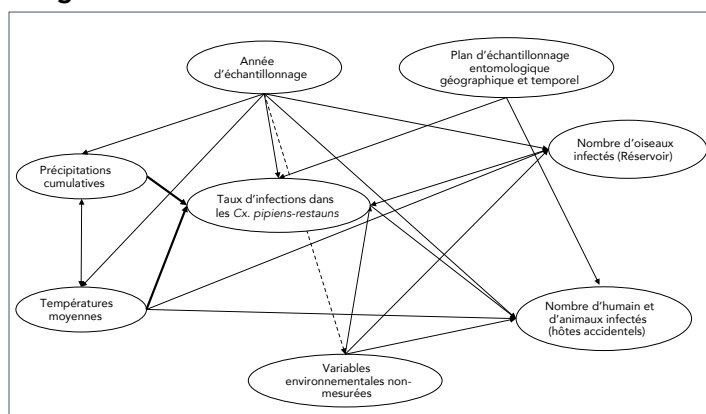
Annexe

Méthodes

Étant donné que les cas humains d'infection causées par le virus du Nil occidental (VNO) sont habituellement déclarés au début du mois d'août (1) et que l'objectif est de mettre au point un outil d'alerte précoce capable de prédire ces cas humains quelques mois avant qu'ils ne se produisent, les températures et les précipitations du mois d'août n'ont pas été incluses dans les analyses.

Une revue de la littérature scientifique a été effectuée pour élaborer un graphe acyclique dirigé (**figure A1**) afin de conceptualiser les relations entre les facteurs potentiellement associés au VNO et d'identifier les variables qui doivent être ajustées dans le modèle à l'aide de l'outil DAGitty.

Figure A1 : Cadre conceptuel utilisant un graphe acyclique dirigé entre les variables météorologiques et les principaux indicateurs du système de surveillance intégrée du virus du Nil occidental du Québec



Remarques : Les flèches plus foncées représentent les associations évaluées dans ce projet. Pour évaluer les associations entre les températures moyennes, les précipitations et les TIM des moustiques du complexe *Cx. pipiens-restuans*, le modèle doit être ajusté minimalement pour la variable « année d'échantillonnage ». Cependant, comme la base de données représente déjà le TIM saisonnier pour chaque piège-année, cette variable n'a pas été directement incluse dans les modèles de régression de l'analyse principale et son inclusion a été plutôt évaluée à l'aide d'une analyse de sensibilité.

Analyses de sensibilité et post hoc

Sept analyses de sensibilité ont été effectuées comme suit : 1) des modèles de régression ont été ajustés à l'aide d'une inspection visuelle des graphiques générés par un modèle additif généralisé avec un maximum de quatre degrés de lissage effectué par une validation croisée généralisée; 2) les principaux modèles ont été réanalysés sans les données des quatre pièges entomologiques (VBL 034, VBL 904, SHA 002 et WEN 001) qui ont hérité des données météorologiques de leur voisin le plus proche avec un rayon supérieur à 1 km²; 3) en incluant la variable de force d'échantillonnage 2003–2018 pour chaque RSS; 4) en incluant la force d'échantillonnage annuelle pour chaque RSS; 5) en attribuant le TIM des moustiques piégés seulement pendant le mois d'août et de septembre au lieu de pendant tout l'été; 6) en ajoutant l'année d'échantillonnage

dans le modèle; et 7) en ajoutant le RSS dans le modèle plutôt que comme mesure répétée. À la suite des résultats de la 6^e analyse de sensibilité, l'année d'échantillonnage a été utilisée comme substitut pour les facteurs de confusion non mesurés. Une analyse post hoc avec un modèle de Poisson a été effectuée en modélisant directement le TIM en utilisant l'année d'échantillonnage comme variable explicative catégorique. Pour mesurer si les variables météorologiques étaient des facteurs de confusion de cette association, l'année d'échantillonnage a été incluse comme variable continue afin de faciliter le calcul et l'interprétation de la différence et du rapport entre les deux estimations ($\beta_{\text{année d'échantillonnage}}$). La confusion était présente en fonction d'une différence ou d'un rapport des estimations supérieures à 0,1 décimal ou 10 % (31). Quatre analyses bivariées additionnelles ont été effectuées avec l'année de l'échantillonnage comme variable explicative continue et, respectivement, la température annuelle moyenne, la précipitation annuelle moyenne, la force d'échantillonnage annuelle et la force d'échantillonnage du RSS comme issues principales. Une distribution normale, un lien « identité » et d'une matrice de covariance autorégressive avec une imbrication des pièges entomologiques déployés dans la même ville à l'intérieur de chaque RSS pour tenir compte des corrélations, a permis d'obtenir des estimations représentant des différences dans les taux d'infection minimaux (TIM).

Résultats

Analyses de sensibilité

Les modèles de régression ajustés en fonction d'une inspection visuelle des graphiques provenant des modèles additifs généralisés ont conduit à des résultats semblables à ceux de l'analyse principale, sauf pour le mois de février (R^2 est passé à 0,22) et août (R^2 est passé à 0,24), ainsi que pour les dix mois antécédents regroupés (R^2 est passé à 0,18), alors que toutes les autres comparaisons présentaient une différence de cinq décimales ou moins (**tableau A1**). Si les quatre pièges entomologiques avec des données météorologiques empruntées au piège voisin le plus proche au-delà de 1 km² sont exclu, les résultats ont varié pour les mois de mai (R^2 a diminué à 0,19) et de septembre (R^2 a augmenté à 0,38), l'été (R^2 a augmenté à 0,29) et l'hiver (R^2 a diminué à 0,16) (**tableau A1**). Lorsque la force d'échantillonnage pour chaque RSS a été incluse, tous les R^2 se situaient à l'intérieur de cinq décimales des principaux résultats (**tableau A1**). Inclure la variable reflétant la force annuelle de l'échantillonnage a augmenté les capacités prédictives d'au moins cinq décimales pour neuf regroupements (juin, avril, février, novembre, août; été et printemps; de six et dix mois). L'utilisation des taux d'infection minimaux de *Cx. pipiens-restuans* piégés en août et septembre au lieu de tout l'été, ont influencé les R^2 pour 14 regroupements temporels (diminuée pour mai, avril, décembre, novembre, septembre, été, hiver, automne, quatre et six mois et augmenté pour juin, octobre,



août et printemps). Lorsque l'année d'échantillonnage a été incluse dans les modèles de régression de l'analyse principale, tous les coefficients de détermination ont augmenté entre 0,42 et 0,57. L'inclusion de la variable des RSS dans les principaux

modèles de régression a augmenté la capacité prédictive d'au moins cinq décimales pour tous les regroupements temporels sauf juillet, mai et l'automne.

Tableau A1 : Coefficients pénalisés de détermination (R^2 pénalisé pour les sept analyses de sensibilité)

Modèles de régression	Analyses de sensibilité ^a						
	Utilisant des modèles d'additifs généralisés pour les spécifications du modèle	Sans les quatre pièges entomologiques	Incluant la force d'échantillonnage pour chaque RSS	Incluant la force d'échantillonnage annuelle	Utilisant les TIM d'août et de septembre	Ajoutant l'année d'échantillonnage dans le modèle principal	Ajoutant le RSS dans le modèle principal
A) Par mois précédent							
Juillet	0,28	0,28	0,27	0,30	0,31	0,56 ↑	0,29
Juin ^b	0,18	0,15	0,17	0,21 ↑	0,24 ↑	0,53 ↑	0,24 ↑
Mai ^b	0,36	0,19 ↓	0,35	0,39	0,30 ↓	0,53 ↑	0,35
Avril	0,23	0,19	0,19	0,31 ↑	0,13 ↓	0,55 ↑	0,31 ↑
Mars	0,37	0,37	0,38	0,34	0,41	0,53 ↑	0,46 ↑
Février	0,22 ↑	0,22 ↑	0,10	0,20 ↑	0,09	0,53 ↑	0,22 ↑
Janvier	0,26	0,24	0,24	0,27	0,21	0,57 ↑	0,30 ↑
Décembre	0,33	0,34	0,37	0,36	0,29 ↓	0,53 ↑	0,41 ↑
Novembre	0,18	0,18	0,19	0,33 ↑	0,04 ↓	0,54 ↑	0,36 ↑
Octobre	0,28	0,28	0,27	0,30	0,34 ↑	0,51 ↑	0,41 ↑
Septembre ^b	0,29	0,38 ↑	0,30	0,35 ↑	0,21 ↓	0,57 ↑	0,38 ↑
Août	0,24 ↑	0,11	0,09	0,23 ↑	0,24 ↑	0,48 ↑	0,20 ↑
B) Par saison^c							
Été	0,14	0,29 ↑	0,15	0,24 ^d ↑	0,02 ↓	0,55 ↑	0,27 ^e ↑
Printemps	0,09	0,09	0,09	0,18 ↑	0,15 ^e ↑	0,53 ↑	0,23 ^e ↑
Hiver	0,20	0,16 ↓	0,23	0,26	0,08 ↓	0,51 ↑	0,32 ↑
Automne	0,38	0,38	0,38	0,40	0,27 ↓	0,53 ↑	0,41
C) Groupe de quatre mois							
De novembre de l'année précédente à février de l'année en cours	0,26	0,24	0,24	0,23	0,14 ↓	0,57 ↑	0,35 ↑
D) Groupe de six mois							
De septembre de l'année précédente à février de l'année en cours	0,27	0,26	0,29	0,34 ↑	0,19 ↓	0,56 ↑	0,36 ↑
E) Dix mois regroupés^{b,d}							
De septembre de l'année précédente à juillet de l'année en cours	0,18 ↑	0,12 ^e	0,13 ^e	0,20 ↑	0,17	0,42 ↑	0,18 ↑

Abréviations : RSS, région sociosanitaire; TIM, taux d'infection minimal

^a Les flèches indiquent la direction du changement au-dessus et au-dessous de cinq unités décimales par rapport aux résultats de l'analyse principale du tableau 2

^b Une équation polynomiale avec trois termes a été utilisée, car le modèle ne convergait pas avec quatre

^c L'été représente les mois de juin et de juillet; le printemps représente les mois de mars à mai; l'hiver représente les mois de décembre à février; L'automne représente les mois de septembre à octobre

^d La mesure répétée a été limitée à chaque lot de moustiques pour permettre au modèle de converger, car il n'était pas possible d'immobiliser des pièges de moustiques de la même ville dans chaque bureau de santé publique

^e Aucune mesure répétée n'a été utilisée pour que ce modèle converge



Analyse post hoc

Lorsqu'on modélise directement le TIM en utilisant seulement la variable « année de d'échantillonnage », le R^2 était de 0,53. L'estimé associée à l'année d'échantillonnage, sous forme de variable linéaire continue, et comme seule variable explicative des TIM de *Cx. pipiens-restuans* étaient de 1,09 (IC à 95 %; 1,06–1 117; $p < 0,0001$) tandis que des fluctuations annuelles sont observées lorsqu'on les traite sous forme catégorique (résultats non présentés). Les résultats des estimés obtenues dans tous les principaux modèles de régression à l'aide des variables météorologiques et de l'année d'échantillonnage variaient entre 1,06 et 1,15, avec des effets de confusion très faibles sur les échelles de différence et de rapport (**tableau A2**). Lorsqu'on compare les TIM entre les années et en utilisant 2018 comme référence, toutes les années d'échantillonnage

antérieures avaient des valeurs inférieures sauf en 2016, puisque l'IC supérieur de 95 % de l'estimation chevauche la valeur nulle (**tableau A3**). Lorsque l'année d'échantillonnage est traitée comme variable continue, le nombre de pièges entomologiques a diminué de façon linéaire de 2003 à 2018 ($\beta = -1.13 [-1,45-0,81; p < 0,0001]$). Par conséquent, le nombre de pièges entomologiques et le TIM sont inversement corrélés entre 2003 et 2018, avec une augmentation de 2 % dans les TIM pour chaque piège entomologique déployé de moins, dans le temps ($\beta = 0.98 [0,98-0,99; p < 0,0001]$). Au niveau de chaque piège entomologique déployé au Québec, les températures annuelles moyennes ont augmenté ($\beta = 0,04 [0,02-0,06; p = 0,0003]$), tandis que les précipitations annuelles moyennes ont diminué ($\beta = -0,008 [-0,02-0,006; p = 0,07]$) de 2003 à 2018.

Tableau A2 : Différences et rapport entre les estimés associés à l'année d'échantillonnage dans le modèle avec et sans les données météorologiques, en utilisant l'ensemble de données entomologiques de 2003 à 2018

Modèles de régression	Estimés pour l'année d'échantillonnage en tant que variable continue avec les données météorologiques		Valeur-p	Différence entre les estimés ^a	Rapport de risque dans les estimés pour l'année d'échantillonnage ^b
	n	IC à 95 %			
A) Par mois précédent					
Juillet	1,08	1,04–1,12	< 0,000 1	0,01	1,01
Juin ^c	1,11	1,07–1,15	< 0,000 1	–0,02	0,98
Mai ^c	1,09	1,06–1,12	< 0,000 1	0,00	1,00
Avril	1,07	1,04–1,11	0,000 1	0,02	1,02
Mars	1,15	1,12–1,18	< 0,000 1	–0,06	0,95
Février	1,08	1,05–1,11	< 0,000 1	0,01	1,01
Janvier	1,14	1,10–1,18	< 0,000 1	–0,05	0,96
Décembre	1,11	1,06–1,14	0,000 7	–0,02	0,98
Novembre	1,06	1,03–1,09	0,000 3	0,03	1,03
Octobre	1,08	1,04–1,13	< 0,000 1	0,01	1,01
Septembre	1,09	1,06–1,13	< 0,000 1	0,00	1,00
Août	1,09	1,07–1,12	< 0,000 1	0,00	1,00
B) Par saison ^d					
Été ^c	1,12	1,10–1,15	< 0,000 1	–0,03	0,97
Printemps ^e	1,09	1,06–1,1	< 0,000 1	0,00	1,00
Hiver	1,12	1,07–1,16	< 0,000 1	–0,03	0,97
Automne	1,08	1,05–1,11	< 0,000 1	0,01	1,01
C) Groupe de quatre mois					
De novembre de l'année précédente à février de l'année en cours	1,09	1,05–1,13	< 0,000 1	0,00	1,00
D) Groupe de six mois					
De septembre de l'année précédente à février de l'année en cours	1,09	1,06–1,11	< 0,0001	0,00	1,00
E) Groupe de dix mois ^f					
De septembre de l'année précédente à juillet de l'année en cours	1,08	1,06–1,10	< 0,000 1	0,01	1,01

^a β sans données météorologiques équivalentes à 1,09 (IC à 95 %; 1,06–1,12; valeur- $p < 0,000 1$) – β avec données météorologiques

^b β sans données météorologiques équivalentes à 1,09 (IC à 95 %; 1,06–1,12; valeur- $p < 0,000 1$) / β avec données météorologiques

^c Une équation polynomiale avec trois termes a été utilisée, car le modèle ne convergerait pas avec quatre

^d L'été représente les mois de juin et de juillet; le printemps représente les mois de mars à mai; l'hiver représente les mois de décembre à février; l'automne représente les mois de septembre à octobre

^e La mesure répétée a été limitée à chaque lot de moustiques pour permettre au modèle de converger, car il n'était pas possible d'imbriquer la variable des pièges-année de la même ville dans celle de chaque RSS

^f Aucune mesure répétée n'a été utilisée pour que ces modèles convergent



Tableau A3 : Résultats du modèle de régression post hoc utilisant l'année d'échantillonnage pour prédire le taux d'infection minimal de *Cx. pipiens-restuans*, à l'aide des données entomologiques de 2003 à 2018

Année d'échantillonnage	Taux d'infection minimal de <i>Cx. pipiens-restuans</i> pour 1 000 moustiques		Rapport du taux d'infection minimal		Valeur-p
	n	Taux	n	Taux	
2003	3,0	1,7–4,4	0,24	0,16–0,34	< 0,0001 ^a
2004	0,9	0–2,1	0,06	0,04–0,10	< 0,0001 ^a
2005	3,4	2,0–4,8	0,21	0,12–0,36	< 0,0001 ^a
2006	0,2	0–0,4	0,05	0,03–0,10	< 0,0001 ^a
2013	5,5	3,2–7,8	0,41	0,26–0,66	0,0002 ^a
2014	4,2	2,7–5,6	0,31	0,20–0,46	< 0,0001 ^a
2015	5,6	2,6–8,7	0,36	0,21–0,65	0,0005 ^a
2016	5,6	2,3–9,0	0,50	0,22–1,13	0,1
2017	5,4	3,2–7,7	0,53	0,35–0,80	0,002 ^a
2018 (Référence)	11,8	0–91,1	1,00	1,00	–
Analyse globale de type 3 (avec 9 degrés de liberté)	–	–	$\chi^2 = 17,98$	$\chi^2 = 17,98$	0,04

Abréviation : –, renseignements non disponibles

^a Une valeur statistiquement significative après la correction de Bonferroni pour neuf comparaisons utilisant un seuil de 0,006 (correspondant à 0,05/9)

Want to become a peer reviewer?

Contact the CCDR editorial team:
ccdr-rmtc@phac-aspc.gc.ca

CCDR CANADA COMMUNICABLE DISEASE REPORT