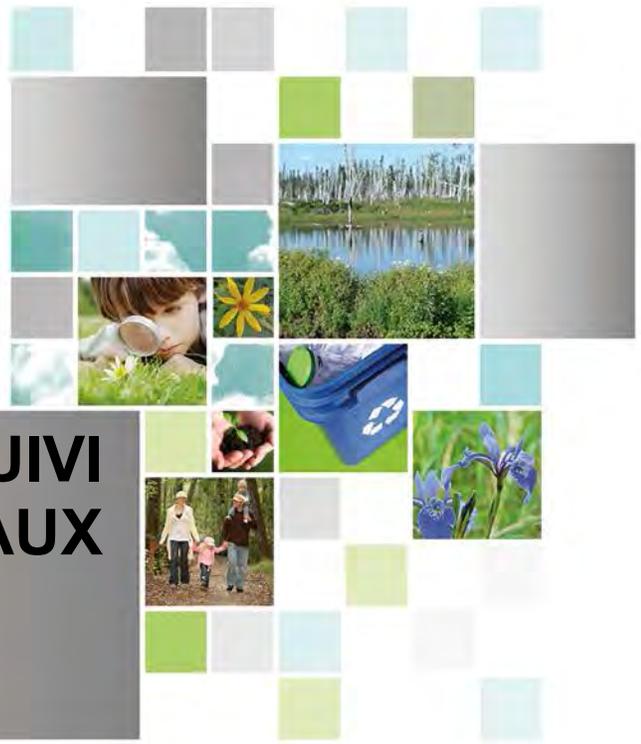


GUIDE TECHNIQUE DE SUIVI DE LA QUALITÉ DES EAUX SOUTERRAINES



Mise à jour juin 2017

Coordination et rédaction

Cette publication a été rédigée par le professeur Denis Marcotte du Département des génies civil, géologique et des mines de Polytechnique Montréal, sous la coordination de la Direction de l'eau potable et des eaux souterraines du ministère du Développement durable, de l'Environnement et de la Lutte contre les changements climatiques (MDDELCC), et avec la collaboration de la Direction du Programme de réduction des rejets industriels et des lieux contaminés du MDDELCC et de la Direction générale du développement de l'industrie minière du ministère de l'Énergie et des Ressources naturelles (MERN). Elle a été produite par la Direction des communications du MDDELCC.

Renseignements

Pour tout renseignement, vous pouvez communiquer avec le Centre d'information.

Téléphone : 418 521-3830
1 800 561-1616 (sans frais)

Télécopieur : 418 646-5974

Formulaire :

www.mddelcc.gouv.qc.ca/formulaires/renseignements.asp

Internet : www.mddelcc.gouv.qc.ca

Pour obtenir un exemplaire du document :

Visitez notre site Web : <http://www.mddelcc.gouv.qc.ca>

Référence à citer

Ministère du Développement durable, de l'Environnement et de la Lutte contre les changements climatiques. *Guide technique de suivi de la qualité des eaux souterraines*. 2017. 35 pages. [En ligne]. <http://www.mddelcc.gouv.qc.ca> (page consultée le jour/mois/année).

Dépôt légal – 2017

Bibliothèque et Archives nationales du Québec

ISBN 978-2-550-70869-8 (PDF) (2^e édition)

ISBN 978-2-550-53956-8 (PDF) (1^{re} édition)

Tous droits réservés pour tous les pays.

© Gouvernement du Québec – 2017

Table des matières

Liste des tableaux	II
Liste des Figures	III
Remerciements	IV
1. INTRODUCTION	1
1.1 Contexte général	1
1.2 Objectif	1
1.3 Réglementation	2
1.4 Réseau de suivi	3
1.5 Plan de contingence	4
2. MÉTHODOLOGIE	4
2.1 Détection de tendance : principe du test de Mann-Kendall	5
2.2 Test sans effets saisonniers	6
2.3 Test tenant compte des effets saisonniers	10
2.4 Autres considérations	12
2.5 Puissance du test de Mann-Kendall	12
2.6 Longues séries de données et fenêtrage	13
2.7 Utilisation des valeurs-p du test de Mann-Kendall	15
3. PROCÉDURE	15
3.1 Utilisation du test de Mann-Kendall	15
3.2 Analyse et interprétation des résultats	16
3.3 Deux usages différents du test de Mann-Kendall	17
RÉFÉRENCES	18
Annexes	19
A.1 Principales définitions	19
A.2 Distribution de S sous l'hypothèse nulle	20
A.3 Quelques exemples	22
A.4 Caractéristiques usuelles des données de suivi de la qualité des eaux souterraines	26
A.5 Méthode non paramétrique	27
A.6 Programme de suivi	27
A.7 Table N(0,1)	31
A.8 Fichier Excel MK_test	32

LISTE DES TABLEAUX

<i>Tableau 1 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle</i>	<i>5</i>
<i>Tableau 2 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle</i>	<i>7</i>
<i>Tableau 3 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle, cas avec valeurs égales</i>	<i>9</i>
<i>Tableau A.2.1 : Distribution de la statistique S en fonction du nombre d'observations n</i>	<i>21</i>

LISTE DES FIGURES

<i>Figure 1 : Taux d'identification (au niveau de risque $\alpha = 0,05$) de la tendance croissante débutant au temps 101 obtenu pour différentes tailles de fenêtre en fonction de la période considérée</i>	14
<i>Figure 2 : Taux d'identification (au niveau de risque $\alpha = 0,05$) de la tendance décroissante débutant au temps 101</i>	14
<i>Figure A.2.1 : Probabilités exactes (barres noires) et approximées par la loi normale (courbe en bleu) pour S lorsque $n = 10$</i>	21
<i>Figure A.3.1 : Cent données simulées, tendance croissante imposée à partir de la période 51 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	22
<i>Figure A.3.2 : Cent données simulées, tendance décroissante jusqu'à la période 50 puis stabilisation – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	23
<i>Figure A.3.3 : Cent données simulées, tendance cyclique sur quatre périodes – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	23
<i>Figure A.3.4 : Cent données simulées, tendance cyclique sur quatre périodes – Test saisonnier de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	24
<i>Figure A.3.5 : Cent données simulées, changement soudain au temps 51 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	24
<i>Figure A.3.6 : Cent données simulées, aucune tendance présente – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	25
<i>Figure A.3.7 : Températures moyennes mensuelles enregistrées à Dorval de janvier 2005 à mai 2016 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	25
<i>Figure A.3.8 : Températures moyennes mensuelles enregistrées à Dorval de janvier 2005 à mai 2016 – Test saisonnier (ici mensuel) de Mann-Kendall, vert : valeur-$p > 0,1$, jaune : $0,1 < \text{valeur-}p < 0,005$, rouge : valeur-$p < 0,005$</i>	26

REMERCIEMENTS

Outre la contribution directe essentielle de M. Michel Ouellet de la Direction de l'eau potable et des eaux souterraines (DEPES), à de larges pans des chapitres 1 et 3, les nombreux commentaires et suggestions de M^{me} Catherine Thivierge et de M^{me} Veronika Varfalvy, de la Direction du Programme de réduction des rejets industriels et des lieux contaminés (DPRRILC) du MDDELCC, ainsi que de M^{me} Sophie Proulx et de M^{me} Jacinthe Paquet de la Direction générale du développement de l'industrie minière (DGDIM) du ministère de l'Énergie et des Ressources naturelles (MERN), ont contribué à améliorer significativement ce guide.

1. INTRODUCTION

1.1 Contexte général

Les eaux souterraines constituent une ressource importante pour la collectivité et les écosystèmes du Québec. Dans une perspective de développement durable, leur qualité se doit d'être protégée. À cette fin, l'encadrement des activités à risque pour l'environnement comporte de plus en plus l'obligation de réaliser un suivi de la qualité des eaux souterraines.

Les situations types où un suivi de la qualité des eaux souterraines est susceptible d'être effectué sont :

- i. Un site *a priori* non contaminé, afin de déceler une éventuelle contamination (tendance à la hausse);
- ii. Un site déjà contaminé, pour suivre l'évolution de la contamination (stabilité de la qualité ou tendance à la hausse ou à la baisse);
- iii. Un site contaminé faisant l'objet de travaux de réhabilitation, afin d'en évaluer l'efficacité sur la qualité des eaux souterraines (stabilité de la qualité ou tendance à la baisse).

Le cadre légal et réglementaire pourra comporter des exigences particulières en cas de dégradation de la qualité de ces eaux. Par exemple, en cas de tendance à la hausse (contamination des eaux souterraines), ce cadre peut imposer au responsable du site l'obligation de transmettre au ministre une déclaration attestant des mesures qu'il a prises ou qu'il entend prendre pour déterminer la cause du problème et remédier à la situation. L'application de telles exigences est donc sujette à litige si un consensus entre les parties ne peut être établi sur la présence ou non d'une tendance au sein de la série temporelle de données de qualité des eaux souterraines.

Le présent guide présume que le programme de suivi de la qualité des eaux souterraines mis en œuvre au site permet d'obtenir des échantillons d'eau représentatifs de la qualité des eaux souterraines exploitées ou susceptibles d'être exploitées à des fins de consommation humaine ou de transformation alimentaire, mais également de la qualité des eaux souterraines qui feront émergence dans les eaux de surface (donc susceptibles d'affecter un écosystème qui y serait associé).

Bien que la conception du programme de suivi soit déterminante pour l'obtention d'échantillons d'eau représentatifs de la qualité des eaux souterraines, elle ne constitue pas l'objet du présent guide et n'est donc pas couverte de façon détaillée. Toutefois, l'annexe A.6 formule quelques recommandations générales qui devraient être prises en compte pour la conception d'un tel programme.

La conception d'un programme de suivi des eaux souterraines demeure l'entière responsabilité du responsable du site à qui incombe l'obligation de mettre en œuvre un tel programme.

Ce guide (2017) remplace toute version antérieure publiée par le Ministère.

1.2 Objectif

L'objectif du *Guide technique de suivi de la qualité des eaux souterraines* (GTSQES) consiste à proposer une méthode statistique d'interprétation des résultats et l'établissement d'un programme de suivi respectant les hypothèses inhérentes à la méthode d'interprétation. La méthodologie statistique présentée dans le GTSQES vise à détecter une tendance à la hausse ou une tendance à la baisse d'un contaminant. Son application permet de réduire la subjectivité dans l'examen d'une série temporelle de données et donc de favoriser l'atteinte d'un consensus sur la présence ou non d'une tendance dans une série temporelle de données de qualité des eaux souterraines.

1.3 Réglementation

Les principaux éléments du cadre légal et réglementaire pouvant bénéficier de l'utilisation du GTSQES sont les suivants¹ :

Loi sur la qualité de l'environnement (LQE)

Cette loi donne le cadre général pour la protection de l'environnement. Le régime des certificats d'autorisation (art. 22 et 32) permet au MDDELCC d'exiger des programmes de suivi de la qualité des eaux souterraines quand il le juge nécessaire dans le cadre des projets autorisés. Le régime des attestations d'assainissement permet également d'avoir des exigences du suivi de la qualité des eaux souterraines pour les établissements industriels visés.

Règlement sur le prélèvement des eaux et leur protection (RPEP)

Le présent règlement vise à prévoir les modalités relatives à l'autorisation de prélèvements d'eau prévue à l'article 31.75 de la LQE. Il introduit aussi les modalités relatives à l'aménagement, à l'exploitation et à la fermeture d'un site de forage destiné à rechercher ou à exploiter du pétrole, du gaz naturel, de la saumure ou un réservoir souterrain. Un réseau de puits d'observation doit être aménagé autour du site de forage. La qualité des eaux souterraines doit être établie avant l'exploitation du site et faire l'objet d'un suivi jusqu'à 10 ans suivant la fermeture définitive du puits.

Guide d'intervention – Protection des sols et réhabilitation des terrains contaminés (Guide d'intervention – PSRTC)²

Le Guide d'intervention introduit des critères de qualité des eaux souterraines destinées à la consommation, des critères en cas de résurgence dans un plan d'eau ainsi que des seuils d'alerte au-delà desquels un suivi de la qualité des eaux souterraines doit être mis en place. L'approche préconisée consiste à évaluer les risques d'effets, avérés ou appréhendés, que pourrait avoir la contamination des eaux souterraines sur la santé humaine, les usages faits de l'eau et l'environnement, afin de déterminer si une intervention sur les sols ou sur la phase dissoute est nécessaire.

Règlement sur la protection et la réhabilitation des terrains (RPRT)

Ce règlement introduit des valeurs limites pour la qualité des sols selon l'utilisation du terrain relatives à l'application de la section IV.2.1 de la LQE. Il exige la mise en œuvre d'un programme de suivi de la qualité des eaux souterraines, lorsqu'il y a risque de contamination d'une source d'eau destinée à la consommation humaine à moins de 1 km en aval hydraulique de certaines activités industrielles à risque visées par ce règlement.

Règlement sur l'enfouissement des sols contaminés (RESC)

Le présent règlement détermine les conditions ou prohibitions applicables à l'aménagement, à l'agrandissement, à l'exploitation et à la fermeture des lieux servant à l'enfouissement de sols contaminés. Un réseau de puits d'observation doit être aménagé autour du lieu d'enfouissement. La qualité des eaux souterraines doit être établie avant l'exploitation du lieu et par la suite vérifiée sur une base annuelle minimalement et pour une période d'au moins 30 ans suivant la fermeture du lieu.

¹ Le lien qui suit permet d'accéder au texte des lois et règlements dont l'application relève du MDDELCC : http://www.mddelcc.gouv.qc.ca/publications/lois_reglem.htm.

² <http://www.mddelcc.gouv.qc.ca/sol/terrains/guide-intervention/guide-intervention-protection-rehab.pdf>.

Règlement sur stockage et les centres de transfert de sols contaminés (RSCTSC)

Le présent règlement établit les règles sur le stockage de sols contaminés ainsi que sur l'établissement, l'exploitation et la fermeture de centres de transfert de sols contaminés. La qualité des eaux souterraines doit être établie avant l'exploitation du lieu de stockage ou de transfert et par la suite vérifiée sur une base annuelle minimalement.

Règlement sur les déchets solides (RDS) – Règlement sur l'enfouissement et l'incinération de matières résiduelles (REIMR)

Le Règlement sur les déchets solides présente des exigences pour la qualité des résurgences provenant des lieux d'enfouissement sanitaire. Depuis le 19 janvier 2006, il est graduellement remplacé par le Règlement sur l'enfouissement et l'incinération de matières résiduelles (REIMR), qui contient également des exigences de suivi de la qualité des eaux souterraines.

Règlement sur les matières dangereuses (RMD)

Ce règlement exige des puits d'observation et un suivi de la qualité des eaux souterraines autour de certains lieux d'entreposage et des lieux d'enfouissement de matières résiduelles dangereuses.

Règlement sur les fabriques de pâtes et papiers (RFPP)

Ce règlement demande un suivi semestriel de la qualité des eaux souterraines autour des lieux d'enfouissement de résidus solides de fabriques de pâtes et papiers.

Règlement sur les lieux d'élimination de neige (RLEN)

Ce règlement et le Guide d'aménagement qui le complète comprennent l'installation de puits d'observation et le suivi régulier de la qualité des eaux souterraines.

Par ailleurs, une exigence plus générale concernant l'absence de dégradation significative de la qualité des eaux souterraines se trouve dans les décrets actuellement en vigueur pour plusieurs lieux d'enfouissement techniques.

1.4 Réseau de suivi

La première étape consiste à définir le réseau de puits de suivi. Nous distinguons deux cas selon l'absence ou la présence d'un réseau existant ou imposé.

Absence de réseau initial

Dans le cas des nouvelles installations, la conception du programme de suivi des eaux souterraines, notamment la position et la conception des puits d'observation, est déterminée en fonction du modèle conceptuel définissant les conditions hydrogéologiques au site et le comportement des substances devant faire l'objet d'un suivi.

Réseau existant

Dans le cas d'installations déjà existantes (ex. : puits d'observation aménagés lors de la caractérisation du site), il est normal de vouloir les utiliser dans le cadre du programme de suivi des eaux souterraines. Toutefois, avant de les incorporer dans le programme de suivi, il est nécessaire d'y porter un regard critique afin de vérifier si la position et la conception des puits d'observation sont logiques en fonction du modèle conceptuel définissant les conditions hydrogéologiques au site ainsi que le comportement des substances devant faire l'objet d'un suivi. Il faudra corriger le réseau avec de nouveaux puits au besoin.

1.5 Plan de contingence

La mise en place d'un programme de suivi des eaux souterraines, par exemple dans le cadre de la délivrance d'une autorisation en vertu de la LQE, devrait s'accompagner d'un plan de contingence dont la mise en œuvre suivra la détection d'une tendance significative. Ce plan de contingence contiendra la description des mesures à mettre en œuvre pour déterminer la cause du problème. La mise en œuvre de ce plan permettra de déterminer les mesures à prendre pour remédier à la situation. Il convient de préciser que certains règlements imposent des modalités concernant les mesures à mettre en place en cas de contamination.

2. MÉTHODOLOGIE

Les définitions des principaux termes statistiques utilisés dans ce guide sont présentées à l'annexe A.1.

La méthode la plus couramment utilisée pour détecter des tendances dans une série temporelle est le test de Mann-Kendall (Kendall, 1955; Gilbert, 1987; USGS, 2002; USEPA, 2011, 2012). Les avantages de cette méthode sont nombreux :

- la statistique utilisée est non paramétrique. Elle s'applique donc indépendamment du type de distribution rencontrée pour un contaminant donné;
- elle permet d'utiliser toutes les données, même celles sous le seuil de détection qui sont alors simplement traitées comme des valeurs égales entre elles et inférieures aux autres valeurs;
- elle peut être adaptée pour tenir compte des variations saisonnières;
- elle peut être appliquée malgré des données manquantes;
- elle est insensible à la présence de données extrêmes;
- la distribution de la statistique du test est bien approximée par une loi normale dès que $n > 10$, ce qui facilite d'autant son utilisation;
- elle peut détecter tout type de tendance croissante ou décroissante, linéaire ou non.

La principale restriction du test est que les données doivent être considérées comme indépendantes. La présence d'une autocorrélation positive (voir annexe A.1) dans la série temporelle augmente le risque de faux positifs (c.-à-d. la détection erronée d'une tendance), alors que la présence d'une autocorrélation négative diminue la puissance du test (c.-à-d. qu'elle augmente le risque de ne pas détecter une tendance réelle). Pour réduire au minimum l'autocorrélation, il est souhaitable que les données soient prélevées à intervalles assez espacés dans le temps. Dans ce guide, nous supposons que les données sont indépendantes.

Une autre restriction est que l'utilisation du test de Mann-Kendall suppose implicitement que la distribution des valeurs mesurées, pour une référence fixe donnée, est stable dans le temps (pas de dérive liée à l'appareillage). De même, si plusieurs appareils (ou/et méthodes d'analyse) sont utilisés, ils sont censés avoir la même distribution (avec peut-être des seuils de détection différents). Le test ne peut en effet pas distinguer une tendance réelle d'une tendance induite par les méthodes et l'appareillage utilisés.

2.1 Détection de tendance : principe du test de Mann-Kendall

Dans une série temporelle, l'axe du temps possède un ordre évident. L'idée du test de Mann-Kendall est de mesurer jusqu'à quel point les valeurs mesurées (z_i , $i = 1 \dots n$) suivent cet ordre naturel. Si les concentrations mesurées sont corrélées avec l'axe du temps (positivement ou négativement), alors on peut conclure à une tendance. La corrélation est mesurée à l'aide de la statistique S de Mann-Kendall. Celle-ci est obtenue en comparant deux à deux toutes les valeurs observées de la série. Dans une série de n données, on retrouvera donc $n(n - 1)/2$ telles comparaisons. Ainsi, pour $n = 10$, on aura 45 paires à comparer. On compte le nombre de différences positives et le nombre de différences négatives entre données mesurées aux temps t_j et t_i , avec $t_j > t_i$. La statistique S est la différence entre le nombre de différences positives et le nombre de différences négatives. Lorsque les données sont strictement croissantes dans le temps, la statistique S est positive et maximale. Lorsque les données sont strictement décroissantes dans le temps, la statistique S est négative et minimale. Si les données ne montrent aucun lien avec le temps, S devrait être près de 0. Le test consiste donc à comparer la valeur S expérimentale obtenue avec la distribution statistique attendue lorsqu'il n'y a pas de tendance présente. Une valeur de S anormalement élevée (en valeur absolue) indique un résultat peu compatible avec l'absence de tendance et l'on doit donc conclure qu'une tendance est présente. La distribution statistique de S peut être obtenue par énumération pour de petits jeux de données ou approximée par une distribution normale lorsque le nombre de données le permet.

Plus précisément, la statistique S est définie comme suit :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n a_{ij} \quad (1)$$

où n est le nombre d'observations dans la série temporelle et

$$\begin{aligned} a_{ij} &= 1 \quad \text{si } z_j > z_i \\ a_{ij} &= 0 \quad \text{si } z_j = z_i \\ a_{ij} &= -1 \quad \text{si } z_j < z_i \end{aligned} \quad (2)$$

Exemple de calcul : soit la série temporelle [$z_1 = 10$, $z_2 = 14$, $z_3 = 8$, $z_4 = 15$].

On construit le tableau de comparaison suivant :

	$z_2 = 14$	$z_3 = 8$	$z_4 = 15$	Nombre de différences positives	Nombre de différences négatives
$z_1 = 10$	14-10	8-10	15-10	2	1
$z_2 = 14$	-	8-14	15-14	1	1
$z_3 = 8$	-	-	15-8	1	0
				Total	4
				S	2

Tableau 1 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle

En l'absence de tendance, la distribution de S peut être calculée exactement pour tout n (distribution sous l'hypothèse d'absence de tendance). On procède par simple énumération (voir annexe A.2). Le tableau A.2.1 présente la probabilité d'observer une valeur égale ou supérieure à la statistique S spécifiée pour les cas $4 \leq n < 10$. Pour les cas $n \geq 10$, une excellente approximation est obtenue par la loi normale. En effet, la statistique $S - (\text{signe}(S) \times 1)$ est alors distribuée approximativement comme une loi normale de moyenne zéro et de variance $\text{Var}(S) = n(n - 1)(2n + 5) / 18$.

2.2 Test sans effets saisonniers

Utilisant les résultats de la section précédente, on peut tester l'hypothèse de l'absence de tendance (hypothèse nulle ou H_0) contre l'hypothèse alternative (H_1) de la présence d'une tendance croissante ou décroissante (test bilatéral) :

H_0 : Il n'y a pas de tendance

H_1 : Il y a une tendance à la hausse ou à la baisse

On calcule :

$$Z^* = \begin{cases} (S - 1)/\text{Var}(S)^{1/2} & \text{si } S > 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \\ (S + 1)/\text{Var}(S)^{1/2} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (3)$$

où

$$\text{Var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad (4)$$

La statistique Z^* est distribuée suivant une $N(0,1)$. Si $-z_{\alpha/2} < Z^* < z_{\alpha/2}$ alors on ne peut pas rejeter H_0 au niveau de risque α . Si $|Z^*| > z_{\alpha/2}$ alors Z^* est considérée comme incompatible avec l'hypothèse d'absence de tendance et l'on conclut qu'il y a une tendance. Cependant, sous H_0 (c.-à-d. s'il n'y a pas de tendance), la probabilité est de α qu'une valeur aussi extrême soit néanmoins observée. Le niveau de risque α du test correspond donc au taux de faux positifs que l'on est prêt à accepter, c'est-à-dire la probabilité d'identifier une tendance alors qu'il n'y en a pas en réalité. Le seuil critique $z_{\alpha/2}$ est la valeur d'une $N(0,1)$ telle que $P(N(0,1) > z_{\alpha/2}) = \alpha/2$. Une table $N(0,1)$ est fournie à l'annexe A.7. Comme la table donne la fonction de répartition, soit $F_Z(z) = P(N(0,1) \leq z)$, on détermine $Z_{0,1} = 1,28$, $Z_{0,025} = 1,96$ et $Z_{0,005} = 2,58$.

Exemple de calcul :

Soit la série temporelle des valeurs observées ($n = 13$)

8,3, 7,5, 10,9, 11,2, 10,2, 20,3, 17,4, 15,2, 25,3, 6,9, 13,4, 30,5, 27,3.

On calcule $S = 38$, $\text{Var}(S) = 13 \times 12 \times 31/18 = 268,67$, $Z^* = (38 - 1)/268,67^{0,5} = 2,257$. Au niveau de risque $\alpha = 0,05$, on a pour un test bilatéral $z_{0,025} = 1,96$ et donc on détecte une tendance (ici croissante) significative.

Lorsque l'on n'est intéressé que par une tendance croissante, on effectue plutôt le test (test unilatéral) :

H_0 : Il n'y a pas de tendance

H_1 : Il y a une tendance à la hausse

On rejette H_0 si $Z^* > z_{\alpha}$

Pour détecter une tendance décroissante, on effectue le test :

H_0 : Il n'y a pas de tendance

H_1 : Il y a une tendance à la baisse

On rejette H_0 si $Z^* < -z_{\alpha}$

Une autre façon de réaliser le test est de calculer la valeur-p (« p-value ») de la statistique Z^* . La valeur-p est la probabilité d'obtenir sous l'hypothèse H_0 une valeur de la statistique Z^* aussi (ou plus) extrême que

celle observée dans la série (Montgomery et Runger, 2007). On rejette H_0 si $p < \alpha$. L'avantage de la valeur-p est de fournir une indication sur la force du rejet.

Exemple de calcul :

Dans l'exemple précédent, la statistique $Z^* = 2,257$. On lit dans la table de l'annexe A.7 : $F_z(2,26) = 0,988$. La valeur-p correspondante est donc $2(1 - 0,988) = 0,024$ pour le test bilatéral et $(1 - 0,988) = 0,012$ pour le test unilatéral.

2.2.1 Correction pour des valeurs sous le seuil de détection

Pour plusieurs contaminants, il peut arriver que les mesures soient sous le seuil de détection ($< d$) de l'appareil. La contribution au calcul de S d'une paire donnée (z_i, z_j) (avec $i < j$) est 0 lorsque les données i et j sont toutes deux sous le seuil de détection. Si seule z_i est sous le seuil, la contribution est 1, si seule z_j est sous le seuil, elle est de -1.

La façon de calculer S est identique à ce qui a été décrit précédemment, la seule différence étant que les paires de données sous le seuil de détection retournent une valeur 0. Par contre, cela a une incidence sur la variance de S , qui devient alors :

$$Var(S) = [n(n-1)(2n+5) - n_d(n_d-1)(2n_d+5)]/18 \quad (5)$$

où n_d est le nombre de données sous le seuil de détection.

Exemple de calcul :

Soit d , qui est le seuil de détection pour la mesure d'un contaminant donné. Soit la série temporelle :

$< d, 40, 20, < d, < d, 60, 80, < d, < d, < d$.

On forme le tableau de comparaison par paires (les a_{ij} de l'équation 2).

	40	20	< d	< d	60	80	< d	< d	< d	Nombre de différences positives	Nombre de différences négatives
< d	1	1	0	0	1	1	0	0	0	4	0
40	-	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	2	6
20	-	-	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	2	5
< d	-	-	-	0	1	1	0	0	0	2	0
< d	-	-	-	-	1	1	0	0	0	2	0
60	-	-	-	-	-	1	-1	-1	-1	1	3
80	-	-	-	-	-	-	-1	-1	-1	0	3
< d	-	-	-	-	-	-	-	0	0	0	0
< d	-	-	-	-	-	-	-	-	0	0	0
Total										13	17
S										-4	

Tableau 2 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle

Le tableau présente les a_{ij} (équation 2). Un 1 indique une différence positive, un -1 une différence négative.

On calcule $S = -4$, $n_d = 6$ et $Var(S) = ((10*9*25) - (6*5*17))/18 = 96,67$.

On calcule $Z^* = (-4 + 1)/(96,67)^{0,5} = -0,031$, ce qui correspond (avec l'approximation normale) à une valeur-p de 0,64 pour un test unilatéral cherchant à vérifier une tendance croissante. Comme la valeur-p est grande, on conclut à l'absence de tendance significative.

Notes :

a) Si des appareils présentant des seuils de détection différents sont utilisés, alors il faut recoder toutes les données en fonction du seuil de détection le plus élevé pour pouvoir utiliser le test avec toutes les données. Ainsi, en supposant que les 5 premières données sont obtenues avec un premier appareil dont le seuil de détection est $d_1 = 10$ et les 5 dernières par un second appareil dont le seuil de détection est $d_2 = 25$, on recoderait la série comme suit : $< d_2, 40, < d_2, < d_2, < d_2, 60, 80, < d_2, < d_2, < d_2$. La nouvelle valeur de S serait 0, $Var(S) = (10 \cdot 9 \cdot 25 - 7 \cdot 6 \cdot 19) / 18 = 66,78$ et $Z^* = 0$. À nouveau, aucune tendance significative n'est détectée.

b) Si l'adoption du seuil le plus élevé de non-détection entraîne un trop grand nombre de valeurs non détectées, il peut alors être préférable de délaissier toutes les données obtenues avec l'appareil ayant le seuil de détection le plus élevé (dans l'exemple précédent, on ne conserverait que les 5 premières données : $< d_1, 40, 20, < d_1, < d_1$). Il est important d'exclure toutes les valeurs de l'autre appareil afin de ne pas biaiser le résultat du test. Un autre cas de figure serait la diminution du seuil de détection dans le temps due à l'amélioration ou au changement de la méthode d'analyse. Dans ce cas, il pourrait être intéressant de n'utiliser pour le test que les données les plus récentes ayant un seuil de détection plus bas.

2.2.2 Cas ayant des groupes de valeurs égales

Les données sous le seuil de détection sont des données que l'on considère comme égales. On peut généraliser l'approche de la section précédente au cas où l'on a plusieurs groupes de valeurs égales (dont un de ces groupes peut être le groupe de données sous le seuil de détection). Si l'on a p groupes de valeurs égales, le calcul de $Var(S)$ doit tenir compte du nombre de groupes de valeurs égales et du nombre de données égales dans chaque groupe. $Var(S)$ est alors donné par :

$$Var(S) = [n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^p n_i(n_i-1)(2n_i+5)] / 18 \quad (6)$$

où n_i est le nombre de valeurs égales d'un même groupe.

Exemple de calcul :

Soit la série temporelle des valeurs :

$< d, 40, 20, 20, < d, 60, 60, 100, 100, 100$.

On forme le tableau de comparaison par paires (les a_{ij} de l'équation 1).

	40	20	20	< d	60	60	100	100	100	Nombre de différences positives	Nombre de différences négatives
< d	1	1	1	0	1	1	1	1	1	8	0
40	-	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	5	3
20	-	-	0	-1	1	1	1	1	1	5	1
20	-	-	-	-1	1	1	1	1	1	5	1
< d	-	-	-	-	1	1	1	1	1	5	0
60	-	-	-	-	-	0	1	1	1	3	0
60	-	-	-	-	-	-	1	1	1	3	0
100	-	-	-	-	-	-	-	0	0	0	0
100	-	-	-	-	-	-	-	-	0	0	0
									Total	34	5
									S	29	

Tableau 3 : Tableau de comparaison par paires des valeurs de la série temporelle, cas avec valeurs égales
 On calcule $S = 29$. On a $n = 10$ et $p = 4$ groupes de valeurs égales (soit les groupes < d, 20, 60 et 100) où l'on observe $n_1 = 2$, $n_2 = 2$, $n_3 = 2$ et $n_4 = 3$.

On calcule $\text{Var}(S) = [(10 \cdot 9 \cdot 25) - (2 \cdot 1 \cdot 9) - (2 \cdot 1 \cdot 9) - (2 \cdot 1 \cdot 9) - (3 \cdot 2 \cdot 11)] / 18 = 118,33$ (au lieu de 125 en l'absence d'égalités). La statistique $Z^* = (29 - 1) / 118,33^{0,5} = 2,574$, ce qui correspond à une valeur-p de 0,005 pour un test unilatéral. La valeur-p étant faible et la statistique S étant positive, on conclut à une tendance croissante significative.

2.2.3 L'effet de l'autocorrélation des données

Supposons une eau souterraine n'étant soumise à aucune activité humaine pouvant l'altérer. On peut imaginer que sa composition chimique exacte variera néanmoins légèrement dans le temps en fonction de facteurs naturels eux-mêmes variables et pouvant avoir un impact sur la composition chimique de l'eau. Des exemples de facteurs pourraient être la température de l'eau, le fait que le sol soit gelé en surface ou non, l'élévation de la nappe phréatique, l'abondance des précipitations reçues récemment, etc. Tous les phénomènes mentionnés sont plus ou moins cycliques. Ainsi, un suivi de la composition chimique de l'eau à un pas de temps très rapproché mettrait en évidence des tendances des différents composants tantôt à la hausse, tantôt à la baisse, avec le risque que le test de détection de Mann-Kendall perçoive ces tendances comme significatives alors qu'une réponse négative est souhaitée dans le contexte évoqué. Hamed (2009) a étudié la distribution exacte de S sous certaines hypothèses concernant l'autocorrélation. Comme le niveau d'autocorrélation ne peut être connu ni déterminé avec de courtes séries de données, ces résultats, intéressants d'un point de vue théorique, sont peu utiles en pratique.

Une façon d'atténuer les effets des variations naturelles présentant une composante cyclique est d'espacer l'échantillonnage dans le temps en cherchant à prendre un seul échantillon par période, préférablement au même moment du cycle. Un tel exemple de cycle est donné par l'alternance des saisons. Pour contrer l'effet saisonnier, on pourrait ainsi ne considérer que les paires formées d'échantillons prélevés à la même saison, mais à des années différentes. C'est ainsi qu'est construit le test prenant en compte les effets saisonniers.

2.3 Test tenant compte des effets saisonniers

L'idée est simple, il suffit de calculer la statistique S_i séparément pour chacune des saisons i . Puis on calcule :

$$S_s = \sum_{i=1}^p S_i \quad (7)$$

$$Var(S_s) = \sum_{i=1}^p Var(S_i) \quad (8)$$

où p est le nombre de saisons et i l'indice de la saison. Le test suppose donc que les statistiques S_i obtenues sur différentes saisons sont indépendantes les unes des autres (remarque : comme pour le calcul de chaque S_i , on n'utilise que des données d'une même saison d'années différentes; cette hypothèse est beaucoup moins contraignante que de supposer que les données de saisons consécutives d'une même année sont indépendantes).

Ensuite, on calcule comme précédemment :

$$Z^* = \begin{cases} (S_s - 1)/Var(S_s)^{1/2} & \text{si } S_s > 0 \\ 0 & \text{si } S_s = 0 \\ (S_s + 1)/Var(S_s)^{1/2} & \text{si } S_s < 0 \end{cases} \quad (9)$$

que l'on compare à une $N(0,1)$ tout comme pour le test simple.

Exemple de calcul :

Soit la série temporelle suivante couvrant trois saisons (printemps, été et automne) sur trois années et au printemps de la 4^e année :

Printemps	Été	Automne	Printemps	Été	Automne	Printemps	Été	Automne	Printemps
4	8	15	7	11	9	3	10	21	17

On forme le tableau de comparaison par paires (les a_{ij} de l'équation 1) séparément pour chaque saison.

Pour le printemps (saison 1) :

	7	3	17	Somme ¹
4	1	-1	1	1
7	-	-1	1	0
3	-	-	1	1
			S_1	2

¹La somme représente ici le nombre de différences positives – le nombre de différences négatives.

Pour l'été (saison 2) :

	11	10	Somme
8	1	1	2
11	-	-1	-1
		S_2	1

Pour l'automne (saison 3) :

	9	21	Somme
15	-1	1	0
9	-	1	1
		S_3	1

La statistique $S_s = 2 + 1 + 1 = 4$. On calcule $\text{Var}(S_1) = 4 \times 3 \times 13/18 = 8,667$ (équation 4). De même, $\text{Var}(S_2) = \text{Var}(S_3) = 3 \times 2 \times 11/18 = 3,667$. On calcule $\text{Var}(S) = 8,667 + 3,667 + 3,667 = 16$. La statistique $Z^* = (4 - 1)/16^{0.5} = 0,75$ à laquelle correspond une valeur-p de 0,23 pour un test unilatéral. On conclut qu'il n'y a pas de tendance croissante significative au niveau de risque $\alpha = 0,05$.

Par comparaison, le test simple ne tenant pas compte des saisons fournit les valeurs suivantes : $n = 10$, $S = 17$, $\text{Var}(S) = 125$, $Z^* = 1,43$ et la valeur-p correspondante est de 0,07. On arrive ici à la même conclusion qu'avec le test saisonnier pour un niveau de risque $\alpha = 0,05$, mais on arriverait à des conclusions différentes pour le niveau de risque $\alpha = 0,10$.

Notes :

- a) Le test saisonnier suppose implicitement que la direction de la tendance (pas sa force) est la même pour chaque saison. Or, on ne peut exclure qu'une saison donnée ne montre pas de tendance ou même que la tendance d'une saison s'inverse par rapport à la tendance d'une autre saison. Dans ce cas, Z^* dans l'équation (9) pourrait ne pas apparaître significatif alors qu'il le serait pour les saisons considérées séparément.

Par mesure de précaution, il est souhaitable, lorsque les données couvrent plusieurs saisons différentes, de :

- i. tester chaque saison séparément avec le test de Mann-Kendall simple;
- ii. faire le test de Mann-Kendall saisonnier;
- iii. faire le test de Mann-Kendall simple, considérant toutes les données ensemble, peu importe le moment du prélèvement.

Lorsqu'il n'y a aucune tendance, les trois tests devraient s'avérer négatifs.

- b) Pour le test simple, on a vu que l'approximation normale était excellente dès que le nombre d'observations était supérieur ou égal à 10. Ces 10 observations fournissent un total de 45 paires. À raison d'une donnée par saison, il faut 2,5 années pour obtenir ces 10 observations. Pour le test saisonnier, ce nombre total de paires de 45 est atteint à la 21^e saison d'échantillonnage pour un échantillon à chacune des 4 saisons (soit 5 ans et 1 saison). Avant cela, on peut utiliser les valeurs exactes de probabilité en fonction du nombre de paires disponibles. Cependant, avec moins de données, le test de Mann-Kendall est moins puissant, c'est-à-dire qu'il détectera plus difficilement une tendance présente.
- c) L'exemple numérique précédent ne montre aucune valeur sous le seuil de détection ni aucun groupe de valeurs égales. Si l'on retrouvait des groupes de valeurs égales dans les données d'une même saison, on devrait effectuer les adaptations nécessaires pour le calcul de chacune des S_i et de sa variance comme décrit précédemment.

- d) La distribution exacte de S_s peut être obtenue à partir des distributions exactes des S_i pour chaque saison séparément. La distribution exacte de S_s dépend du nombre d'observations obtenues pour chaque saison.

2.4 Autres considérations

2.4.1 Plusieurs observations d'un même puits à des temps donnés

Il peut arriver qu'à un temps donné ou au cours d'une même période ou saison l'on dispose de plus d'une observation à un puits. Parce que ces données ne peuvent généralement pas être considérées comme indépendantes, car trop rapprochées dans le temps, Gilbert (1987, p. 213) recommande d'utiliser la médiane des valeurs comme valeur représentative et d'appliquer le test habituel sur ces médianes. Si le nombre d'observations pour un temps donné est impair, on retient la valeur centrale. Si le nombre est pair, on prend la moyenne arithmétique des deux valeurs centrales. Le reste du test se fait comme si l'on avait une seule valeur disponible à chaque temps.

2.4.2 Plusieurs puits suivis en parallèle

Si plus d'un puits est échantillonné à chaque temps, on peut considérer que l'information fournie par chaque puits n'est pas indépendante. Il vaut mieux alors traiter chaque puits séparément. On évitera ainsi qu'un puits par exemple situé en amont d'une contamination n'interfère avec l'identification de la tendance d'un autre puits situé en aval.

2.4.3 Plusieurs contaminants

Les différentes substances (contaminants ou teneurs naturelles) ne sont généralement pas indépendantes, car on peut présumer qu'elles sont reliées à des causes communes expliquant leurs niveaux respectifs. Cette hypothèse est assez évidente dans le cas d'une contamination, mais elle a aussi de bonnes chances d'être vérifiée naturellement. On devrait donc étudier les substances séparément. Comme on attend un taux de faux positifs de α pour chaque substance, on aurait, si les tests étaient indépendants, un faux positif pour l'une ou l'autre des substances de $1 - (1-\alpha)^n$ où n est le nombre de substances. Ce taux devient rapidement élevé. Ainsi avec $\alpha = 0,05$ et $n = 10$, on trouve 40 % de cas avec au moins un faux positif sur l'une ou l'autre des substances. En réalité, le taux sera bien moindre étant donnée l'absence d'indépendance entre les substances. Ainsi, si les substances étaient parfaitement corrélées, le taux global de faux positifs demeurerait à 5 % peu importe le nombre de substances.

2.5 Puissance du test de Mann-Kendall

La puissance d'un test est la probabilité de rejeter H_0 lorsque la réalité correspond à H_1 (donc la probabilité de détecter une tendance existante). La puissance de tout test varie en fonction du taux de faux positifs α que l'on est prêt à accepter, de l'importance de l'écart entre H_0 et la situation réelle et du nombre de données utilisées dans le test. À nombre égal de données, pour une même tendance, plus le taux α de faux positifs est faible, moins le test est puissant. Ainsi, on diminue le risque de détecter faussement une tendance (α plus faible), mais on accroît le risque de ne pas identifier une tendance existante (le test est moins puissant). Pour un même taux de faux positifs α , plus la tendance est forte et régulière, plus le test est puissant. De même, plus le nombre de données augmente, plus le test est puissant pour un même α .

Par ailleurs, pour le cas particulier du test de Mann-Kendall, des études de simulation ont montré (Yue *et al.*, 2002; Onoz et Bayazit, 2003) que la puissance du test pour détecter une faible tendance linéaire diminuait avec l'augmentation de l'asymétrie de la distribution et l'augmentation du coefficient de variation. L'explication est assez simple. Pour une même tendance croissante dans le temps, une plus grande variation mène à une série de valeurs moins bien ordonnée dans le temps. Au contraire, avec une

variation nulle par rapport au niveau moyen de la tendance, la série serait parfaitement ordonnée et le test détecterait à coup sûr cette tendance, aussi faible soit-elle.

À noter qu'il ne sert à rien pour le test de Mann-Kendall de transformer la variable pour en réduire l'asymétrie ou le coefficient de variation puisque toute transformation monotone laisse les rangs inchangés et donc la statistique S demeure la même. De plus, Yue *et al.* (2002) et Onoz et Bayazit (2003) arrivent à la conclusion que le type de distribution importe peu. Avec un même coefficient d'asymétrie, des distributions différentes montrent des puissances semblables pour le test de Mann-Kendall. Finalement, la mesure d'asymétrie semble *a priori* mieux appropriée que le coefficient de variation pour comparer les distributions. Ainsi, si l'on ajoute une constante à une distribution donnée, le test de Mann-Kendall demeure invariant tout comme le coefficient d'asymétrie et contrairement au coefficient de variation, qui se trouvera réduit par cette opération.

2.6 Longues séries de données et fenêtrage

Les longues séries de données sont relativement peu fréquentes dans les études environnementales portant sur la contamination des eaux (de telles séries sont toutefois communes pour les données météorologiques ou hydrologiques). Cependant, de longues séries pourraient devenir plus fréquentes à la faveur des réglementations environnementales plus exigeantes. Lorsque la série est suffisamment longue (> 20 données), il peut être intéressant de l'étudier par fenêtres glissantes.

En principe, plus la série observée est longue, plus le test de Mann-Kendall est puissant, c'est-à-dire qu'il peut détecter de plus faibles tendances. Cela est valable lorsque la tendance croissante est déjà installée au début de la série. Dans le cas où la tendance apparaîtrait tardivement dans la série d'observations, on peut se demander si un grand nombre d'observations prélevées durant la période précédant l'apparition de la tendance pourrait retarder, voire empêcher, la détection de la tendance. Dans l'affirmative, on pourrait envisager l'utilisation de fenêtres glissantes appliquées à la série, c'est-à-dire qu'on ferait le test à l'aide des *nw* dernières valeurs disponibles (Machida *et al.*, 2013). Se pose alors le problème de la détermination de *nw*. Trop faible, le test de Mann-Kendall ne serait pas assez puissant, et trop élevé, on retomberait peut-être sur le problème de retard de détection.

Le même problème pourrait se poser lorsque le test de Mann-Kendall est utilisé pour suivre l'atténuation d'un contaminant. Est-ce que la détection du retour à la normale d'un élément donné pourrait être retardée par l'inclusion de toutes les données prises avant le début de l'intervention?

La figure 1 montre la performance de détection d'une tendance croissante pour différentes fenêtres. Les 200 valeurs sont tirées aléatoirement d'une loi log-normale. Une tendance linéaire croissante est ajoutée à compter de la 101^e observation. Mille simulations sont réalisées et la proportion de tests positifs est affichée à chaque pas de temps.

La figure 2 montre la performance de détection du retour à la normale pour différentes fenêtres. Les mêmes valeurs de l'exemple précédent sont reprises en inversant simplement l'axe du temps.

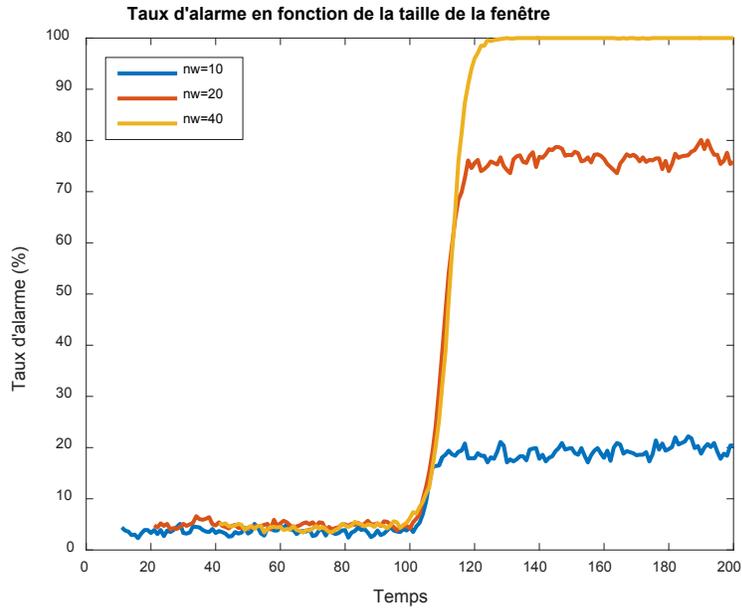


Figure 1 : Taux d'identification (au niveau de risque $\alpha = 0,05$) de la tendance croissante débutant au temps 101 obtenu pour différentes tailles de fenêtre en fonction de la période considérée

Chaque courbe débute à la période nw , car le test utilise les nw dernières valeurs disponibles. Ainsi, pour le résultat affiché en position temps = 110, les données de 101 à 110 sont utilisées pour $nw = 10$, de 91 à 110 pour $nw = 20$ et de 71 à 110 pour $nw = 40$.

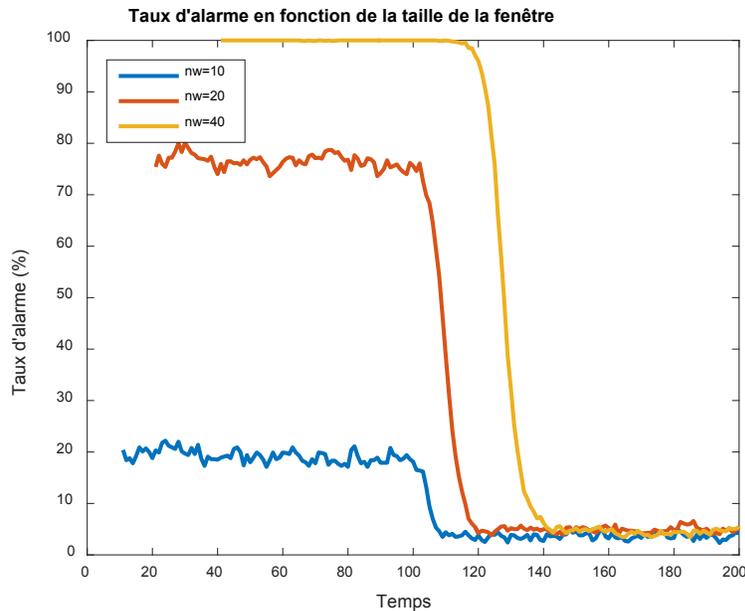


Figure 2 : Taux d'identification (au niveau de risque $\alpha = 0,05$) de la tendance décroissante débutant au temps 101

Comme on le constate, on a intérêt à prendre une grande fenêtre pour détecter l'apparition d'une tendance (figure 1). Par contre, la situation est moins claire pour tester le retour à la normale (figure 2). Une plus grande fenêtre présente un meilleur taux d'identification dans la période où la tendance est

présente, mais elle détecte plus tardivement le retour à la normale. Cette asymétrie du comportement du test suggère que la présence d'une tendance dans quelques données suffit à provoquer une réponse positive du test de Mann-Kendall. En contrepartie, il faut que ces données soient majoritairement sorties de la fenêtre utilisée pour que l'on puisse conclure à un retour à la normale.

Une autre observation découlant de cet exemple est qu'en période non affectée par la tendance, le taux de faux positifs est bien au niveau attendu α , et ce, indépendamment de la taille de la fenêtre.

2.7 Utilisation des valeurs-p du test de Mann-Kendall

Plutôt que de définir une ligne de conduite par rapport à un seuil unique, il peut être souhaitable d'adopter deux seuils. Par analogie aux feux de circulation, le premier seuil marquerait le passage du vert au jaune. Ce seuil (correspondant à un taux de faux positifs assez élevé) indiquerait qu'une vigilance accrue et une analyse serrée sont requises pour tenter d'identifier et de résoudre un problème potentiel. Un second seuil (correspondant à un faible taux de faux positifs) marquerait le passage du jaune au rouge et indiquerait presque certainement la présence d'un problème nécessitant une action immédiate.

Des seuils de faux positifs (α) de 0,1 (passage du vert au jaune) et de 0,005 (passage du jaune au rouge) pourraient être retenus. Une série d'exemples sont présentés à l'annexe A.3 afin d'illustrer le comportement de l'approche proposée pour une variété de cas simulés et de données réelles.

3. PROCÉDURE

3.1 Utilisation du test de Mann-Kendall

Cette section vise à formuler quelques recommandations et suggestions dans l'application pratique du test de Mann-Kendall.

- a) Afin de réduire au minimum l'autocorrélation entre les données, espacer l'échantillonnage de celles-ci à une fois par saison à des dates les plus voisines possible d'une année à l'autre. La fréquence d'échantillonnage devrait être fixée initialement à 3 fois par année, voire 4 si les conditions hivernales le permettent.
- b) Effectuer les tests puits par puits et substance par substance. En raison des corrélations entre substances d'un même groupe ou entre groupes de substances, les tests auront tendance à réagir positivement ou négativement de façon coordonnée.
- c) Toujours examiner même succinctement les séries temporelles de données. Comme l'illustrent les exemples de l'annexe A3, les résultats du test de Mann-Kendall sont assez conformes aux appréciations visuelles de la présence d'une tendance.
- d) Examiner pour les principales substances et les principaux puits l'évolution des valeurs-p du test de Mann-Kendall.
- e) Utiliser si possible des fenêtres de 40 données. Toutefois, on peut faire aussi le suivi avec des fenêtres plus petites, surtout pour détecter un peu plus tôt la fin d'une tendance décroissante. Les essais effectués indiquent qu'une tendance croissante n'est cependant pas vraiment détectée plus tôt avec une fenêtre plus petite. En début de suivi, on utilisera la fenêtre la plus grande que permettent les données.

- f) Adopter le système à deux seuils : un premier seuil (par exemple $\alpha = 0,1$) franchi suggère une vigilance accrue (code jaune). Il présentera peu de faux négatifs. Un second seuil (par exemple $\alpha = 0,005$) franchi constitue une alerte (code rouge). Comme le taux de faux positifs α est faible, selon toute vraisemblance une tendance est présente (ce qui nécessite une action dans le cas d'une tendance croissante). Ce second seuil présentera davantage de faux négatifs que le premier.
- g) Sur l'ensemble des données, effectuer les tests simple et saisonnier.
- h) Effectuer aussi les tests simples séparément par saison. Cela pourrait permettre d'identifier des tendances n'apparaissant qu'à certaines saisons.
- i) Il est normal qu'un faux positif ou un faux négatif persiste en raison de la corrélation entre les tests successifs. Plus la fenêtre est longue, plus la persistance est grande.
- j) Pour une substance donnée, lorsque les observations ont été obtenues avec des appareils présentant des seuils de détection différents, il faut retenir la limite de détection la plus élevée pour calculer S et Z^* sans ambiguïté.
- k) Lorsque plusieurs données d'une même substance à un même puits pour un même temps (ou une même période ou saison) sont disponibles, on retiendra la médiane de celles-ci pour le test de Mann-Kendall.
- l) Compte tenu du fait qu'une fenêtre incluant au total au moins 20 données (préférentiellement 40 données) est suggérée, l'approximation normale peut être utilisée en tout temps, ce qui simplifie l'application de la méthode. Ainsi, pour un échantillonnage à trois saisons, il faudra compter presque sept ans pour atteindre le nombre souhaité. On peut effectuer le test avec moins de données (le tableau A.2.1 est alors requis pour $n < 10$), mais le test sera moins puissant. Par contre, advenant un test positif (présence d'une tendance suspectée), on sera d'autant plus vigilant que la puissance du test est faible.
- m) En début de suivi lorsque $n < 10$, se référer au tableau A.2.1 pour la distribution exacte de la statistique S (cas sans égalités). Si des égalités sont présentes, il faut adapter le tableau.
- n) Pour le cas saisonnier, lorsque le nombre total de paires que l'on peut former est inférieur à 45, on devra utiliser le tableau A.2.1 pour obtenir la distribution de S_i à chaque saison séparément et en déduire la distribution de S_s pour l'ensemble des saisons.

3.2 Analyse et interprétation des résultats

Les résultats devront être présentés dans des tableaux de compilation. On y indiquera les seuils choisis pour définir les codes jaune et rouge. Les valeurs-p correspondant à Z^* seront indiquées. Par ailleurs, les tableaux de compilation des résultats devront être accompagnés d'une analyse. Une interprétation et des recommandations devront être formulées en fonction des résultats obtenus.

Un fichier Excel contenant les macros permettant de réaliser le test de Mann-Kendall est décrit en annexe. Les macros permettent d'effectuer le test de MK simple ou saisonnier, globalement ou par fenêtres glissantes. Le test saisonnier est présenté regroupé ou découpé par saisons. Les statistiques S, z, et valeur-p sont calculées et les résultats significatifs sont soulignés par la couleur jaune ou rouge selon le seuil excédé. Le code des macros est disponible.

3.3 Deux usages différents du test de Mann-Kendall

A. Identifier une tendance croissante (ou décroissante) à partir d'un état stable

On suppose un état non contaminé initialement, dans ce cas :

- à l'apparition du code jaune, chercher à identifier une cause possible et à y remédier;
- à l'apparition du code rouge, mettre en œuvre le plan de contingence jusqu'au retour d'un état stable acceptable.

Notes :

- pour certains paramètres (par exemple le pH), c'est une tendance décroissante qui indique un problème potentiel;
- si une tendance croissante (ou décroissante) est en cours au début du suivi, le test réagira tout de même positivement à l'augmentation de la contamination;
- si l'état stable correspond à un état contaminé, le test permet d'identifier l'amorce du retour vers la normale.

B. Identifier le retour à un état stable acceptable à partir d'un état stable contaminé ou d'un état décroissant

On suppose un état stable contaminé. Si l'on met en place une méthode de décontamination, on s'attend à voir apparaître une tendance décroissante (ou croissante lorsque par exemple le paramètre indicateur de contamination est le pH). Dans ce cas :

- si le code jaune ou le code rouge n'est pas obtenu, revoir la procédure de décontamination, car on demeure dans un état stable contaminé sans indication d'amélioration;
- poursuivre la décontamination jusqu'à l'apparition de suffisamment de codes verts consécutifs indiquant l'atteinte d'un niveau stable;
- comparer la valeur stable aux normes environnementales et/ou à l'état de référence propre au site étudié lorsque celui-ci est disponible.

Note : L'état de référence (teneur de fond locale) peut dans certains cas excéder les normes environnementales en raison de la composition des unités hydrostratigraphiques.

RÉFÉRENCES

Gilbert, R.O., 1987. *Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring*. Van Norstrand Reinhold Company, 299 p.

Hamed, K.H., 2009. "Exact distribution of the Mann-Kendall trend test statistic for persistent data". *Journal of Hydrology*, vol. 365, p. 86-94.

Kendall, M.G., 1955. *Rank Correlation Methods*. Griffin, London, 202 p.

Machida, F., A. Andrzejak et E. Vicente, 2013. *On the Effectiveness of Mann-Kendall Test for Detection of Software Aging*. IEEE, Doi : 10.1109/ISSREW.2013.6688905.

MDDELCC, 2017. *Guide de réalisation d'une étude hydrogéologique (à paraître)*.

Montgomery D.C., et G.C. Runger, 2007. *Applied statistics and probability for engineers*. 3rd edition. Wiley, 703 p.

Onoz, B., et M. Bayazit, 2003. "The Power of Statistical Tests for Trend Detection". *Turkish Journal of Engineering Environmental Sciences*, vol. 27, p. 247-251.

USEPA, 2011. *National Nonpoint Source Monitoring Program. Technotes 6*.

USEPA, 2012. *Statistical Evaluation of Groundwater Stability*. RCRA-05-2010-0012. Us EPA archive document.

USGS, 2002. *Statistical Methods in Water Resources* (Helsel, D.R., R.M. et Hirsch). *Techniques of Water-Resources Investigations of the United States Geological Survey Book 4, Hydrologic Analysis and Interpretation*.

Yue S., P. Pilon et G. Cavadias, 2002. "Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrogeological series". *Journal of Hydrology*, vol. 259, p. 254-271.

ANNEXES

A.1 Principales définitions

Autocorrélation :

Dans une série temporelle, l'autocorrélation est la corrélation d'un signal avec le même signal décalé d'un certain intervalle de temps. C'est donc une fonction du décalage appliqué. Normalement, l'autocorrélation diminue avec l'augmentation du décalage jusqu'à atteindre zéro. En prenant des données suffisamment espacées dans le temps, on peut espérer des données non corrélées. L'absence de corrélation est une condition nécessaire (mais non suffisante) pour avoir l'indépendance. Le concept d'autocorrélation peut aussi s'étendre au domaine spatial. Dans ce cas, c'est la séparation dans l'espace qui contrôle l'autocorrélation. On s'attend à ce que des données rapprochées spatialement aient une plus forte corrélation que des données plus éloignées.

Corrélation :

La corrélation mesure la force du lien linéaire entre deux séries de valeurs. Une corrélation de zéro n'implique pas l'indépendance des valeurs puisque le lien pourrait être autre que linéaire. Cependant, une corrélation non nulle significative implique que les données ne sont pas indépendantes.

Données indépendantes

Deux séries de données sont indépendantes si la connaissance de l'une ne permet pas de préciser l'intervalle des valeurs attendues de l'autre série.

Faux positif

Face à une décision impliquant un choix binaire : vrai ou faux, 0 ou 1, tendance absente ou présente, quatre situations sont possibles :

		Réalité, la tendance est	
		absente	présente
Décision : une tendance est	absente	$1-\alpha$	β (faux négatif)
	présente	α (faux positif)	$1-\beta$ (puissance)

Le faux positif (α) est la probabilité de détecter une tendance alors qu'en réalité il n'y en a pas.

Faux négatif

Le faux négatif (β) est la probabilité de ne pas détecter une tendance réellement présente.

Hypothèse nulle (H_0) et hypothèse alternative (H_1)

Ce sont les hypothèses possibles d'un test statistique que l'on cherche à confronter. Par exemple, H_0 : il n'y a pas de tendance, contre H_1 : il y a une tendance. On connaît sous H_0 la distribution de la statistique servant au test. On peut donc fixer le risque de faux positif. La puissance du test et le risque de faux négatif dépendent de l'hypothèse exacte correspondant à la réalité (par exemple, la tendance peut être plus ou moins forte, plus ou moins régulière). Celle-ci n'est en général pas complètement connue.

Puissance d'un test

C'est la probabilité de choisir l'hypothèse H_1 quand celle-ci est réellement présente. Dans notre contexte particulier, c'est la probabilité de reconnaître la présence d'une tendance existante. La puissance dépend

de la force de la tendance, de la variance des données de part et d'autre de la tendance et du nombre de données utilisées.

Valeur-p d'une statistique

La valeur-p d'une statistique est la probabilité d'observer une valeur aussi (ou plus) extrême de la statistique calculée en supposant l'hypothèse H_0 vraie.

A.2 Distribution de S sous l'hypothèse nulle

En l'absence de tendance, la distribution de S peut être calculée exactement pour tout n (distribution sous l'hypothèse nulle). On procède par énumération. Il suffit de générer tous les ordres possibles, il y en a n!, et de calculer la valeur de S correspondant à chaque ordre. Le petit tableau qui suit montre un tel calcul pour n = 3, en supposant qu'il n'y a pas de valeurs égales :

	Rangs observés					
t ₁	1	1	2	2	3	3
t ₂	2	3	1	3	1	2
t ₃	3	2	3	1	2	1
S	3	1	1	-1	-1	-3

Ainsi la fonction de masse (de probabilité) de S pour n = 3 est :

s	-3	-1	1	3
p(s)	1/6	2/6	2/6	1/6

Avec n = 4, on a 24 ordres différents possibles (toujours sans valeurs égales) :

	Rangs observés																							
t ₁	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	4	4	4	4	4	4
t ₂	2	2	3	3	4	4	1	1	3	3	4	4	1	1	2	2	4	4	1	1	2	2	3	3
t ₃	3	4	2	4	2	3	3	4	1	4	1	3	2	4	1	4	1	2	2	3	1	3	1	2
t ₄	4	3	4	2	3	2	4	3	4	1	3	1	4	2	4	1	2	1	3	2	3	1	2	1
S	6	4	4	2	2	0	4	2	2	0	0	-2	2	0	0	-2	-2	-4	0	-2	-2	-4	-4	-6

Ainsi la fonction de masse de S pour n = 4 est :

s	-6	-4	-2	0	2	4	6
p(s)	1/24	3/24	5/24	6/24	5/24	3/24	1/24

On note que la statistique S progresse par bonds de 2 et qu'elle est paire lorsque $n(n - 1)/2$ est pair et qu'elle est impaire lorsque $n(n - 1)/2$ est impair. De plus, la distribution est symétrique et s'étend de $n(n - 1)/2$ à $n(n - 1)/2$. En raison de la symétrie, il suffit de calculer les probabilités pour S positif ou nul.

On notera dans les deux exemples précédents que :

$$E[S] = 0$$

$$Var(S) = n(n - 1)(2n + 5)/18$$

(donc $Var(S) = 11/3$ pour n = 3 et $26/3$ pour n = 4). De plus, la distribution de S tend rapidement vers une loi normale. L'approximation normale est considérée comme excellente pour $n \geq 10$. La figure A.2.1 compare les probabilités exactes et approximées par l'hypothèse de la loi normale pour S avec n = 10. On voit que l'approximation est excellente.

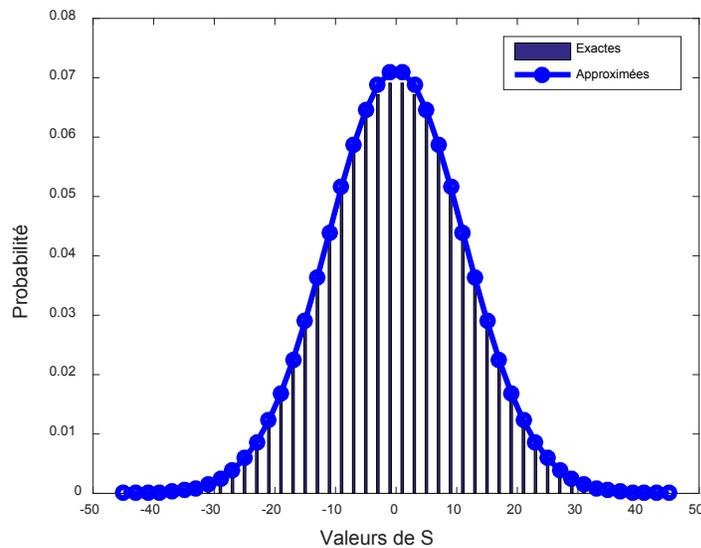


Figure A.2.1 : Probabilités exactes (barres noires) et approximées par la loi normale (courbe en bleu) pour S lorsque n = 10

Statistique S	Valeurs de n				Statistique S	Valeurs de n			
	4	5	8	9		6	7	10 Exacte	10 Approx. normale
0	0,625	0,592	0,548	0,546	1	0,500	0,500	0,500	0,500
2	0,375	0,408	0,452	0,460	3	0,360	0,386	0,431	0,429
4	0,167	0,242	0,360	0,381	5	0,235	0,281	0,364	0,360
6	0,042	0,117	0,274	0,306	7	0,136	0,191	0,300	0,296
8		0,042	0,199	0,238	9	0,068	0,119	0,242	0,237
10		0,008	0,138	0,179	11	0,028	0,068	0,190	0,186
12			0,089	0,130	13	0,008	0,035	0,146	0,142
14			0,054	0,090	15	0,001	0,015	0,108	0,105
16			0,031	0,060	17		0,005	0,078	0,076
18			0,016	0,038	19		0,001	0,054	0,054
20			0,007	0,022	21		< 0,001	0,036	0,037
22			0,003	0,012	23			0,023	0,025
24			< 0,001	0,006	25			0,014	0,016
26				0,003	27			0,008	0,010
28				0,001	29			0,005	0,006
				< 0,001	31			0,002	0,003
					33			0,001	0,002
					35			< 0,001	0,001

Tableau A.2.1 : Distribution de la statistique S en fonction du nombre d'observations n

Le tableau donne la probabilité d'obtenir une valeur de S égale ou supérieure à celle indiquée lorsqu'il n'y a pas de tendance présente. On suppose qu'il n'y a aucun groupe de valeurs égales. Pour n = 10, les valeurs exactes et obtenues avec l'approximation normale sont données aux fins de comparaison.

A.3 Quelques exemples

Les exemples suivants montrent différents jeux de données et les codes de couleurs correspondant aux fenêtres de largeur 20, 30 et 40 pour le test de Mann-Kendall effectué aux seuils $\alpha = 0,1$ (vert-jaune) et $\alpha = 0,005$ (jaune-rouge).

I. Cas simulés

a) Tendence croissante

On simule 100 données. Une tendance croissante à compter de la période 51 est ajoutée. Il n'y a aucune valeur égale et aucune valeur sous le seuil de détection. Les codes de couleurs pour les fenêtres 20, 30 et 40 sont affichés. Le test simple (sans effet saisonnier) est utilisé. On constate que plus la fenêtre est large, plus le code de couleurs est stable, mais plus les codes jaune ou rouge arrivent tardivement.

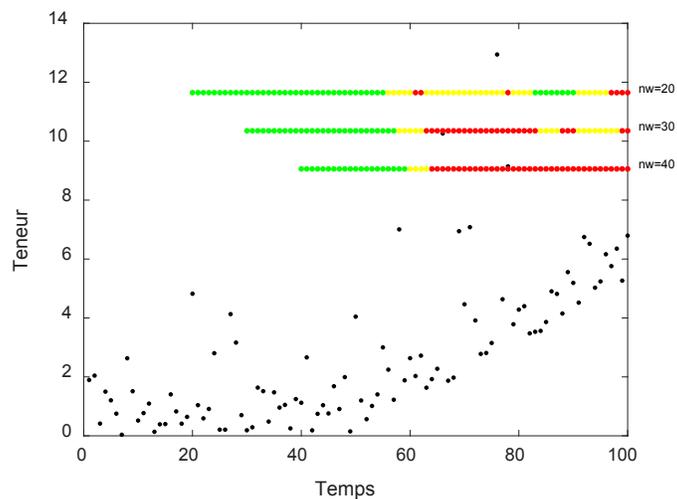


Figure A.3.1 : Cent données simulées, tendance croissante imposée à partir de la période 51 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0,005, rouge : valeur-p < 0,005

b) Tendence décroissante

On simule 100 données représentant une tendance décroissante jusqu'à la période 51 à partir de laquelle les valeurs se stabilisent. Il n'y a aucune valeur égale et aucune valeur sous le seuil de détection. Les codes de couleurs pour les fenêtres 20, 30 et 40 sont affichés. Le test simple (sans effet saisonnier) est utilisé. On constate que plus la fenêtre est large, plus le code de couleurs est stable et mieux la période de décroissance est identifiée. Par contre, les codes jaune ou rouge perdurent plus longtemps, c'est à-dire qu'on détecte plus tardivement le retour à un niveau stable avec une large fenêtre.

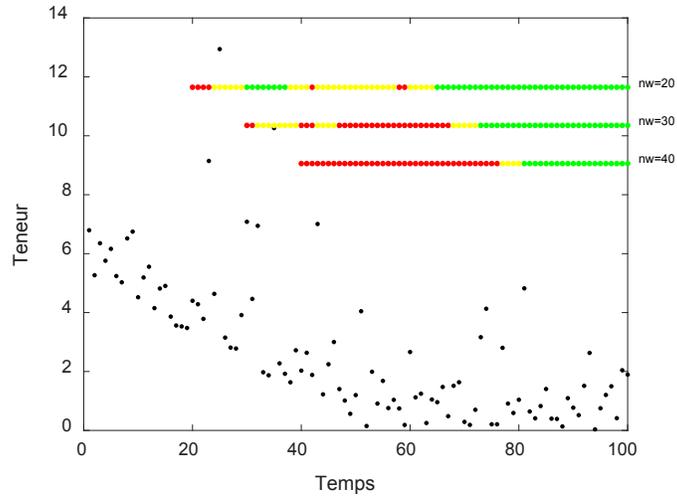


Figure A.3.2 : Cent données simulées, tendance décroissante jusqu'à la période 50 puis stabilisation – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0.005, rouge : valeur-p < 0.005

c) Tendance saisonnière sans tendance croissante ou décroissante

Les données simulées montrent une tendance cyclique sur quatre périodes (saisons). Il n'y a aucune tendance croissante ou décroissante superposée à l'effet saisonnier.

i. Résultats obtenus avec le test simple (non saisonnier)

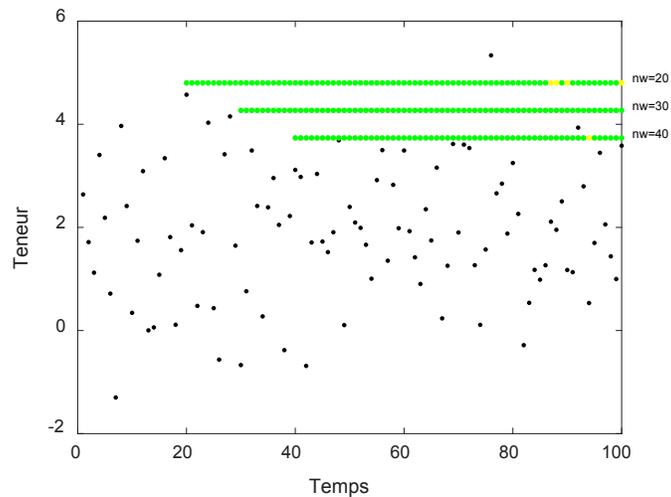


Figure A.3.3 : Cent données simulées, tendance cyclique sur quatre périodes – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0,005, rouge : valeur-p < 0,005

ii. Résultats obtenus avec le test saisonnier

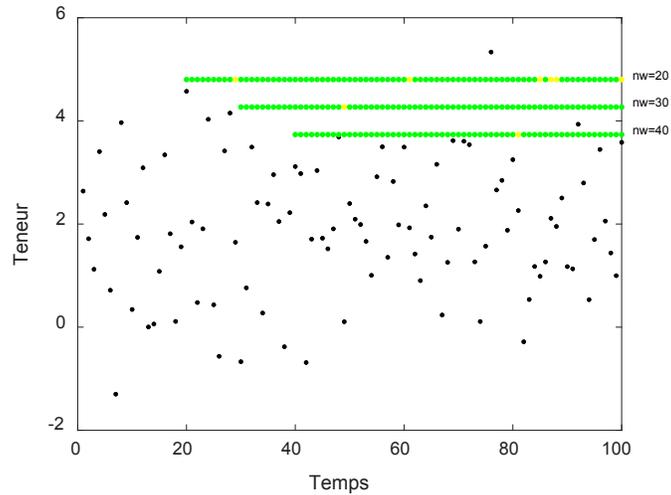


Figure A.3.4 : Cent données simulées, tendance cyclique sur quatre périodes – Test saisonnier de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0,005, rouge : valeur-p < 0,005

Comme on le constate, le test simple (A.3.3) ici n'est pas très affecté par la présence d'un effet saisonnier sur les valeurs, car il fournit sensiblement les mêmes codes de couleurs que le test saisonnier (A.3.4).

d) Signal présentant une augmentation soudaine à $t = 51$ puis maintien d'un niveau stable après le choc.

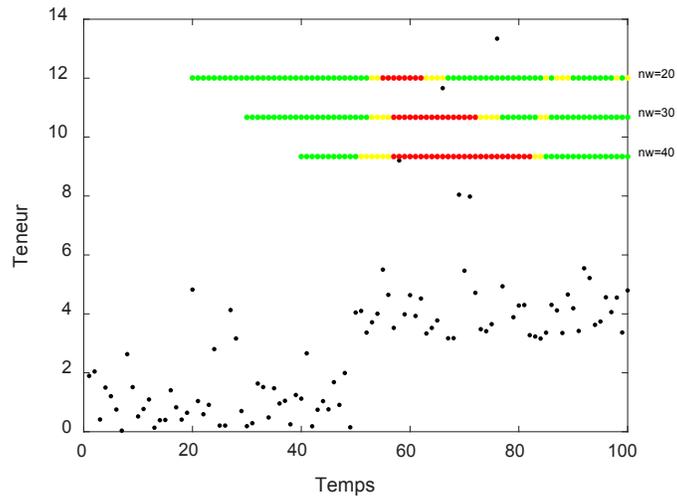


Figure A.3.5 : Cent données simulées, changement soudain au temps 51 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0,005, rouge : valeur-p < 0,005

Les tests pour les trois fenêtres réagissent au changement de niveau soudain. Les codes de couleurs demeurent stables jusqu'à ce que toute la fenêtre se retrouve du même côté de la variation soudaine. Alors, le code de couleurs indique le retour à un état stationnaire (vert), lequel se situe à un niveau plus élevé que le niveau initial.

e) Signal ne présentant aucune tendance, ni effet saisonnier.

On simule 100 données ne montrant aucune tendance particulière. Les trois fenêtres reconnaissent l'état stationnaire par le code vert retourné.

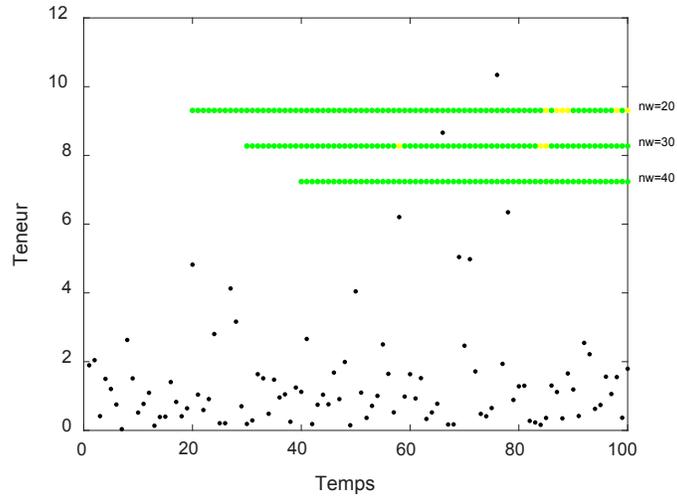


Figure A.3.6 : Cent données simulées, aucune tendance présente – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : $0,1 < \text{valeur-p} < 0,005$, rouge : valeur-p < 0,005

II. Cas avec des données réelles

f) Données de température moyenne mensuelle à Dorval de janvier 2005 à mai 2016.

i. Test simple (sans que les mois soient pris en compte)

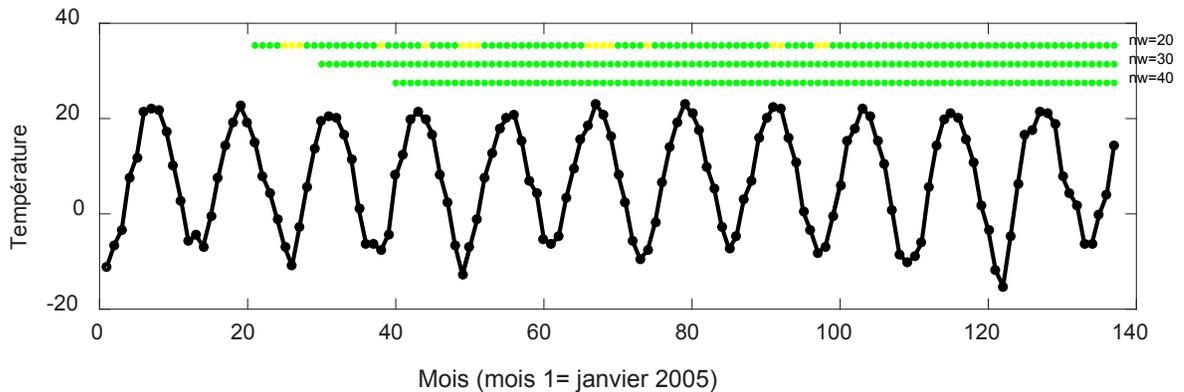


Figure A.3.7 : Températures moyennes mensuelles enregistrées à Dorval de janvier 2005 à mai 2016 – Test simple de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : $0,1 < \text{valeur-p} < 0,005$, rouge : valeur-p < 0,005

Aucune tendance particulière indiquant un réchauffement n'est détectée.

ii. Test saisonnier (comparaisons limitées aux paires d'un même mois)

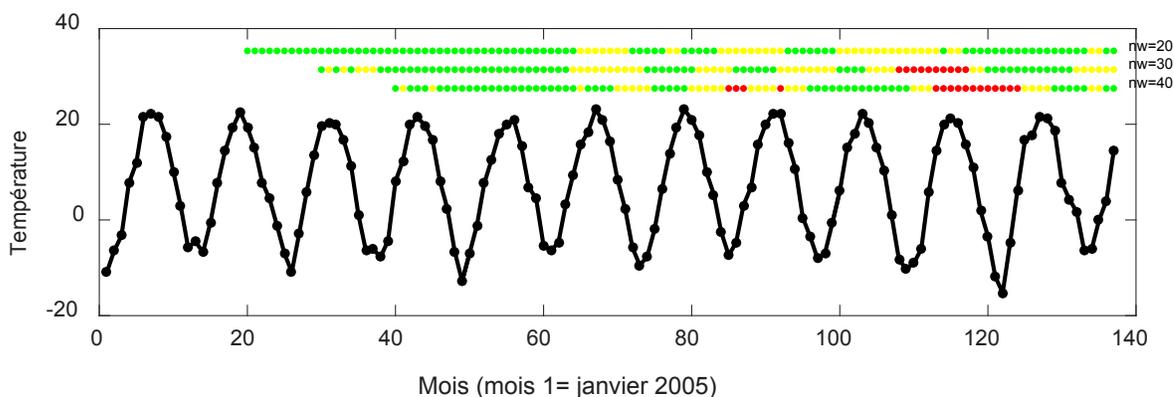


Figure A.3.8 : Températures moyennes mensuelles enregistrées à Dorval de janvier 2005 à mai 2016 –Test saisonnier (ici mensuel) de Mann-Kendall, vert : valeur-p > 0,1, jaune : 0,1 < valeur-p < 0,005, rouge : valeur-p < 0,005

On remarque que la principale tendance identifiée apparaît entre les mois 100 et 120. Il s'agit d'une tendance légèrement décroissante. On notera que la fenêtre de largeur 20 semble trop petite pour détecter cette tendance, compte tenu de la longueur du cycle (12).

g) Un contaminant organique dans l'eau souterraine (mesuré à un seul puits)

On a observé la série temporelle (168, 150, 147, 150, 126, 147, 105, 126, 126, 122, 97, 126, 92, 110, 72, 133, 92, 55, 29, 43, 22, 49, 38, 45, 35, 19, 0) des concentrations d'un composé organique présent dans une eau souterraine. Les données sont obtenues à des intervalles de temps variant entre 3 et 29 mois, pour un intervalle moyen de 8 mois.

Le test simple (non saisonnier) retourne une valeur-p de $1,4 \times 10^{-13}$ indiquant une tendance décroissante très significative.

A.4 Caractéristiques usuelles des données de suivi de la qualité des eaux souterraines

Les données obtenues lors de la réalisation d'un programme de suivi de la qualité des eaux souterraines présentent des caractéristiques qu'elles partagent avec d'autres données de suivi environnemental. Les méthodes et les concepts présentés ici sont donc d'usage courant en environnement.

Bornées à zéro

Les données de suivi environnemental sont bornées à zéro par le simple fait que les résultats des paramètres analytiques ne peuvent pas être négatifs puisque les concentrations mesurées sont toujours positives ou nulles.

Variabilité et asymétrie élevées

Les données de suivi de la qualité des eaux souterraines sont habituellement très variables. Par exemple, la concentration d'un contaminant peut décroître de plusieurs ordres de grandeur en s'éloignant de la source de la contamination. La variabilité spatiale et temporelle des conditions hydrogéologiques et

des phénomènes hydrogéochimiques et les incertitudes introduites par les méthodes d'échantillonnage et d'analyse expliquent en partie cette variabilité.

Les données de suivi de la qualité des eaux souterraines ont donc souvent des coefficients de variation supérieurs à l'unité et présentent généralement des asymétries positives (c.-à-d. que la distribution s'étire vers la droite).

Données censurées

Les données de concentration sous le seuil de détection analytique sont omniprésentes en caractérisation environnementale. Ces données sont dites censurées. Dans certains cas de suivi, pour vérifier l'absence d'impact d'une source potentielle de contamination, la quasi-totalité des résultats peut être censurée.

Données autocorrélées

Les données de suivi de la qualité des eaux souterraines sont généralement autocorrélées dans l'espace et le temps. Ainsi deux données rapprochées spatialement auront tendance à se ressembler. De même, deux données prélevées à un court intervalle de temps devraient aussi se ressembler. Comme les tests statistiques demandent l'indépendance des données, on adoptera la stratégie suivante :

- pour contrer l'autocorrélation spatiale, on testera chaque puits séparément;
- pour contrer l'autocorrélation temporelle, on espacera les données de suivi à une fréquence de l'ordre de la saison et l'on appliquera un test saisonnier en plus du test simple sur l'ensemble des données et du test simple sur chaque saison séparément.

Substances corrélées

Les substances analysées peuvent aussi être corrélées entre elles sur un même puits, même si elles sont non corrélées au pas de temps d'échantillonnage (par exemple, même source de contamination ou même cause naturelle). Pour contrer cet effet, on appliquera les tests sur chaque substance séparément. Au préalable, on aura identifié les seules substances dignes d'intérêt pour le site concerné. Les substances suivies devront respecter la réglementation existante.

A.5 Méthode non paramétrique

Le GTSQES utilise le test de Mann-Kendall, qui est une statistique non paramétrique. Ce test est basé sur la comparaison par paires des valeurs d'une série temporelle. La méthode est donc robuste au type exact de distribution et à la présence de données censurées ou non détectées. Pour une même tendance présente, un coefficient de variation élevé ou une asymétrie fortement positive viennent diminuer la puissance du test sans toutefois l'invalider.

Le GTSQES, qui ne recommande qu'une seule approche, est plus simple que les guides de l'Environmental Protection Agency (EPA) et de l'American Society for Testing and Materials (ASTM). D'autres approches statistiques (paramétriques ou non) ne sont pas exclues, mais ne sont pas préconisées. N'étant pas décrite dans le guide, leur utilisation devra être plus documentée.

A.6 Programme de suivi

Un programme de suivi de la qualité des eaux souterraines est défini par le nombre et la position des puits d'observation suivis de même que par la liste des paramètres analytiques considérés et par la fréquence des campagnes d'échantillonnage. Plusieurs aspects d'un programme de suivi peuvent être encadrés par la réglementation.

Le cahier 3 du *Guide d'échantillonnage à des fins d'analyses environnementales*³ traite des aspects propres à l'échantillonnage des eaux souterraines dans des puits d'observation. Il traite des techniques et de l'équipement utilisé depuis l'installation d'un puits d'observation jusqu'à l'échantillonnage de l'eau souterraine. D'autres guides du Ministère présentent certaines règles d'élaboration d'un protocole d'échantillonnage (par exemple le *Guide de caractérisation des terrains*⁴). Les modes de conservation des échantillons d'eau souterraine sont détaillés dans le fascicule *Modes de conservation pour l'échantillonnage des eaux souterraines – DR-09-09*⁵, publié par le Centre d'expertise en analyse environnementale du Québec (CEAEQ). De plus, certains principes généraux liés à la planification de la campagne, le lavage du matériel, le contrôle de la qualité et les procédures de sécurité, font l'objet du cahier 1 (Généralités)⁶.

Enfin, plusieurs autres documents techniques, produits par l'EPA et l'ASTM aux États-Unis, couvrant l'aménagement de puits d'observation et l'échantillonnage des eaux souterraines, peuvent être consultés.

A.6.1 Modèle hydrogéologique conceptuel et état de la qualité des eaux souterraines

La conception et la mise en œuvre d'un programme de suivi de la qualité des eaux souterraines passent nécessairement par la connaissance la plus détaillée possible des conditions hydrogéologiques locales. Aucune méthode statistique, aussi sophistiquée soit-elle, ne pourra pallier les déficiences d'un réseau de puits d'observation mal conçu et mal localisé en raison d'une connaissance insuffisante des conditions hydrogéologiques. Cette connaissance ne sera jamais parfaite, mais il faut distinguer l'amont de l'aval et connaître suffisamment la stratigraphie pour identifier la ou les formations aquifères concernées, les directions d'écoulement des eaux souterraines et leur émergence au sein des eaux de surface.

L'information disponible doit permettre l'élaboration d'un modèle hydrogéologique conceptuel du site suivi. Ce modèle conceptuel doit identifier chaque unité hydrostratigraphique, définir sa géométrie, identifier ses propriétés hydrogéologiques de base comme la conductivité hydraulique et la porosité effective et finalement donner l'état de saturation ou de charge hydraulique de chacune de ces unités. Cette dernière information permet de tracer la carte piézométrique de chaque unité et de définir ainsi les directions d'écoulement des eaux souterraines. Le modèle conceptuel permet aussi d'estimer la vitesse de migration des eaux souterraines. Le détail requis dans la définition du modèle conceptuel doit, bien entendu, être modulé en fonction des cas (complexité du contexte hydrogéologique, nature de l'activité anthropique ou de la contamination du terrain faisant l'objet du suivi, etc.). Les cas plus simples ou limités pourront s'accommoder d'un modèle conceptuel simplifié.

L'état de la qualité des eaux souterraines, y compris sa géochimie (composition naturelle) et ses variations saisonnières, le cas échéant, devrait être établi préalablement.

Bien que rédigé aux fins d'une demande d'autorisation de prélèvement d'eau souterraine, le *Guide de réalisation d'une étude hydrogéologique* (MDDELCC, 2017) constitue une référence utile sur la question de la caractérisation hydrogéologique d'un site. Il présente également certaines règles relatives à la conception d'un programme de suivi des eaux souterraines.

La nature des substances devant faire l'objet du suivi constitue un autre élément déterminant pour la conception d'un programme de suivi des eaux souterraines. Leur solubilité, leur volatilité, les mécanismes de retard comme l'adsorption ou la dégradation constituent autant de propriétés conditionnant le transport

³ http://www.ceaeq.gouv.qc.ca/documents/publications/echantillonnage/eaux_soutC3.pdf.

⁴ <http://www.mddelcc.gouv.qc.ca/sol/terrains/guide/guidecaracterisation.pdf>.

⁵ http://www.ceaeq.gouv.qc.ca/documents/publications/echantillonnage/dr09_09eauxsout.pdf.

⁶ <http://www.ceaeq.gouv.qc.ca/documents/publications/echantillonnage/generalitesC1.pdf>.

de ces substances au sein des eaux souterraines, donc l'évolution d'un panache d'eau souterraine contaminée. Ces propriétés sont déterminantes pour identifier les substances choisies à titre de paramètres chimiques indicateurs. Ces indicateurs doivent présenter un comportement représentatif de l'évolution de la qualité de l'eau souterraine. Lorsque le programme de suivi est réalisé à titre préventif (protection de milieux récepteurs), le ou les paramètres chimiques indicateurs retenus devraient présenter une vitesse de migration apparente (laquelle est fonction de la vitesse d'écoulement des eaux souterraines et des mécanismes de retard pouvant affecter la migration de ces paramètres) proche de la vitesse moyenne d'écoulement des eaux souterraines afin de déceler tôt une dégradation de la qualité des eaux souterraines.

Muni de ces connaissances, le concepteur du programme pourra identifier les récepteurs (usagers de l'eau souterraine, écosystème associé aux eaux de surface, etc.) susceptibles d'être affectés par une dégradation de la qualité des eaux souterraines, donc sera en mesure de déterminer le nombre, la localisation et l'aménagement (ex. : profondeur et longueur de la crépine) des puits d'observation composant le dispositif de suivi, ainsi que le choix de la méthode d'échantillonnage, voire de la méthode d'analyse (ex. : précision de la méthode). Il sera également en mesure de définir la localisation et l'aménagement d'un puits d'observation témoin destiné à déceler des changements de la qualité des eaux souterraines qui découleraient de facteurs externes (activité anthropique se déroulant sur une propriété voisine).

A.6.2 Objectifs d'un programme de suivi

De façon générale, comme mentionné à la section 1.1, le programme de suivi de la qualité des eaux souterraines doit permettre d'obtenir des échantillons d'eau représentatifs de la qualité des eaux souterraines exploitées ou susceptibles d'être exploitées à des fins de consommation humaine ou de transformation alimentaire, mais également de la qualité des eaux souterraines qui feront émergence dans les eaux de surface (donc susceptibles d'affecter un écosystème qui y serait associé).

La conception d'un programme de suivi des eaux souterraines dépend aussi de l'objectif de ce suivi. Le suivi peut résulter d'une exigence réglementaire, il peut aussi servir à la détection de tendances selon la méthode proposée par le GTSQES ou valider l'efficacité d'une méthode de décontamination (y compris l'atténuation naturelle).

Plusieurs des règlements qui imposent un suivi de la qualité des eaux souterraines pour certaines installations présentent des exigences particulières sur les éléments requis du programme de suivi. Certains certificats d'autorisation (CA) peuvent aussi avoir de telles exigences. Le programme de suivi à concevoir doit donc remplir chacune de ces exigences et générer les données requises pour démontrer le respect des critères prévus dans la réglementation.

Un suivi réglementaire n'est pas incompatible avec l'application de la méthode de détection de tendances proposée dans le GTSQES. Ce type de suivi génère habituellement suffisamment de données, même s'il faut parfois n'utiliser qu'une partie des données afin de respecter les hypothèses d'indépendance temporelle. Dans ces cas, la détection d'une tendance confirmée est indépendante de l'application de la réglementation et ne constitue qu'un élément d'information supplémentaire pour la gestion environnementale d'une installation.

La liste des substances suivies peut être imposée par la réglementation. Sinon, ces substances doivent être choisies en fonction de la source potentielle de contamination. Il faut se limiter aux substances les plus pertinentes (voir les recommandations formulées à la section A.6.1).

Le délai entre les campagnes d'échantillonnage doit être suffisamment grand pour respecter l'hypothèse d'indépendance des données. Comme les eaux souterraines circulent lentement, une fréquence saisonnière est recommandée. Le temps écoulé entre deux campagnes d'échantillonnage doit permettre le « renouvellement » de la masse d'eau souterraine échantillonnée par un puits d'observation. Il est aussi important de toujours réaliser les campagnes à la même période de l'année pour permettre

d'éliminer les tendances causées par les cycles annuels. De façon générale, la fréquence d'échantillonnage devrait être fixée initialement à 3 fois par année, voire 4 si les conditions hivernales le permettent. Elle pourra être révisée subséquemment, une fois qu'une meilleure compréhension de l'évolution de la qualité des eaux souterraines sera connue.

A.7 Table N(0,1)

Fonction de répartition de la $N(0,1)$, c'est-à-dire $P(Z \text{ Erreur ! Des objets ne peuvent pas être créés à partir des codes de champs de mise en forme.}z)$ pour les z positifs seulement. L'entier et la 1^{re} décimale de « z » sont lus en ligne, la 2^e décimale est lue en colonne. On utilisera la symétrie de la loi normale pour les valeurs négatives. Ainsi $P(Z < -z) = 1 - P(Z < z)$.

Exemple d'utilisation :

i. Trouver $p = F(z)$ à « z » spécifié : $F(1,37) = P(N(0,1) < 1,37) = 0,9147$

ii. Trouver z à « p » spécifié : $F(z) = 0,9904 = > z = 2,34$

Fonction de répartition N(0,1)										
z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177
1,4	0,9192	0,9207	0,9222	0,9236	0,9251	0,9265	0,9279	0,9292	0,9306	0,9319
1,5	0,9332	0,9345	0,9357	0,9370	0,9382	0,9394	0,9406	0,9418	0,9429	0,9441
1,6	0,9452	0,9463	0,9474	0,9484	0,9495	0,9505	0,9515	0,9525	0,9535	0,9545
1,7	0,9554	0,9564	0,9573	0,9582	0,9591	0,9599	0,9608	0,9616	0,9625	0,9633
1,8	0,9641	0,9649	0,9656	0,9664	0,9671	0,9678	0,9686	0,9693	0,9699	0,9706
1,9	0,9713	0,9719	0,9726	0,9732	0,9738	0,9744	0,9750	0,9756	0,9761	0,9767
2,0	0,9772	0,9778	0,9783	0,9788	0,9793	0,9798	0,9803	0,9808	0,9812	0,9817
2,1	0,9821	0,9826	0,9830	0,9834	0,9838	0,9842	0,9846	0,9850	0,9854	0,9857
2,2	0,9861	0,9864	0,9868	0,9871	0,9875	0,9878	0,9881	0,9884	0,9887	0,9890
2,3	0,9893	0,9896	0,9898	0,9901	0,9904	0,9906	0,9909	0,9911	0,9913	0,9916
2,4	0,9918	0,9920	0,9922	0,9925	0,9927	0,9929	0,9931	0,9932	0,9934	0,9936
2,5	0,9938	0,9940	0,9941	0,9943	0,9945	0,9946	0,9948	0,9949	0,9951	0,9952
2,6	0,9953	0,9955	0,9956	0,9957	0,9959	0,9960	0,9961	0,9962	0,9963	0,9964
2,7	0,9965	0,9966	0,9967	0,9968	0,9969	0,9970	0,9971	0,9972	0,9973	0,9974
2,8	0,9974	0,9975	0,9976	0,9977	0,9977	0,9978	0,9979	0,9979	0,9980	0,9981
2,9	0,9981	0,9982	0,9982	0,9983	0,9984	0,9984	0,9985	0,9985	0,9986	0,9986
3,0	0,9987	0,9987	0,9987	0,9988	0,9988	0,9989	0,9989	0,9989	0,9990	0,9990
3,1	0,9990	0,9991	0,9991	0,9991	0,9992	0,9992	0,9992	0,9992	0,9993	0,9993
3,2	0,9993	0,9993	0,9994	0,9994	0,9994	0,9994	0,9994	0,9995	0,9995	0,9995
3,3	0,9995	0,9995	0,9995	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9997
3,4	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9998
3,5	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998	0,9998

A.8 Fichier Excel MK_test

Un fichier Excel contenant des macros ainsi qu'un jeu de données comme exemple est rendu disponible pour effectuer l'ensemble des tests décrits dans ce document, c'est-à-dire les tests de Mann-Kendall simple et saisonnier, global ou par fenêtres glissantes. Dans le cas du test saisonnier, les résultats par saison sont fournis en plus du résultat combiné pour l'ensemble des saisons. Le fichier Excel comporte quatre feuilles principales :

MK_description : feuille décrivant le programme;

MK_contrôle : feuille principale où l'utilisateur copie ses données, effectue les principaux choix et lance l'exécution;

MK_sommaire : feuille recevant tous les résultats globaux (simples et saisonniers) au fur et à mesure qu'ils sont calculés. Cela permet de calculer rapidement les tests pour une série de variables sans que l'utilisateur ait à recopier les résultats;

mkgxx_xx_xx : feuille(s) créée(s) par le programme lorsque le test par fenêtres glissantes est demandé.

Les données incluses dans le fichier proviennent du suivi de la contamination d'un sous-ensemble de 19 composés organiques mesurés au puits PO-94-1S, lequel est situé à proximité des lagunes de la ville de Mercier. On y trouve 22 données prélevées en deux saisons différentes sur un horizon de 13 ans.

Les macros sont disponibles et peuvent être modifiées à partir de l'éditeur Visual Basic d'Excel.

Le programme suppose que les données sont placées par ordre croissant de temps. Les données manquantes sont indiquées par une valeur négative quelconque. Les valeurs sous le seuil de détection sont indiquées par 0. Si une même variable présente plusieurs seuils de détection (par exemple à cause de méthodes d'analyse différentes), il faut coder les valeurs observées par rapport au seuil de détection le plus élevé. Le programme utilise l'approximation normale pour calculer les valeurs-p. L'approximation normale peut être considérée comme assez précise dès que 45 paires sont disponibles pour le calcul de S.

Le lecteur intéressé consultera les feuilles MK_description et MK_contrôle pour plus de détails.

Exemple :

Saison	1,1-Dichloroéthène (1,1-Dichloroéthylène)
1	8,6
1	13
2	7,9
1	11
1	9,16
2	11,5
1	13
2	13
1	0
2	6,2
1	10
2	8,5
1	5,7
2	4,7
1	0
2	0
1	12
2	3,7
1	3,9
2	3,8
1	3,4
2	2,7

Le programme calcule pour les tests globaux (c.-à-d. avec toutes les données) simple et saisonnier :

Résultats globaux

	Simple/global pour G26:G47	Saison combinée	Saison 1	Saison 2
S	-105	-49	-22	-27
Var(S)	1250,33	335,67	210,67	125,00
z	-2,9412	-2,6199	-1,4468	-2,3255
valeur-p	0,0016	0,0044	0,0740	0,0100
n données	22	22	12	10
n paires	231	111	66	45

Comme le seuil pour le code jaune a été choisi à 0,1 et celui du code rouge à 0,005, on note que le test simple et le test saisonnier reconnaissent tous deux une tendance significative (rouge). Comme la statistique S est négative, la tendance est décroissante. Le nombre de paires est largement suffisant pour ces deux tests, donc l'approximation normale est valide. Les tests effectués par saison n'indiquent qu'un code jaune, probablement dû au nombre de paires plus faible dans ce cas, ce qui rend le test moins puissant.

Test en voisinage glissant (largeur de la fenêtre 15)

Les résultats du test avec voisinage glissant donnent :

Test MK simple en voisinage glissant							Test MK saisonnier en voisinage glissant					
Temps	Données	S	valeur-p	n données	n paires	n val.diff.	Saison	S	valeur-p	n données	n paires	n val.diff.
2001-05-02	8,6						1					
2002-04-26	13						1					
2002-10-28	7,9						2					
2003-05-12	11	0	0,500	4	6	4	1					
2006-05-12	9,16	0	0,500	5	10	5	1					
2006-10-25	11,5	3	0,354	6	15	6	2					
2007-05-15	13	8	0,144	7	21	6	1					
2007-10-30	13	13	0,063	8	28	6	2	6	0,128	8	13	6
2008-05-08	0	5	0,335	9	36	7	1	1	0,500	9	18	7
2008-10-16	6,2	-2	0,464	10	45	8	2	-2	0,434	10	21	8
2009-05-05	10	-2	0,469	11	55	9	1	-2	0,445	11	27	9
2009-10-22	8,5	-7	0,339	12	66	10	2	-2	0,449	12	31	10
2010-05-03	5,7	-17	0,163	13	78	11	1	-7	0,252	13	38	11
2010-10-27	4,7	-28	0,069	14	91	12	2	-12	0,127	14	43	12
2011-05-05	0	-41	0,023	15	105	12	1	-19	0,049	15	51	12
2011-10-19	0	-53	0,005	15	105	11	2	-27	0,006	15	49	11
2012-05-22	12	-31	0,068	15	105	12	1	-16	0,075	15	49	12
2012-10-26	3,7	-41	0,023	15	105	12	2	-20	0,034	15	49	12
2013-05-07	3,9	-41	0,023	15	105	12	1	-20	0,034	15	49	12
2013-10-28	3,8	-43	0,018	15	105	12	2	-22	0,022	15	49	12
2014-05-14	3,4	-43	0,018	15	105	12	1	-20	0,034	15	49	12
2014-10-16	2,7	-38	0,033	15	105	13	2	-18	0,051	15	49	13

On remarquera que le test est significatif (jaune) dans la majorité des cas. Les résultats non significatifs obtenus au début peuvent être imputés en partie au plus faible nombre de paires disponibles lorsque la fenêtre n'a pas encore atteint sa largeur désirée de 15.



**Développement durable,
Environnement et Lutte
contre les changements
climatiques**

Québec 