

Partenariat 2010 – Savoirs – Action n°1

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – Année 1

Rapport final



J.F. Vernoux, J.J. Seguin (BRGM)

février 2011



3 5000 00090684 1

Contexte de programmation et de réalisation

Les travaux présentés dans ce rapport ont été réalisés dans le cadre des activités de Service Public du BRGM avec le soutien de l'ONEMA (convention de partenariat n°1900/09 – Année 2010).

Les auteurs

Jean-François Vernoux
Hydrogéologue
jf.vernoux@brgm.fr

Jean-Jacques Seguin
Hydrogéologue
jj.seguin@brgm.fr

Les correspondants

Onema : *Pascal Maugis, DAST, pascal.maugis@onema.fr*

Partenaire : *Jean-François Vernoux, BRGM, Service EAU, jf.vernoux@brgm.fr*

Référence du document : Rapport BRGM/RP-59135-FR

En bibliographie, ce rapport sera cité de la façon suivante : Vernoux J.F., Seguin J.J. (2011) - Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1, rapport BRGM/RP-59286-FR, 129 pages, 69 illustrations, 27 tableaux, 4 annexes.

Droits d'usage :	<i>Accès libre</i>
Couverture géographique :	<i>Nationale</i>
Niveau géographique [un seul choix] :	<i>National</i>
Niveau de lecture [plusieurs choix possibles] :	<i>Professionnels, experts</i>
Nature de la ressource [plusieurs choix possibles] :	<i>Document + CD-ROM des données</i>



Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – Année 1

Rapport final

BRGM/RP-59286-FR
février 2011





Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – Année 1

Rapport final

BRGM/RP-59286-FR
février 2011

Étude réalisée dans le cadre des projets
de Service public du BRGM 2010 EAU B13

J.F. Vernoux, J.J. Seguin

Vérificateur :

Nom : P. Stollsteiner

Date : 03/06/2011

Original signé

Approbateur :

Nom : N. Dorfliger

Date : 07/07/2011

Original signé

En l'absence de signature, notamment pour les rapports diffusés en version numérique,
l'original signé est disponible aux Archives du BRGM.

Le système de management de la qualité du BRGM est certifié AFAQ ISO 9001:2008.

Mots clés : changement climatique, réseau piézométrique, niveau piézométrique, eau souterraine, test de Mann-Kendall, détection de tendance

En bibliographie, ce rapport sera cité de la façon suivante :

Vernoux J.F., Seguin J.J. (2011) - Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1, rapport BRGM/RP-59286-FR, 131 pages, 69 illustrations, 27 tableaux, 4 annexes.

© BRGM, 2011, ce document ne peut être reproduit en totalité ou en partie sans l'autorisation expresse du BRGM.

Synthèse

Le niveau des nappes d'eau souterraine dépend pour beaucoup d'entre d'elles de l'infiltration des eaux météoriques et sera donc nécessairement impacté par le changement climatique si celui-ci provoque un changement dans le régime d'infiltration (intensité, période). Pour évaluer et suivre l'impact de ce changement, l'ONEMA a confié au BRGM une étude devant déboucher sur la mise en place d'un réseau de référence piézométrique. Cet impact étant actuellement mal connu, la mise en place d'un réseau de référence passe par une analyse des séries piézométriques existantes, issues des réseaux de suivi quantitatif des eaux souterraines.

Le présent rapport rend compte du travail effectué en année 1 du projet. Il comporte une synthèse bibliographique des travaux réalisés sur l'impact du changement climatique sur le niveau des nappes d'eau souterraine et une analyse statistique des données piézométriques existantes (en France) visant à détecter une non stationnarité dans les séries étudiées (tendances, ruptures), non stationnarité dont les causes seront à rechercher.

La synthèse bibliographique distingue les travaux de détection de tendance sur des données existantes, des travaux de prévision d'évolution de la recharge des nappes d'eau souterraine sur la base des modèles climatiques et des scénarios d'émissions de gaz à effet de serre. On trouve dans la littérature des travaux sur les données qui influencent le niveau des nappes d'eau souterraine, à savoir les précipitations et les températures, cependant concernant la tendance d'évolution des niveaux piézométriques, on constate qu'en raison du manque de données, aucune tendance ne peut être déterminée pour le 20^{ème} siècle et que les baisses observées de niveau piézométrique sont essentiellement liés aux prélèvements dans les nappes d'eau souterraine. A l'échelle de la France les tendances pour les variables climatiques sur la période 1959-2000 montrent une augmentation de la température sur l'ensemble du territoire et une tendance à l'augmentation des précipitations sur les deux tiers nord de la France et une tendance à la baisse sur le tiers sud. A noter que les tendances calculées pour les précipitations sont souvent non significatives. Les travaux sur les changements climatiques futurs à l'échelle de la France confirment l'augmentation des températures de l'air. Pour les précipitations, les changements apparaissent incertains pour l'hiver et l'automne, et avec une tendance à la diminution au printemps et en été. Pour les eaux souterraines, les simulations réalisées dans le cadre du projet REXHySS sur les bassins de la Seine et de la Somme montrent que, d'ici une cinquantaine d'années, le déficit de recharge serait de 30%.

Afin de détecter d'éventuelles tendances liées au changement climatique sur les niveaux d'eau souterraine en France, nous avons réalisé une analyse statistique des données de suivi piézométrique sur un certain nombre d'ouvrages sélectionnés en fonction des critères suivants : piézomètre en nappe libre, non influencé avec plus de 30 ans de données. Nous avons ainsi sélectionné 375 piézomètres sur les 3344 disponibles dans la banque ADES. Ces piézomètres sont inégalement répartis, pour l'essentiel sur les bassins Artois-Picardie, Rhin-Meuse et Seine-Normandie. Une première analyse de tendance a été réalisée sur les piézomètres sélectionnés afin de voir si des tendances régionales se dégagent. Une analyse statistique plus poussée a été réalisée dans un deuxième temps afin de rechercher des changements (tendance et rupture) dans les séries piézométriques et surtout leur significativité (au sens statistique). La recherche de tendance a été réalisée par régression linéaire et test de

Mann-Kendall en tenant compte d'une autocorrélation éventuelle dans les séries. La recherche de rupture a été réalisée par le test de Pettitt. Pour la recherche de tendances les tests ont porté sur 6 variables annuelles : les moyennes annuelles, les maximums annuels, les minimums annuels, la moyenne annuelle des maxima mensuels, la moyenne annuelle des minima mensuels et les moyennes d'un mois particulier (décembre).

Les premiers calculs de tendance sur les 375 piézomètres sélectionnés (données brutes) montrent une tendance à la baisse pour 54%, à la hausse pour 29% et à la stabilité pour 17%. La répartition géographique de ces tendances montre une forte hétérogénéité : seule la nappe de la craie montre une tendance marquée à la baisse en Champagne et Bourgogne tandis que cette même nappe montre une tendance marquée à la hausse dans le bassin Artois-Picardie.

Les calculs de tendance par régression linéaire ("modifiée" ou non suivant la présence d'autocorrélation) et la méthode de Mann-Kendall ("modifiée" ou non suivant la présence d'autocorrélation) ont été effectués sur 325 piézomètres. Les piézomètres montrant une très forte autocorrélation (nappes à très forte inertie, type nappe de Beauce) n'ont pas été pris en compte. Dans les résultats finaux présentés, 5 variables sont prises en compte (les valeurs de décembre, n'étant pas vraiment contributives, sont exclues). Une note de 1 est attribuée à une variable lorsque la tendance est significative (0 sinon). Le "score" maximum caractérisant un piézomètre est donc de 10 (5 variables, 2 méthodes). A ce stade de l'étude, la tendance est jugée significative pour au moins une méthode et une variable (score minimum de 1). Les résultats obtenus sont les suivants :

- pour 109 piézomètres en nappes à cycle annuel, 33 montrent une tendance à la baisse significative et 21 une tendance à la hausse significative ;
- Pour 126 piézomètres en nappes à cycles mixtes avec un cycle annuel plus marqué, 9 montrent une tendance à la baisse significative et 10 une tendance à la hausse significative ;
- Pour 52 piézomètres en nappes à cycles mixtes, aucun ne montre une tendance ;
- Pour 38 piézomètres en nappes à cycles mixtes avec un cycle pluriannuel plus marqué, un seul montre une tendance à la baisse significative et 3 une tendance à la hausse significative ;
- Pour les piézomètres en nappes à cycle pluriannuel, les tests ne peuvent être appliqués sur des chroniques de 30 à 50 ans, en raison d'une forte inertie des systèmes, induisant une forte autocorrélation des données ; il faudrait disposer de chroniques beaucoup plus longues, supérieures à 100 ans.

Les tendances significatives à la baisse des niveaux concernent essentiellement la nappe de la plaine alluviale d'Alsace, la nappe plio-quadernaire du Roussillon, certaines nappes des Calcaires du Jurassique et la nappe de la craie en Champagne et Bourgogne.

Les piézomètres avec hausse significative des niveaux se répartissent pour la plupart sur les nappes de la Craie dans le bassin Artois-Picardie (quelques-uns dans le bassin Seine-Normandie), la nappe de la plaine alluviale d'Alsace et 4 nappes dans des formations calcaires (2 dans le bassin Seine-Normandie et 2 dans le bassin Loire-Bretagne). On note que la nappe alluviale d'Alsace montre à la fois des tendances à la baisse et des tendances à la hausse.

L'année 2011 sera consacrée à la poursuite des tests statistiques, à une analyse détaillée du contexte hydro-climatique et anthropique des points montrant une tendance et/ou une rupture pour rechercher des facteurs explicatifs, à la comparaison des tendances entre niveaux d'eau souterraine et paramètres climatiques ainsi qu'à la définition d'un réseau piézométrique de référence basée sur une sectorisation du territoire.



Sommaire

1. Introduction	15
2. Synthèse bibliographique	17
2.1. RAPPEL DES MÉCANISMES DE RECHARGE DES NAPPES D'EAU SOUTERRAINE	17
2.2. IMPACT DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE NIVEAU DES NAPPES D'EAU SOUTERRAINE	20
2.2.1. Travaux réalisés à l'échelle mondiale.....	21
2.2.2. Travaux réalisés à l'échelle régionale (hors France).....	27
2.2.3. Travaux relatifs à la France	30
2.3. RÉSEAUX PIÉZOMETRIQUES DÉDIÉS AU CHANGEMENT CLIMATIQUE...	49
3. Méthodologie et données prises en compte	51
4. Analyse préliminaire des chroniques piézométriques sélectionnées	61
5. Recherche d'une non stationnarité dans les séries piézométriques	75
5.1. TESTS STATISTIQUES	75
5.1.1. Tests retenus et variables traitées.....	75
5.1.2. Caractéristiques des tests "tendance/rupture" retenus.....	76
5.1.3. Rappel sur les tests d'hypothèses	76
5.1.4. Problème de l'autocorrélation	77
5.1.5. Recherche d'une tendance par régression linéaire	79
5.1.6. Recherche d'une tendance par le test de Mann-Kendall	81
5.1.7. Recherche d'une rupture par le test de Pettitt	83
5.1.8. Remarques sur les calculs.....	84
5.2. PIÉZOMÈTRES EN BAISSSE SIGNIFICATIVE	86
5.2.1. Exemples.....	86
5.2.2. Résultats par type de comportement.....	104
5.3. PIÉZOMÈTRES EN HAUSSE SIGNIFICATIVE	113
5.4. SYNTHÈSE DES RÉSULTATS	114
5.4.1. Bilan.....	114
5.4.2. Localisation des piézomètres et masses d'eau concernées.....	114
6. Conclusion	127
7. Bibliographie	129

Liste des illustrations

<i>Illustration 1 – Le cycle de l'eau (adapté de l'USGS)</i>	17
<i>Illustration 2 – Exemple de bilan pour la pluie efficace</i>	19
<i>Illustration 3 – relation entre précipitations, précipitations efficaces et niveau piézométrique</i>	20
<i>Illustration 4 - Séries chronologiques des anomalies annuelles mondiales de précipitations sur les terres émergées (en mm), calculées pour la période 1900-2005 par rapport à la période de référence 1981-2000</i>	22
<i>Illustration 5 - Tendances des précipitations annuelles pour la période 1901-2005 (en % par siècle), en pourcentage de la moyenne calculée pour la période 1961-1990, établie sur la base des données des stations du GHCN</i>	23
<i>Illustration 6 - Moyenne des variations a) des précipitations (en %), b) de la teneur en eau du sol (en %), c) du ruissellement (en %) et d) de l'évaporation (en %), calculée à partir de quinze modèles (Bates et al., 2008)</i>	25
<i>Illustration 7 - Impact du changement climatique sur la recharge moyenne des eaux souterraines, recharge dans les années 2050 simulé par WaterGAP :moyenne sur la période 1961-1990 de la recharge des eaux souterraines, en mm/an, et variations en pourcentage entre 1961-1990 et 2041-2070, tel que calculé par l'application de quatre différents scénarios de changement climatique (scénarios climatiques calculés par les modèles climatiques ECHAM4 et HadCM3, pour les scénarios d'émissions de gaz à effet de serre des scénarios A2 et B2) (d'après Döll 2009)</i>	26
<i>Illustration 8 – Comparaison des corrélations entre niveau piézométrique et variables climatiques. La meilleure corrélation est obtenue au bout de 17 mois (d'après Chen et al., 2004)</i>	27
<i>Illustration 9 – Réponse du modèle pour l'évolution de la recharge en modifiant 4 variables : a CO₂, b température, c radiation solaire, d pluviométrie (d'après McCullam et al., 2010)</i>	28
<i>Illustration 10 – Simulation de l'évolution de la recharge en fonction de la pluviométrie pour différents types de sols et de végétation (d'après Crosbie et al. 2010)</i>	29
<i>Illustration 11 - Evolution de la température moyenne en France métropolitaine sur la période 1900-2007 (source ONERC)</i>	31
<i>Illustration 12 - Augmentation de la température moyenne annuelle en France métropolitaine sur la période 1901-2000 (ONERC, d'après Moisselin et al., 2002)</i>	31
<i>Illustration 13 - Coefficient de Spearman des cumuls annuels de précipitations sur la période (1901-2000) (source : PIGB-PMRC, adapté de Moisselin et al.)</i>	33
<i>Illustration 14 - Évolution de 1873 à 2000 du cumul annuel des précipitations (en mm) à Paris-Montsouris, en noir. (Moyenne glissante sur 15 points en gris, tendance 1901-2000 en traits discontinus). (source : Moisselin et al., 2002)</i>	34
<i>Illustration 15 - Évolution de 1873 à 2000 des températures moyennes annuelles (en °C) à Paris-Montsouris, en noir. (Moyenne glissante sur 15 points en gris, tendance 1901-2000 en traits discontinus). (source : Moisselin et al., 2002)</i>	34
<i>Illustration 16 - Répartition sur l'année et saison par saison des coefficients de Spearman (%) des cumuls de précipitations des 40 séries départementales (période 1901-2000) (source : PIGB-PMRC, d'après Moisselin et al., 2002)</i>	35
<i>Illustration 17 - Tendances pour les précipitations (a) et les températures maximum (b) sur la période 1959-2000. upward : à la hausse ; downward : à la baisse. En noir : tendance significative à la fois dans les séries homogénéisées et Safran ; en blanc : tendance non significative à la fois dans les séries homogénéisées et Safran ; en gris :</i>	

<i>tendance significative uniquement dans les séries homogénéisées ; croix : tendance significative uniquement dans les séries Safran (source : Vidal et al., 2009).....</i>	<i>35</i>
<i>Illustration 18 - Superficie affectée par la sécheresse, exprimée en pourcentage de la superficie de la France et calculée à partir du SSWI-1 avec un seuil à 10% ((Soubeyroux et al., 2011).....</i>	<i>36</i>
<i>Illustration 19 - Moyenne d'ensemble des changements de précipitations entre les périodes 2046/2065 et 1970/1999 issus de la désagrégation statistique des 14 modèles du GIEC. En haut à gauche : hiver, en haut à droite : printemps, en bas à gauche : été et en bas à droite : automne (source : Boé, 2007)</i>	<i>37</i>
<i>Illustration 20 - Moyenne d'ensemble des changements des précipitations directement simulées par les 14 modèles du GIEC utilisés pour la désagrégation statistique, entre les périodes 2046/2065 et 1970/1999. En haut à gauche : hiver, en haut à droite : printemps, en bas à gauche : été et en bas à droite : automne (source : Boé, 2007).....</i>	<i>38</i>
<i>Illustration 21 : Température moyenne quotidienne en moyenne annuelle, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : °C. (Jouzel et al., 2011).....</i>	<i>39</i>
<i>Illustration 22 : Précipitations quotidiennes en moyenne annuelle, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : mm/jour (Jouzel et al., 2011)</i>	<i>40</i>
<i>Illustration 23 : Précipitations quotidiennes en hiver, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : mm/jour (Jouzel et al., 2011).....</i>	<i>41</i>
<i>Illustration 24 : Minimum annuel du contenu en eau du sol, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : kg/m². (Jouzel et al., 2011).....</i>	<i>42</i>
<i>Illustration 25 - Domaine RExHySS : changement de précipitations (en mm/an) à gauche et de température (en °K) à droite, entre le 2046-2065 et 1970-2000 selon les scénarios RT (source : Ducharme et al., 2009).....</i>	<i>43</i>
<i>Illustration 26 - Évolution temporelle des sécheresses SPI3 et SSWI3 au cours du XXI^e siècle selon les saisons (février=hiver, mai=printemps, août=été, novembre=automne) à partir des projections Arpège V4.6 scénario A2, méthode de descente d'échelle types de temps (Soubeyroux et al., 2011).....</i>	<i>44</i>
<i>Illustration 27 - Impact du changement climatique simulé avec 14 scénarios de changement climatique pour les précipitations, l'évaporation et la recharge des nappes (infiltration).</i>	<i>45</i>
<i>Illustration 28 : Evolution de la piézométrie simulée en milieu de siècle (préfixe M) et en fin de siècle (préfixe F) sur la Seine (en haut, modèle MODCOU) et la Somme (en bas, modèles MODCOU et GARDENIA). Les droites violette et marron représentent les droites de régression des nuages de points correspondant aux horizons 2050 et 2100 respectivement selon le modèle MODCOU. Pour la Somme, on distingue également les droites de régression issues des simulations GARDENIA à l'horizon 2050 (en bleu) et 2100 (en rouge) (Ducharme et al., 2009).....</i>	<i>47</i>
<i>Illustration 29 : Déficit annuel moyen d'alimentation des principaux aquifères du bassin de la Seine. Moyennes et écart-type sur les scénarios traités, valeurs exprimées en millions de m³ par an (Ducharme et al., 2009).....</i>	<i>48</i>
<i>Illustration 30 : Rabattements de la nappe des calcaires de Beauce calculés pour la fin de siècle sous scénario RC2 (Ducharme et al., 2009)</i>	<i>48</i>
<i>Illustration 31 – Ground-water climate response network (USGS, 2007).....</i>	<i>49</i>
<i>Illustration 32 – Piézomètres recensés dans ADES (classés par maître d'ouvrage).....</i>	<i>51</i>
<i>Illustration 33 - Corrélation entre niveaux mesurés au piézomètre de Ruffec et pluies à Niort (pas de temps décadaire) (Seguin et al., 2009)</i>	<i>53</i>

<i>Illustration 34 - Corrélation entre niveaux mesurés au piézomètre de Congerville et pluies à Chartres (pas de temps mensuel) (Seguin et al., 2009)</i>	54
<i>Illustration 35 – Exemple d'ouvrage influencé par des pompages saisonniers</i>	55
<i>Illustration 36 – Exemples d'influence anthropique détectée par modélisation</i>	55
<i>Illustration 37 – Exemple de piézomètres montrant des données douteuses</i>	56
<i>Illustration 38 – Exemple de piézomètre en nappe captive influencé par des pompages</i>	56
<i>Illustration 39 – Carte des piézomètres sélectionnés pour l'analyse de tendance</i>	57
<i>Illustration 40 – Carte du type de nappe suivi par les piézomètres sélectionnés (nappe à cycle annuel, mixte, pluriannuel)</i>	59
<i>Illustration 41 – exemple de courbe de tendance lineaire</i>	61
<i>Illustration 42 - Moyenne des niveaux de 54 piézomètres dans le bassin de la Somme : Scénario climatique Météo France « Arpège A1B continu » (projet RExHySS)</i>	62
<i>Illustration 43 – répartition des coefficients de regression linéaire calculés pour les 375 piézomètres sélectionnés</i>	62
<i>Illustration 44 – Carte des coefficients de regression linéaire calculés pour les 375 piézomètres sélectionnés</i>	63
<i>Illustration 45 – Relation entre la tendance et le comportement de la nappe</i>	64
<i>Illustration 46 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe de la craie dans le bassin Artois Picardie</i>	66
<i>Illustration 47 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe de la craie dans la partie ouest du bassin Seine-Normandie</i>	67
<i>Illustration 48 – Carte et graphiques de tendances pour la partie nord-est du bassin Seine-Normandie</i>	68
<i>Illustration 49 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe d'Alsace (alluvions du Rhin) et les nappes de Lorraine</i>	69
<i>Illustration 50 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe des calcaires de Beauce, les nappes de l'Eocène d'Ile-de-France et la nappe de la craie du nord de la Bourgogne</i>	70
<i>Illustration 51 – Carte et graphiques de tendances pour les nappes de Calcaires du Jurassique et les nappes alluviales du sud de la Bourgogne</i>	71
<i>Illustration 52 – Carte et graphiques de tendances pour les nappes alluviales de la région Rhône-Alpes</i>	72
<i>Illustration 53 – Carte et graphiques de tendances pour la région Languedoc-Roussillon (nappe du Plio-quatenaire, nappes alluviales, nappes des calcaires du Jurassique et du Crétacé supérieur)</i>	73
<i>Illustration 54– Tendance apparente induite par une autocorrélation des données</i>	78
<i>Illustration 55 – Evolutions des profondeurs au piézomètre 08511X0036 de 1969 à 2010</i>	86
<i>Illustration 56 - Piézomètre 08511X0036 : autocorrélation dans la série des minima</i>	87
<i>Illustration 57 – Tendances sur le piézomètre 08511X0036</i>	89
<i>Illustration 58 – Piézomètre 09724X0023 : évolution des profondeurs de 1971 à 2010</i>	93
<i>Illustration 59 - Piézomètre 09724X0023 – Autocorrélation dans la série des valeurs moyennes</i>	94
<i>Illustration 60 - Tendances sur le piézomètre 09724X0023</i>	96

<i>Illustration 61 - Piézomètre 05264X0029: évolution des profondeurs de 1974 à 2010.....</i>	<i>100</i>
<i>Illustration 62 - Piézomètre 05264X0029 – Autocorrélation dans la série des valeurs moyennes.....</i>	<i>101</i>
<i>Illustration 63 - Tendances sur le piézomètre 05264X0029</i>	<i>103</i>
<i>Illustration 64 - Evolution des profondeurs au piézomètre de Congerville</i>	<i>112</i>
<i>Illustration 65 - Evolution des profondeurs au piézomètre de Trancrainville</i>	<i>112</i>
<i>Illustration 66 – Localisation des piézomètres à tendances significatives (baisse et hausse des niveaux), aux risques 1% et 5 %</i>	<i>115</i>
<i>Illustration 67 – Localisation des piézomètres dont le niveau est en baisse significative pour tout ou partie des variables étudiées (hors Décembre) et masses d'eau concernées (en jaune clair).....</i>	<i>116</i>
<i>Illustration 68 – Localisation des piézomètres dont le niveau est en hausse significative pour tout ou partie des variables étudiées (hors Décembre) et masses d'eau concernées (en vert clair).....</i>	<i>117</i>
<i>Illustration 69- Masses d'eau captées par les piézomètres en baisse significative et en hausse significative</i>	<i>119</i>

Liste des tableaux

<i>Tableau 1- Les 4 possibilités de décision dans la mise en œuvre d'un test.....</i>	<i>77</i>
<i>Tableau 2 - Séquences de traitements des séries de données.....</i>	<i>85</i>
<i>Tableau 3 - Piézomètre 08511X0036 : test d'autocorrélation.....</i>	<i>87</i>
<i>Tableau 4 – Piézomètre 08511X0036 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire</i>	<i>88</i>
<i>Tableau 5 - Piézomètre 08511X0036 : résultats des tests de tendance et de rupture</i>	<i>89</i>
<i>Tableau 6 - Piézomètre 08511X0036 – Détection avec la méthode de régression linéaire (modifiée).....</i>	<i>90</i>
<i>Tableau 7 - Piézomètre 08511X0036 – Détection avec la méthode de Mann-Kendall (modifié)</i>	<i>91</i>
<i>Tableau 8 - Piézomètre 08511X0036 – Détection de rupture avec le test de Pettitt.....</i>	<i>92</i>
<i>Tableau 9 - Piézomètre 09724X0023 : test d'autocorrélation.....</i>	<i>94</i>
<i>Tableau 10 – Piézomètre 09724X0023 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire</i>	<i>95</i>
<i>Tableau 11- Piézomètre 09724X0023 : résultats des tests de tendance et de rupture</i>	<i>96</i>
<i>Tableau 12 - Piézomètre 09724X0023 – Détection avec la méthode de régression linéaire.....</i>	<i>97</i>
<i>Tableau 13 - Piézomètre 09724X0023 – Détection avec la méthode de Mann-Kendall</i>	<i>98</i>
<i>Tableau 14 - Piézomètre 09724X0023 – Détection de rupture avec le test de Pettitt.....</i>	<i>99</i>
<i>Tableau 15 - Piézomètre 05264X0029</i>	<i>101</i>
<i>Tableau 16 - Piézomètre 05264X0029 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire</i>	<i>102</i>
<i>Tableau 17- Piézomètre 05264X0029 : résultats des tests de tendance et de rupture</i>	<i>103</i>

<i>Tableau 18 – Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel</i>	106
<i>Tableau 19 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel variable par variable (séries des valeurs de Décembre exclues)</i>	107
<i>Tableau 20 - Résultats des tests de détection de rupture sur les piézomètres en baisse significative pour les nappes à cycle annuels et pour les valeurs moyennes, les maxima et minima.</i>	108
<i>Tableau 21 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel</i>	109
<i>Tableau 22 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel</i>	109
<i>Tableau 23 - Résultats des tests de détection de rupture sur les piézomètres en baisse significative pour les nappes à cycle pluriannuels avec cycles annuels plus marqués et pour les valeurs moyennes, les maxima et minima</i>	110
<i>Tableau 24 – Autocorrélation des séries de valeurs moyennes annuelles pour les nappes à grands cycles pluriannuels</i>	111
<i>Tableau 25 – Résultats des tests de détection de tendance à la hausse significative</i>	113
<i>Tableau 26 – Masse d'eau captée par les piézomètres en baisse significative (43 piézomètres)</i>	122
<i>Tableau 27 – Masse d'eau captée par les piézomètres en hausse significative</i>	123

Liste des annexes

<i>Annexe 1 Champs de la table PIEZOS_METROPOLE.....</i>	<i>133</i>
<i>Annexe 2 Dynamique des nappes d'eau souterraine.....</i>	<i>137</i>
<i>Annexe 3 Légende de la carte géologique de la France au million.....</i>	<i>143</i>
<i>Annexe 4 Tests statistiques.....</i>	<i>147</i>

1. Introduction

Le changement climatique a un impact direct sur les précipitations et l'évapotranspiration et par voie de conséquence sur l'infiltration de l'eau météorique et donc sur le niveau des nappes d'eau souterraine. Les conséquences peuvent être importantes à la fois en termes de ressource, du point de vue quantitatif voire qualitatif, mais aussi de transformation des écosystèmes associés. Cet impact est actuellement encore mal connu et doit être évalué. L'étude de l'évolution du niveau des nappes d'eau souterraine sur de longues durées peut être un moyen d'appréhender le changement climatique et d'évaluer la part de ce changement dans l'évolution des ressources en eau souterraine.

Des corrélations entre précipitations, température et niveaux piézométriques ont été observées sur certains aquifères. Alors que les approches actuelles sont plutôt basées sur la modélisation de la recharge (dans la cadre de projets auxquels participe pour certains le BRGM avec des équipes universitaires), des méthodes statistiques basées sur des corrélations entre données piézométriques, hydrométriques et climatologiques peuvent constituer une alternative pour déterminer si les variations de recharge des nappes s'accompagnent de tendances similaires ou contraires pour les précipitations et les températures. L'étude des chroniques piézométriques devra faire la part entre d'éventuels effets du changement climatique et les autres paramètres influençant les fluctuations du niveau de la nappe (cours d'eau, pompages, caractéristiques de l'aquifère), ainsi que les facteurs jouant sur la recharge (usage du sol,...). Cette analyse permettra de définir des règles de dimensionnement d'un réseau piézométrique spécifiquement dédié au changement climatique.

Les objectifs identifiés pour la première année de ce projet (2010), objet de ce rapport sont les suivants :

- Faire une synthèse bibliographique des travaux réalisés sur l'impact du changement climatique sur le niveau des nappes d'eau souterraines ;
- Réaliser une première sélection de piézomètres en éliminant les séries non utilisables ou à optimiser pour le futur, considérant les influences anthropiques et naturelles. Une typologie des piézomètres sera établie en tenant compte de l'état libre ou captif des nappes, de leur dynamique, de la recharge et de leur degré de liaison avec les cours d'eau ;
- Comparer les tendances pour les températures, les précipitations (en amplitude et saisonnalité) et les niveaux piézométriques ;
- Effectuer des tests statistiques sur les séries piézométriques retenues pour détecter des modifications : tendances, ruptures, saisonnalités. Ces modifications seront recherchées via l'application de tests statistiques, l'hypothèse testée étant la stationnarité des chroniques. Plusieurs tests sont envisagés : tests de Mann-Kendall, tests de régression linéaire, test du rapport des vraisemblances maximales, ...

Ce travail permettra à terme de définir un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines. Il est financé par l'ONEMA et le BRGM dans le cadre d'une convention de partenariat.

2. Synthèse bibliographique

2.1. RAPPEL DES MÉCANISMES DE RECHARGE DES NAPPES D'EAU SOUTERRAINE

L'impact du changement climatique sur le niveau des nappes d'eau souterraine est lié au fonctionnement de celles-ci à l'intérieur du cycle de l'eau (Illustration 1). La dynamique d'une nappe risque en effet d'être affectée par une modification de sa recharge et par conséquent du niveau piézométrique. Cet impact va se répercuter sur les possibilités d'exploitation de la ressource (baisse de productivité des ouvrages), sur les relations entre les eaux souterraines et les eaux de surface et les écosystèmes terrestres associés (Vernoux et al., 2009).

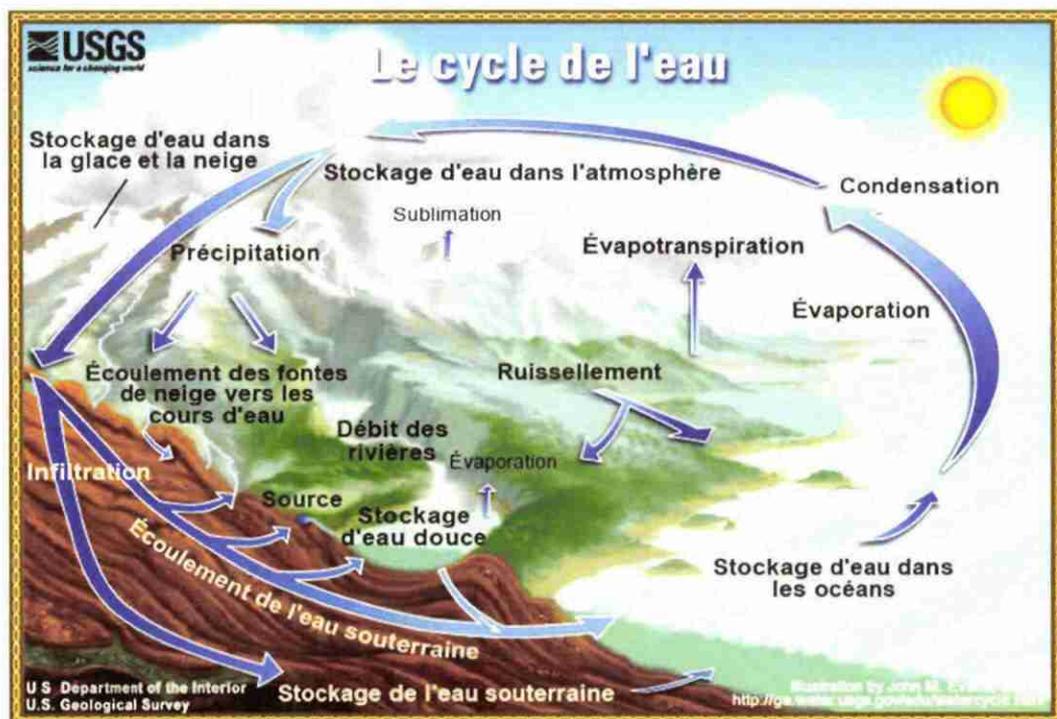


Illustration 1 – Le cycle de l'eau (adapté de l'USGS)

L'équation générale du bilan hydrologique d'un bassin versant peut s'exprimer comme suit :

$$P - ETR - R = \Delta S$$

- Où P représente les précipitations
ETR l'évapotranspiration réelle
R le ruissellement
 ΔS la variation des stocks dans le bassin versant

La variation des stocks dans le bassin versant dépend de la recharge (par infiltration d'eau dans le sol et dans la zone non-saturée) et des échanges entre eaux souterraines et eaux de surface. La relation ci-dessus montre que l'infiltration est

directement dépendante des précipitations et de l'évapotranspiration. Cette dernière est elle-même fortement dépendante de la température comme le montre la formule suivante (formule de Turc) :

$$ETP = 0.4 \cdot \frac{T}{T + 15} \left[I_g A \cdot \left(0.18 + 0.62 \frac{I}{H} \right) + 50 \right]^1$$

ETP : Evapotranspiration potentielle (mm)

T : Température moyenne mensuelle (°C)

I : Nombre moyen d'heures d'insolation mensuel (h)

I_gA : Radiation théorique au sol (

H : Durée astronomique moyenne du jour (mensuelle)

Cette évapotranspiration potentielle (ETP) représente le pouvoir évaporateur de l'atmosphère : Ce serait celle que l'on observerait sur un sol avec couvert engazonné, où l'eau est disponible en abondance. Si l'eau vient à manquer, l'évapotranspiration réelle (ETR, qui par définition est toujours inférieure à l'ETP) est fonction de l'ETP et de la quantité d'eau disponible. En première approximation, on considère que la tranche supérieure du sol constitue un réservoir, dont la teneur en eau maximale est appelée *réserve utile* (RU). La valeur de la RU dépend du type de sol considéré (structure et texture) et de sa profondeur. Pour une profondeur d'1 m, on obtient des valeurs de réserve utile allant de 70 mm d'eau pour un sol sableux grossier à 200 mm d'eau pour un sol limono-argileux.

La réserve utile RU est définie comme la différence entre le volume d'eau contenu dans le sol à la capacité de rétention et le volume d'eau restant au point de flétrissement². Pour une surface unitaire et une couche de sol d'épaisseur Δz, on a donc en supposant un sol homogène :

$$RU = (\theta_{ret} - \theta_{fp}) \Delta z$$

θ_{ret} est la teneur en eau correspondant à la *capacité de rétention* du sol et au-delà de laquelle la composante gravitaire l'emporte sur la pression capillaire.

θ_{fp} est la teneur en eau en deçà de laquelle les forces retenant l'eau dans le sol surpassent la capacité d'extraction racinaire.,

On introduit aussi la notion de réserve facilement utilisable RFU (< RU) correspondant à la quantité d'eau du sol comprise entre la capacité de rétention et une teneur en eau supérieure à celle du point de flétrissement permanent et pour laquelle le flétrissement des plantes n'est pas encore irréversible (=point de flétrissement temporaire θ_{ft}). En pratique, en agronomie, on prend comme valeur de RFU les 2/3 de la RU.

¹ Il existe plusieurs formules de calcul de l'ETP ; nous citons ici la formule de Turc, couramment employée, mais on peut également citer entre autres les formules de Thornthwaite et Penman

² Pour la majorité des plantes cultivées sous un climat tempéré, le point de flétrissement correspond à une succion capillaire égale à pF = 4,2. (pF=log₁₀(-h) où h est la succion capillaire exprimée en cm). Un pF de 4.2 correspond à une pression de 16 bars. La capacité au champ correspond à une succion capillaire égale à pF = 2.7 (0.5 bar)

Dans ce réservoir, l'évapotranspiration peut puiser au taux potentiel ETP. Quand il est "vide", seules de nouvelles précipitations peuvent alimenter l'évapotranspiration. Quand il est plein, l'excédent de précipitations ruisselle ou s'infiltré vers la nappe.

Remarque : les hydrologues appellent souvent *pluie efficace* la lame d'eau "disponible" pour l'infiltration et le ruissellement ; elle est calculée à partir d'un bilan dont les termes sont la pluie, l'ETP et la réserve en eau du sol. C'est la définition que nous retenons ici.

Sous nos latitudes, l'évapotranspiration réelle (ETR) est très faible entre novembre et mars, plus ou moins forte le reste de l'année selon la réserve en eau du sol (RU). La pluie efficace va donc être positive pendant cette période, nulle le reste de l'année (Illustration 2).

Remarque: il est néanmoins possible que sur "ce reste de l'année", et sur une courte période, une séquence pluvieuse l'emporte sur l'ETP, remplisse le réservoir sol et génère une infiltration vers la nappe. A l'inverse, on peut observer des déficits pluviométriques en hiver qui vont entraîner de faibles précipitations efficaces (voir Illustration 3, la variabilité des pluies efficaces d'une année à l'autre).

Le niveau des nappes va augmenter une fois que la pluie efficace s'infiltré dans le sol puis dans la zone non-saturée. Il est important de garder à l'esprit que la pluie efficace met un certain temps à réalimenter la nappe, en fonction de l'épaisseur et de la nature des terrains constituant la zone non-saturée. Pour certaines nappes, comme les nappes alluviales ou les nappes d'aquifères karstiques, le décalage temporel entre précipitations efficaces et remontée du niveau piézométrique peut être faible (moins d'un mois), dans la majorité des cas on a un décalage de quelques mois (Illustration 3) et enfin dans des nappes à forte inertie, comme la nappe des calcaires de Beauce, on peut avoir un décalage de plusieurs mois, voire plusieurs années.

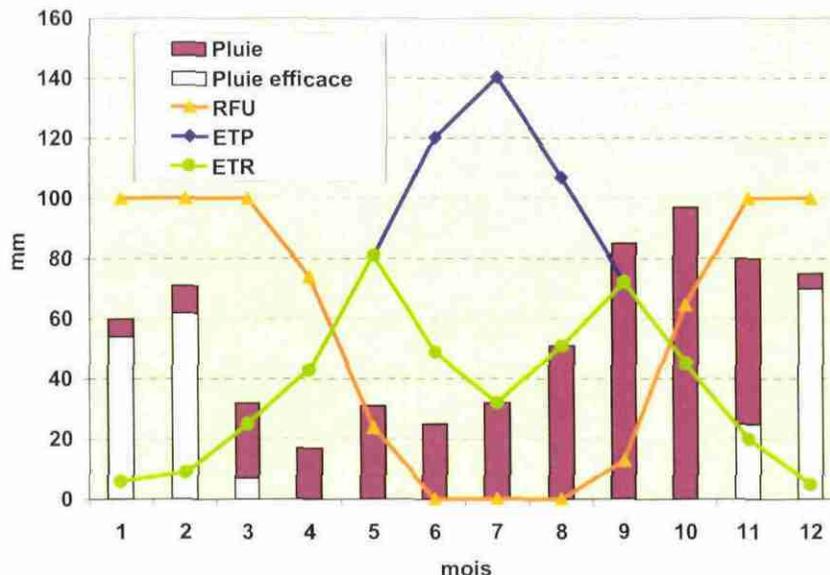


Illustration 2 – Exemple de bilan pour la pluie efficace

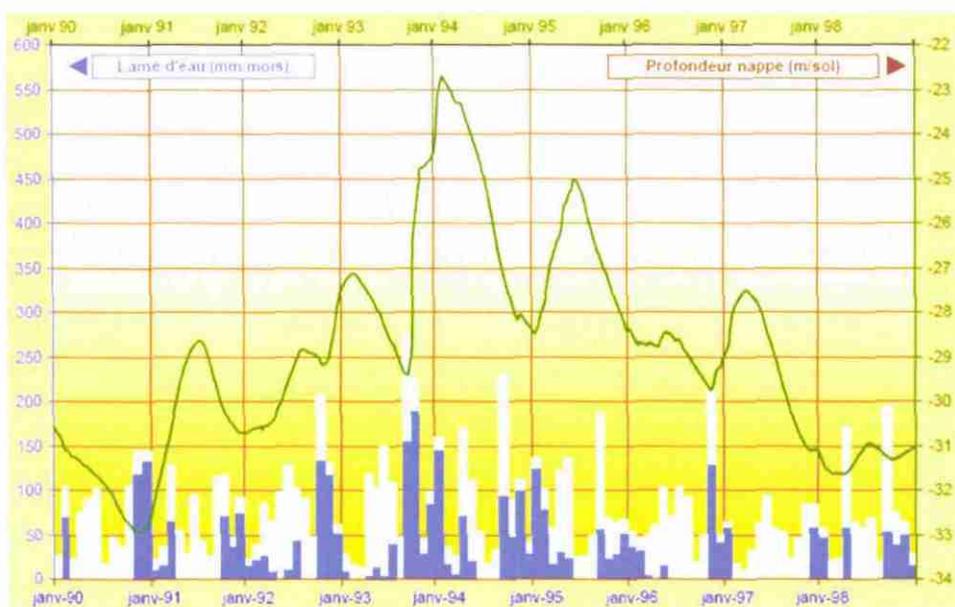


Illustration 3 – relation entre précipitations, précipitations efficaces et niveau piézométrique

Le changement climatique aura nécessairement un impact sur la recharge des nappes d'eau souterraine mais il n'est pas évident de savoir quelles variables climatiques auront la plus grande influence. On peut penser que ce seront les précipitations et la température, mais on pourrait aussi tenir compte d'autres paramètres comme l'intensité des précipitations, la couverture végétale, le type de sol, la radiation solaire, la concentration en dioxyde de carbone.

Enfin il est fondamental de connaître la part des prélèvements en eau souterraine dans l'évolution des niveaux des nappes d'eau souterraine. En effet, dans de nombreux aquifères on constate une tendance à la baisse des niveaux due à des pompages dépassant la recharge sans pour autant qu'il y ait une modification des variables climatiques.

2.2. IMPACT DU CHANGEMENT CLIMATIQUE SUR LE NIVEAU DES NAPPES D'EAU SOUTERRAINE

Depuis les années 1990, de nombreuses études se sont intéressées à l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines. L'objectif n'est pas de reprendre l'ensemble de ces travaux, mais de se focaliser sur le niveau des nappes d'eau souterraines. Nous n'aborderons pas les aspects qualitatifs ni les problématiques de gestion des ressources en eau souterraine.

Il importe de distinguer les travaux réalisés à l'échelle globale, la plupart en prolongement des travaux du GIEC, des travaux réalisés à l'échelle régionale, en particulier en France. Il convient également de distinguer les travaux d'évaluation des tendances actuelles (peut-on détecter aujourd'hui un impact ?) des travaux d'estimation des tendances pour le futur sur la base de scénarios de changement climatique (scénarios climatiques calculés par les modèles climatiques pour différents scénarios d'émission de gaz à effet de serre).

Les tendances prévisionnelles d'évolution du niveau des nappes d'eau souterraine vont être fortement dépendantes des scénarios climatiques en termes de température et de précipitations. Avec des scénarios de diminution des précipitations et d'augmentation de la température, il est évident que les simulations indiqueront une baisse du niveau piézométrique. La difficulté vient du fait que l'on a une large gamme de possibilités en termes d'évolution des précipitations et des températures. On peut avoir à la fois des tendances qui "annulent" les impacts (par exemple une augmentation des précipitations et de la température) et des divergences spatiales (dans un secteur la température diminue alors qu'elle augmente dans un autre). Enfin la variabilité de l'évolution dans le cycle hydrologique est fondamentale ; si par exemple la lame d'eau annuelle reste identique mais que les précipitations se raréfient en été et s'intensifient en hiver, on peut s'attendre à ce que la recharge annuelle, conditionnée par les précipitations hivernales, augmente, pour une couverture du sol inchangée.

Mais comme le mentionne J. Boé dans sa thèse (2007), avant même de s'intéresser au climat futur, la première question qui se pose est : « *peut-on d'ores et déjà détecter l'influence du changement climatique d'origine anthropique sur le cycle de l'eau ?* » C'est également la question que l'on se pose pour les niveaux de nappe d'eau souterraine. Un rapport relativement récent du GIEC qui fait le point sur les changements climatiques observés et prévus en rapport avec l'eau (Bates et al., 2008) souligne que du fait d'un manque de données et de la grande lenteur de réaction des systèmes phréatiques au changement des conditions d'alimentation, on n'a pas observé de modification de l'alimentation des nappes souterraines qui soit liée au climat. Même si les niveaux de nombreux aquifères dans le monde montrent une tendance à la baisse ces dernières décennies, cela est généralement dû à des prélèvements sur les nappes supérieures à l'alimentation de celles-ci et non pas à une diminution de l'alimentation liée au climat.

2.2.1. Travaux réalisés à l'échelle mondiale

Les éléments présentés dans ce paragraphe sont pour la plupart issus du rapport du GIEC qui fait le point sur les changements climatiques observés et prévus en rapport avec l'eau (Bates et al., 2008) et des travaux récents de Petra Döll (2009).

a) Tendances actuelles

Concernant les **précipitations**, le rapport indique que la tendance linéaire de la moyenne planétaire observée par le Réseau mondial de données climatologiques anciennes durant la période 1901-2005 est statistiquement non significative (*Illustration 4*). Aucune des estimations concernant la période comprise entre 1951 et 2005 n'est significative : on observe de nombreuses divergences entre les ensembles de données, ce qui démontre la difficulté de mesurer une quantité comme les précipitations, qui varient considérablement dans l'espace et le temps. Les changements à l'échelle du globe ne sont pas linéaires dans le temps et présentent une forte variabilité décennale, avec une période relativement humide des années 1950 aux années 1970, suivie d'une baisse des précipitations. Les moyennes mondiales sont essentiellement marquées par des précipitations tropicales et subtropicales.

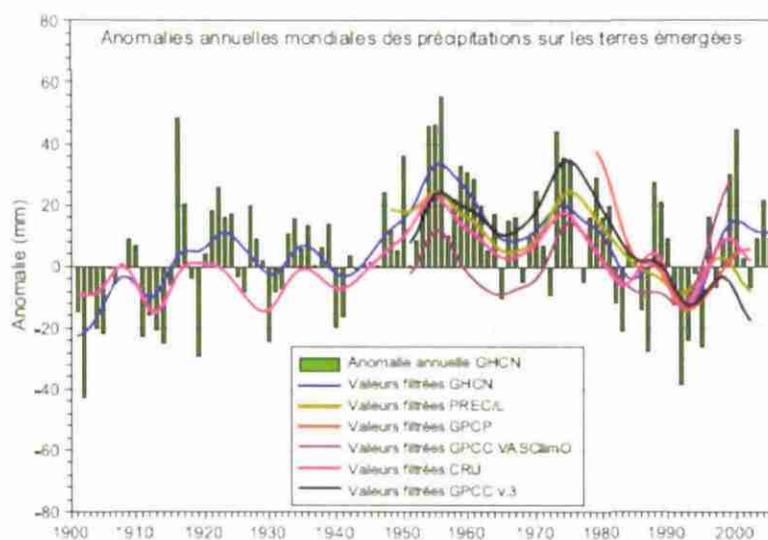


Illustration 4 - Séries chronologiques des anomalies annuelles mondiales de précipitations sur les terres émergées (en mm), calculées pour la période 1900-2005 par rapport à la période de référence 1981-2000.

L'illustration 4 présente également des valeurs décennales, lissées pour les ensembles de données du Réseau mondial de données climatiques anciennes (GHCN), du Precipitation Reconstruction over Land (PREC/L), du Projet mondial de climatologie des précipitations (GPCP), du Centre mondial de climatologie des précipitations (GPCC) et de l'Unité de recherche climatologique (CRU).

A l'échelle spatiale, la variabilité est tout aussi grande : les précipitations ont surtout augmenté sur les continents dans les latitudes les plus septentrionales, tandis que des diminutions concernent principalement les latitudes comprises entre 10°S et 30°N (illustration 5). La fréquence des épisodes de fortes précipitations (ou la partie des précipitations totales est imputable à de fortes pluies) a augmenté dans la plupart des régions. Les simulations des modèles climatiques pour le XXI^e siècle s'accordent à prévoir une augmentation des précipitations dans les latitudes élevées (*très probable*) et une partie des tropiques, et une diminution dans certaines régions subtropicales et aux latitudes moyennes inférieures (*probable*). En dehors de ces régions, le signe et l'ampleur des changements prévus varient d'un modèle à l'autre, ce qui est source de grande incertitude pour les projections de précipitations.

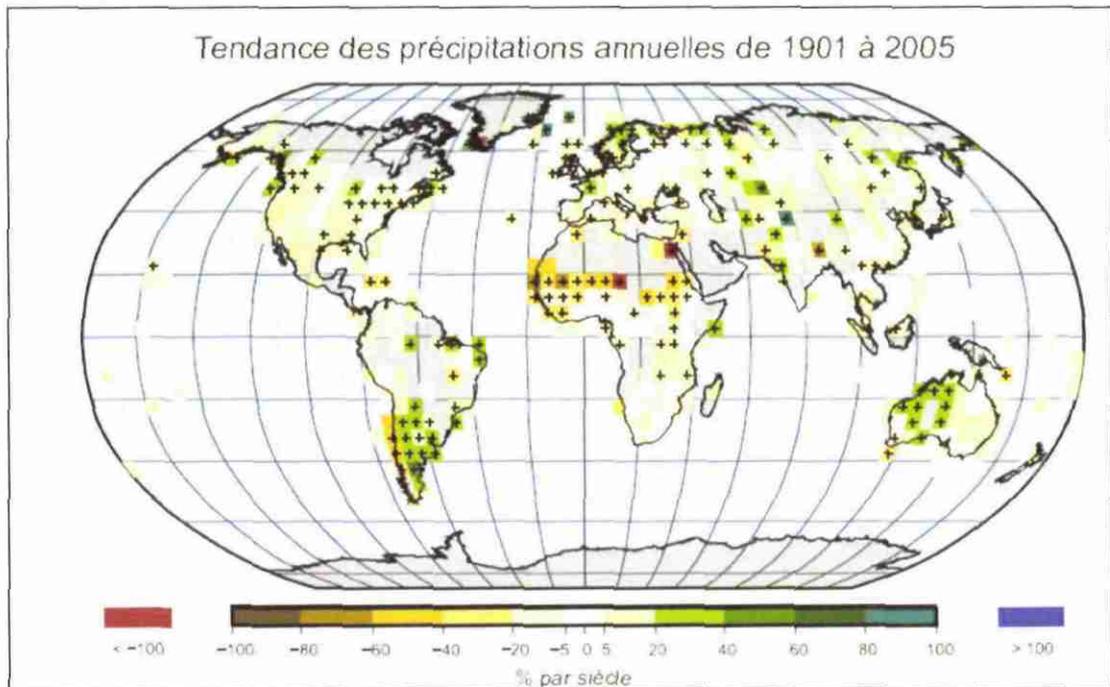


Illustration 5 - Tendence des précipitations annuelles pour la période 1901-2005 (en % par siècle), en pourcentage de la moyenne calculée pour la période 1961-1990, établie sur la base des données des stations du GHCN.

Les parties en gris illustrent les zones pour lesquelles les données sont incomplètes et ne permettent pas de fournir des tendances fiables (Bates et al., 2008)

Concernant **l'évapotranspiration**, le troisième rapport d'évaluation du GIEC rend compte de la hausse de l'évapotranspiration effective durant la deuxième moitié du XX^e siècle dans la plupart des régions sèches des États-Unis et de Russie, due à l'augmentation de l'humidité en surface imputable à l'augmentation des précipitations et à l'accroissement des besoins en humidité atmosphérique attribuable à l'élévation des températures. Sur la base d'un modèle des surfaces continentales complet, ainsi qu'à partir des observations disponibles sur les précipitations, la température et le rayonnement solaire en surface déduit de la nébulosité, Qian et al. (2006a) sont arrivés à la conclusion que l'évapotranspiration à la surface des terres émergées du globe suit de près les variations des précipitations terrestres. Les valeurs des précipitations mondiales ont atteint leur maximum au début des années 1970, avant de baisser légèrement, mais elles reflètent principalement les valeurs tropicales. Par ailleurs, les précipitations ont augmenté, plus généralement, sur les terres situées à des latitudes plus élevées. Les variations de l'évapotranspiration sont déterminées non seulement par l'apport d'humidité, mais également par la disponibilité en énergie et le vent de surface.

Concernant la tendance d'évolution des **niveaux piézométriques**, Kundzewicz et Döll (2009) indiquent, qu'en raison du manque de données, aucune tendance ne peut être déterminée pour le 20^{ième} siècle et que les baisses observées de niveau piézométrique sont essentiellement liés aux prélèvements dans les nappes d'eau souterraine.

b) Evolution prévue

Le document technique VI du GIEC (Bates et al., 2008) indique que « Les estimations les plus probables des projections par les modèles indiquent que le réchauffement décennal moyen sur chaque continent habité d'ici 2030 ne dépendra pas du choix du scénario SRES et qu'il sera *très probablement* au moins deux fois plus important (autour de 0,2 °C tous les 10 ans) que la variabilité naturelle correspondante telle qu'estimée pour le 20^{ème} siècle par les modèles ».

L'illustration 6 montre, à partir d'un ensemble de 15 modèles, la répartition mondiale de la variation des précipitations moyennes de 2080 à 2099 pour le scénario A1B du SRES, ainsi que l'humidité du sol, le ruissellement et l'évaporation. La plupart des régions de latitude élevée, connaissent des augmentations des précipitations annuelles supérieures à 20 %. L'évaporation potentielle devrait augmenter presque partout suite à la hausse de la capacité de rétention d'eau dans l'atmosphère due à l'élévation des températures. Pour l'évapotranspiration, l'enrichissement en dioxyde de carbone de l'atmosphère a deux implications contradictoires potentielles. D'une part, des concentrations plus élevées de CO₂ peuvent réduire la transpiration du fait que les stomates des feuilles, grâce à laquelle la transpiration des plantes a lieu, n'ont pas besoin de s'ouvrir autant afin d'absorber la même quantité de CO₂ pour la photosynthèse. Inversement, des concentrations plus élevées de CO₂ peuvent accélérer la croissance des plantes, donnant lieu à une augmentation de la surface foliaire et, par conséquent, à une transpiration accrue. Les variations de l'humidité du sol sont déterminées par les changements du volume et de la périodicité non seulement des précipitations, mais également de l'évaporation (qui peut être affectée par les changements dans la végétation). La répartition géographique des modifications de l'humidité du sol est, par conséquent, légèrement différente de la distribution des variations des précipitations: une augmentation de l'évaporation peut largement contrebalancer les augmentations des précipitations.

On peut également évoquer, à cette échelle mondiale, la modification des capacités du sol à l'infiltration du fait de l'encroûtement (effet splash) .

Sur l'illustration 6, les pointillés représentent les régions où 80 % des modèles au moins concordent sur le signe du changement moyen. Les changements correspondent aux moyennes annuelles du scénario A1B du SRES calculées pour la période 2080-2099 par rapport à la période 1980-1999. Les variations de l'humidité du sol et du ruissellement sont indiquées aux points terre à partir de données considérées comme fiables découlant de dix modèles au moins (Bates et al., 2008).

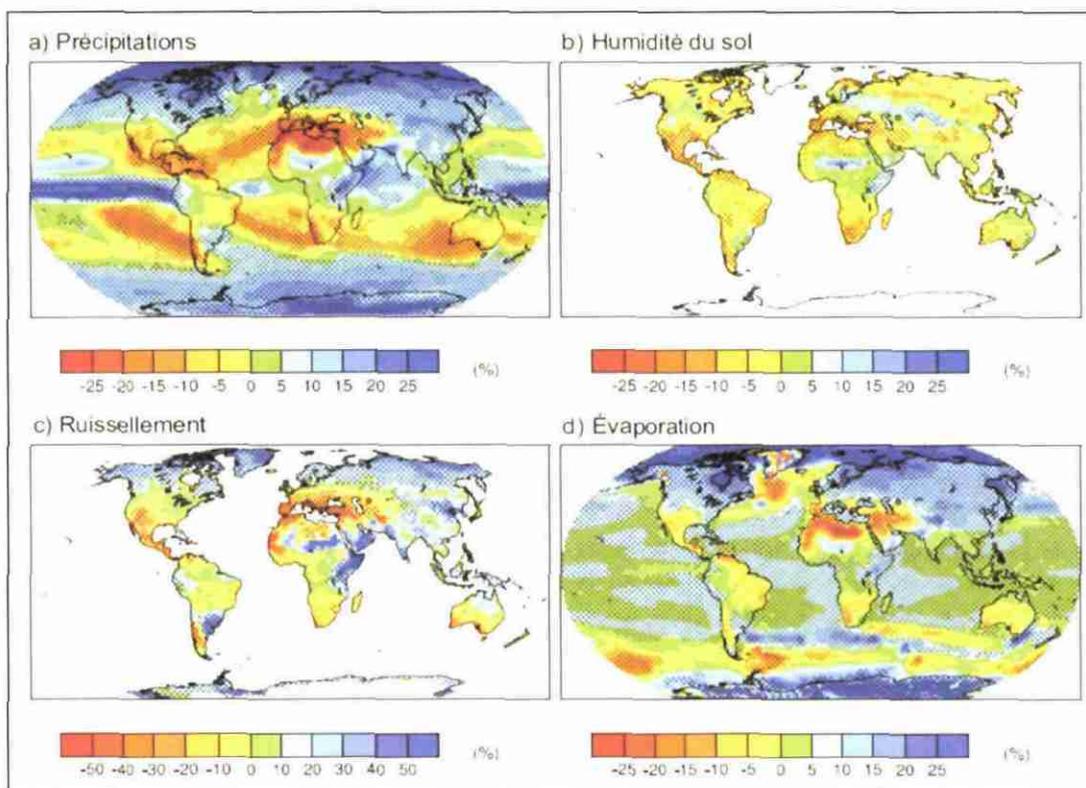


Illustration 6 - Moyenne des variations a) des précipitations (en %), b) de la teneur en eau du sol (en %), c) du ruissellement (en %) et d) de l'évaporation (en %), calculée à partir de quinze modèles (Bates et al., 2008).

c) incidences du changement climatique sur les eaux souterraines

Le rapport du GIEC n'aborde ce thème que pour constater un déficit d'études sur le sujet. Le changement climatique a des incidences sur le rythme d'alimentation des nappes souterraines (c'est-à-dire les ressources souterraines renouvelables) sur la profondeur de leur surface libre. Toutefois, les connaissances sur l'alimentation et les niveaux actuels, tant pour les pays développés que pour les pays en développement, sont limitées. En outre, très peu de recherches ont été menées sur l'incidence à venir du changement climatique sur les eaux souterraines ou sur leurs interactions avec les eaux de surface. Du fait qu'un grand nombre de nappes souterraines alimentent les eaux de surface et sont alimentées par elles, les incidences des régimes d'écoulement des eaux de surface pourraient affecter les nappes souterraines. La variabilité accrue des précipitations pourrait paradoxalement ne pas augmenter l'alimentation de ces nappes dans les zones humides en raison de l'augmentation de la fréquence des épisodes de fortes précipitations qui pourrait conduire plus souvent à un dépassement de la capacité d'infiltration du sol et à un ruissellement accru. Cependant, dans les zones arides et semi-arides, la variabilité accrue des précipitations peut augmenter l'alimentation des nappes souterraines, car seules des précipitations intenses sont capables de s'infiltrer assez rapidement avant de s'évaporer et du fait que les nappes alluviales sont principalement alimentées par les inondations causées par les crues [GT II 3.4.2] (repris dans Kundzewicz et Döll 2009).

Une première utilisation du modèle hydrologique mondial WaterGAP, avec deux modèles de climat et un scénario d'émission, montre que l'alimentation moyenne des

nappes souterraines au niveau mondial augmente moins que le ruissellement total : de 2% en comparaison avec les 9% prévus jusque dans les années 2050, en ce qui concerne la réponse au changement climatique du modèle ECHAM4 selon le scénario A2 du SRES (Döll et Flörke, 2005).

Des simulations plus récentes avec le même modèle et 4 scénarios climatiques montrent que la recharge des nappes va globalement augmenter dans l'hémisphère nord mais diminuer (de 30 à 70%) dans le bassin méditerranéen, le nord-est du Brésil et le sud-ouest de l'Afrique (Illustration 7). En 2050, 20 % de la surface des terres émergées pourraient être affectés par une diminution de plus de 10% de la recharge (Döll, 2009).

Les résultats sont proches de ceux obtenus 4 ans auparavant (Döll et Flörke, 2005). A noter que les 4 cartes fournissent des résultats assez différents à une échelle régionale. Si on prend l'exemple du sud-ouest de l'Australie, les scénarios HadCM3 indiquent une augmentation de la recharge, tandis que le scénario A2-ECHAM4 montre une diminution de la recharge. Le scénario B2-ECHAM4 est, quant à lui, plus contrasté.

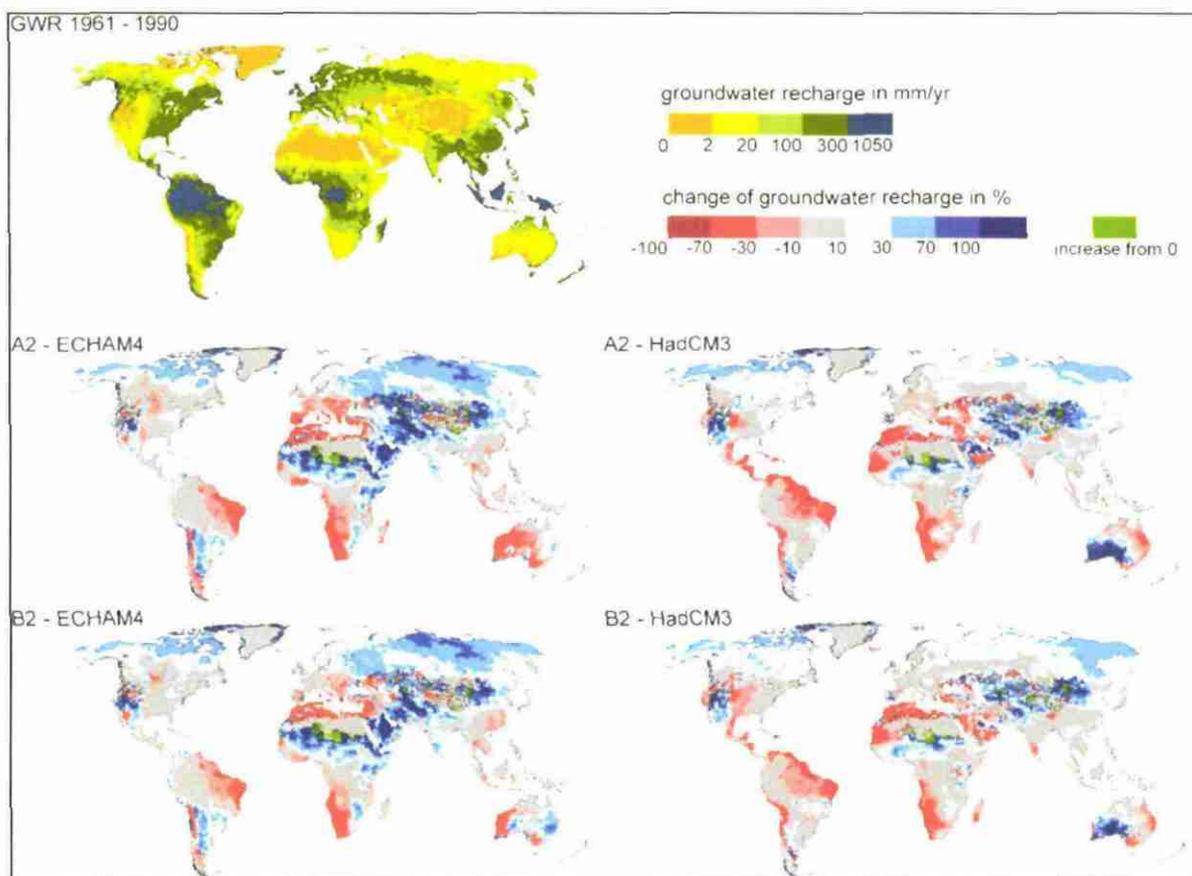


Illustration 7 - Impact du changement climatique sur la recharge moyenne des eaux souterraines, recharge dans les années 2050 simulé par WaterGAP : moyenne sur la période 1961-1990 de la recharge des eaux souterraines, en mm/an, et variations en pourcentage entre 1961-1990 et 2041-2070, tel que calculé par l'application de quatre différents scénarios de changement climatique (scénarios climatiques calculés par les modèles climatiques ECHAM4 et HadCM3, pour les scénarios d'émissions de gaz à effet de serre des scénarios A2 et B2) (d'après Döll 2009)

2.2.2. Travaux réalisés à l'échelle régionale (hors France)

Il existe de nombreuses publications relatives à l'estimation de l'impact du changement climatique sur la recharge des nappes, avec dans certains cas une analyse de sensibilité des variables influençant la recharge. Ces travaux présentent un intérêt limité dans la mesure où ils sont spécifiques du site étudié et donnent des résultats qui peuvent s'avérer contradictoires. Nous nous bornerons ici à en citer quelques-uns parmi les plus récents qui nous ont paru intéressants.

Une étude sur les relations entre la variabilité climatique et les niveaux d'eau souterraine d'un aquifère carbonaté du Canada (Chen et al., 2004) montre que les niveaux d'eau sont fortement corrélés à la fois aux précipitations et aux températures moyennes avec un décalage de 17 mois (*Illustration 8*). La corrélation avec les précipitations annuelles est plus forte que celle avec les températures moyennes. Toutefois la corrélation avec la température est plus forte pour les périodes chaudes que pour les périodes froides. Ces résultats suggèrent que si le climat, comme le prédit le modèle de changement climatique canadien, devient plus chaud et plus sec, les nappes vont moins se recharger.

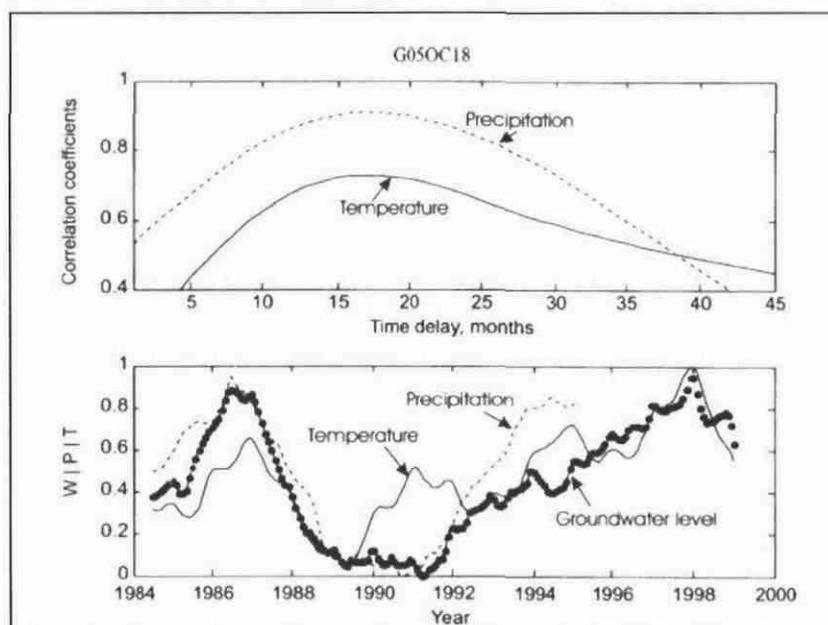


Illustration 8 – Comparaison des corrélations entre niveau piézométrique et variables climatiques. La meilleure corrélation est obtenue au bout de 17 mois (d'après Chen et al., 2004)

Une étude réalisée sur trois sites en Australie, basée sur une analyse de sensibilité des variables climatiques (McCullam et al., 2010) montre que les variations de recharge sont essentiellement conditionnées par les variations de pluviométrie. L'accroissement des températures et les variations d'intensité de la pluviométrie jouent également un rôle et à un degré moindre la radiation solaire et le taux de dioxyde de carbone. Quand ces variables ont été modifiées simultanément, les modifications de recharge sont apparues étroitement liées aux variations de pluviométrie. Les simulations d'augmentation de pluviométrie montrent une augmentation de la recharge et inversement (une modification de pluviométrie de 1% entraîne une modification de recharge d'environ 2%) (*Illustration 9d*). Un résultat apparaît plus surprenant : des augmentations de température entraîneraient une augmentation significative de la

recharge (Illustration 9b). D'après les auteurs, cela pourrait être dû à une diminution de l'évaporation, ce qui là encore apparaît surprenant. Pour la variable taux de CO₂ (Illustration 9a) on n'observe pas vraiment de tendance ; enfin la modification de recharge liée à la radiation solaire montre que la recharge diminue de 1 à 2% pour une augmentation de 1% de radiation solaire (Illustration 9c),.

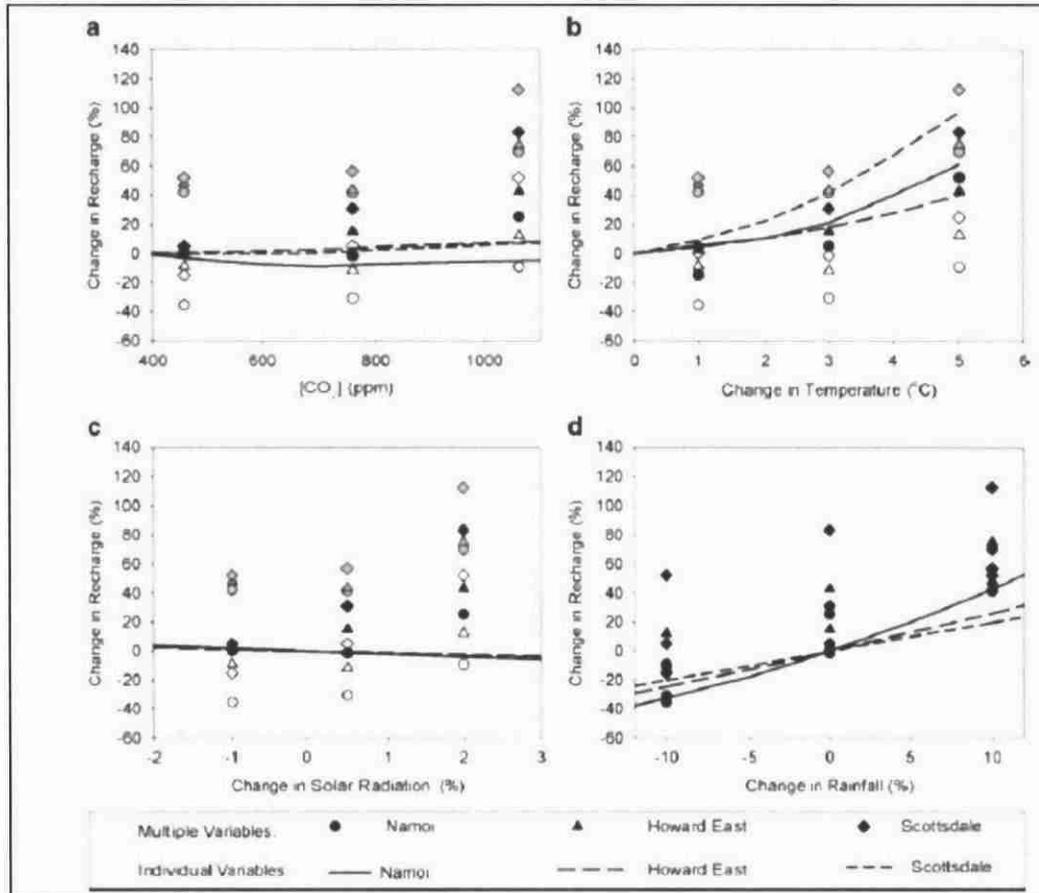


Illustration 9 – Réponse du modèle pour l'évolution de la recharge en modifiant 4 variables : **a** CO₂, **b** température, **c** radiation solaire, **d** pluviométrie (d'après McCullam et al., 2010)

Dans une autre étude réalisée par la même équipe (Crosbie et al., 2010), des simulations de l'évolution de la recharge en fonction de la pluviométrie pour différents types de sols et de végétation montrent que si la recharge augmente systématiquement avec la pluviométrie, cette augmentation est différente selon les types de sols (Illustration 10). Pour les 3 types de sols pris en compte, il apparaît que la recharge est la plus importante pour une végétation de type annuelle, plus faible pour une végétation de type pérenne et encore plus faible pour une végétation de type arborée. En ce qui concerne les types de sols, on n'observe pas de nettes différences à l'exception des sols de type sodisol et vertisol qui montrent des recharges beaucoup plus faibles voire même quasiment nulles pour les vertisols

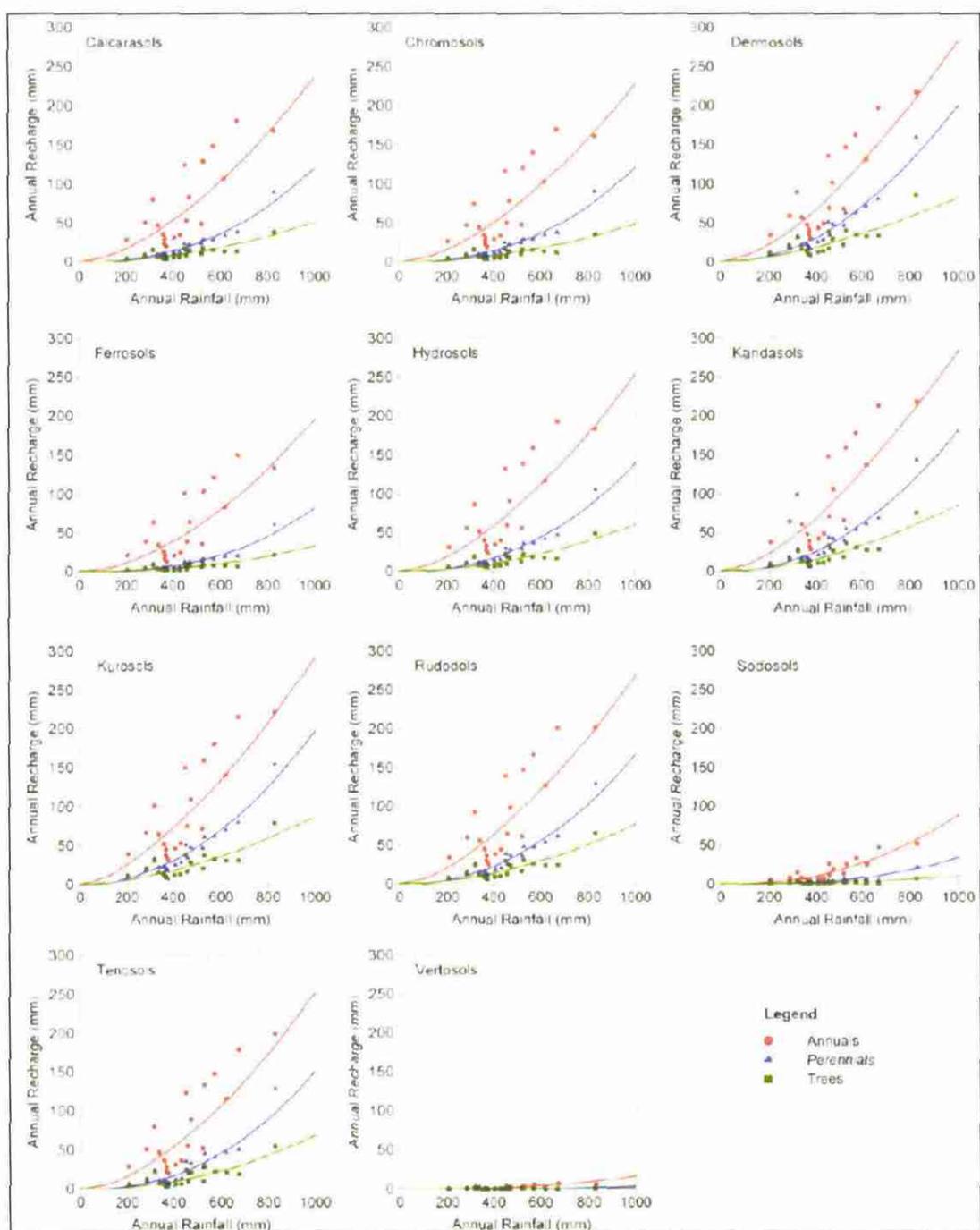


Illustration 10 – Simulation de l'évolution de la recharge en fonction de la pluviométrie pour différents types de sols et de végétation (d'après Crosbie et al. 2010)

En Grande-Bretagne, l'application d'un modèle de changement climatique sur trois sites (Herrera-Pantora and Hiscock, 2008) avec augmentation de la persistance des périodes sèches entraîne, à la fin du siècle, une diminution de la recharge de 40% pour le site situé au sud de l'Angleterre, 20% pour le site situé au Centre-est de l'Angleterre et 7% pour le site situé au sud de l'Ecosse. Le déficit de recharge est lié à une accentuation de la sécheresse en été (50%) alors que dans le même temps les hivers sont plus humides (30%). Les été plus secs vont accentuer le déficit d'humidité du sol

et l'étendre jusqu'à l'automne ce qui aura pour effet de raccourcir la période de recharge d'hiver. Bien que cette diminution de la durée de recharge puisse être compensée par une augmentation des précipitations d'hiver, le bénéfice en terme de recharge est négatif dans la mesure où l'on observerait des précipitations intenses de courte durée plutôt que de longues périodes de pluies régulières.

En Europe septentrionale (exemple de la Finlande), les scénarios climatiques indiquent une augmentation des précipitations hivernales et une diminution de gel du sol qui vont conduire à une augmentation de la recharge et donc à une élévation des niveaux piézométriques en hiver (Okkonen et al., 2010). L'augmentation des températures en été va accroître l'évapotranspiration et induire une baisse des niveaux piézométriques. En environnement boréal, la diminution de la couche de neige et d'épaisseur de sol gelé due au réchauffement global devraient avoir un impact non négligeable sur les périodes de hautes eaux et de basses eaux.

2.2.3. Travaux relatifs à la France

a) *Tendances actuelles*

L'ONERC fournit un indicateur des températures moyennes de l'air en métropole. L'évolution de la température moyenne annuelle sur la France métropolitaine est représentée sous forme d'écart à la moyenne de la période de 1900 à 2007 (*Illustration 11*).

Nous reprenons ici le commentaire de l'ONERC³ : « On retrouve les mêmes caractéristiques que pour l'évolution à l'échelle mondiale : le réchauffement des températures moyennes est très net. Jusqu'au milieu des années 1980, l'écart est le plus souvent négatif : la température moyenne annuelle est le plus souvent inférieure à la moyenne de la période 1971-2000. A partir de la fin des années 80, les températures moyennes augmentent rapidement et l'écart est presque systématiquement positif. L'année 2003 est l'année la plus chaude de la série avec une température moyenne supérieure de 1,3 °C à la moyenne de la période 1971-2000. Avec une température moyenne supérieure de 0,8 °C à la moyenne de la période 1971 à 2000, l'année 2009 se situe en France métropolitaine au neuvième rang des années les plus chaudes depuis 1900. »

L'ONERC fournit également une carte de l'augmentation de la température moyenne annuelle en France métropolitaine sur la période 1901-2000 (*Illustration 12*)⁴ : « La température moyenne annuelle est en hausse sur la France métropolitaine sur la période 1901-2000 Cette augmentation est de l'ordre de 0,7°C sur le siècle sur le nord-est du pays ; elle est plus marquée sur le sud-ouest où elle atteint plus de 1,1°C. »

³ <http://onerc.org/fr/indicateur/graph/569>

⁴ <http://onerc.org/fr/indicateur/graph/1546>

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

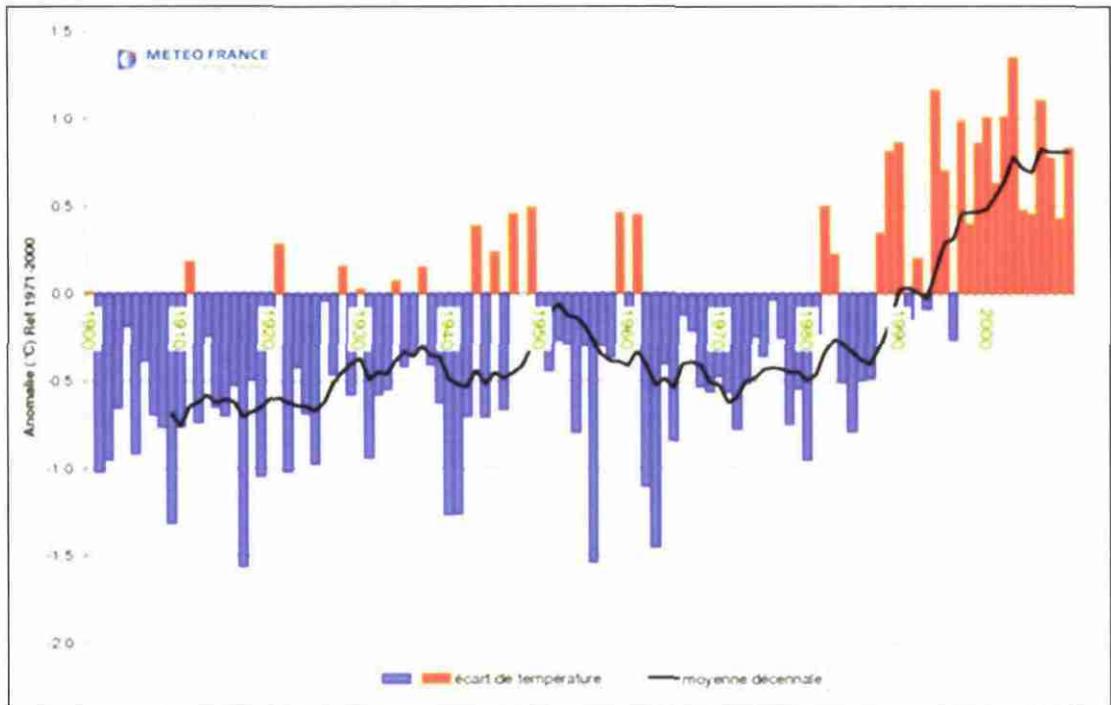


Illustration 11 - Evolution de la température moyenne en France métropolitaine sur la période 1900-2007 (source ONERC)

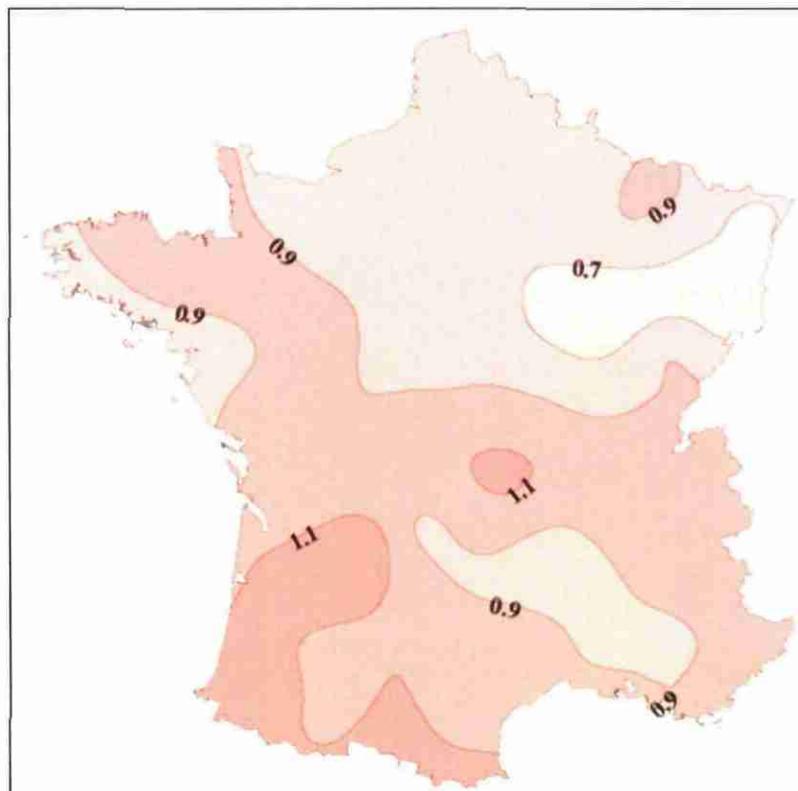


Illustration 12 - Augmentation de la température moyenne annuelle en France métropolitaine sur la période 1901-2000 (source ONERC)

Concernant les précipitations, la lettre n°13 sur le Programme International Géosphère Biosphère-Programme Mondial de Recherches sur le Climat⁵ fournit un bilan des précipitations françaises au 20^{ième} siècle. Une homogénéisation des longues séries de précipitations a été réalisée avec le programme d'homogénéisation PRODIGE dont la base statistique a été développée à la Direction de la Climatologie de Météo-France (Moisselin et al. 2002).

L'illustration 13 montre les coefficients de Spearman⁶ calculés sur l'ensemble des séries 1901-2000. La plupart des séries présentent des cumuls annuels en augmentation. Aucune baisse n'est significative. Les baisses non significatives se situent préférentiellement au sud. Les hausses significatives se situent autour d'une ligne allant de la région parisienne aux Pyrénées, sans que l'on puisse avancer d'explication. L'hétérogénéité de la répartition des stations pluviométriques ne permet pas une cartographie comme pour les températures.

Des calculs de tendance sur 40 séries départementales montrent 20 séries dont les tendances sont comprises entre 5 et 15% du cumul annuel, 11 en dessous et 9 au-dessus.

⁵ http://www.cnrs.fr/cw/dossiers/dosclim/biblio/piqb13/06_precipitations.htm

⁶ La significativité statistique (pour une confiance de 95 %) des hausses de température est évaluée en examinant les valeurs du coefficient de Spearman (corrélation des rangs). Pour le calcul de ce coefficient, les températures originales x_i sont remplacées par le rang y_i qui leur est attribué lorsqu'on les range par ordre croissant (Moisselin et al., 2002)

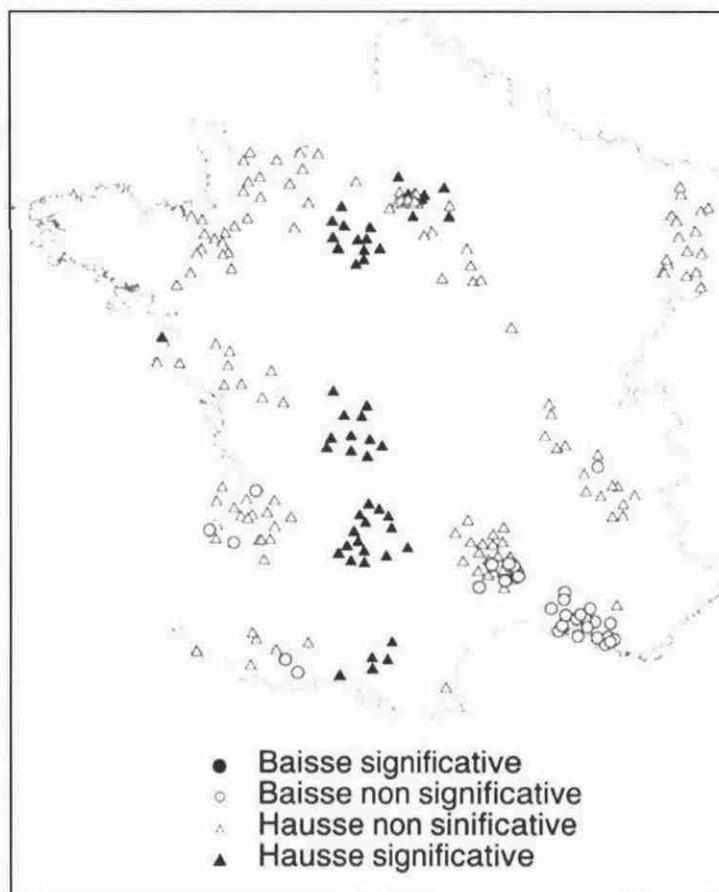


Illustration 13 - Coefficient de Spearman des cumuls annuels de précipitations sur la période (1901-2000) (source : PIGB-PMRC, adapté de Moisselin et al., 2002)

L'exemple de Paris Montsouris (Moisselin et al., 2002) illustre la tendance à la hausse, que ce soit pour les températures ou les cumuls de précipitation, et bien entendu la forte variabilité d'une année sur l'autre. Sur la période 1878-2000, la moyenne du cumul annuel de précipitations est de 595.5 mm/an, le minimum est de 269.5 mm en 1921 et le maximum de 900.8 mm en 2000. La tendance est de 90.1 mm/siècle, soit 15% du cumul annuel mais n'est pas significative (Illustration 14). Pour les températures, la tendance est significative et de 0.77 °C par siècle (Illustration 15).

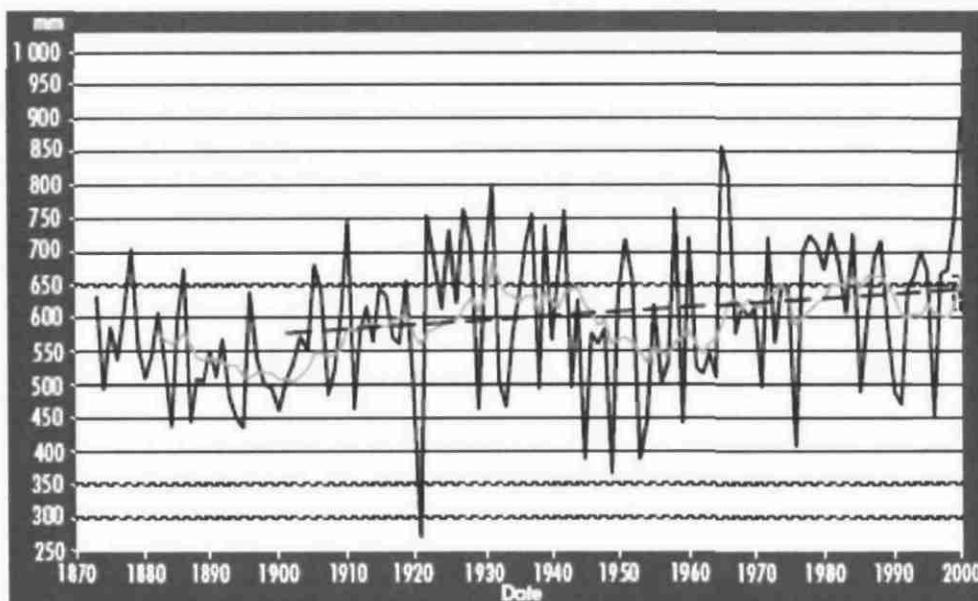


Illustration 14 - Évolution de 1873 à 2000 du cumul annuel des précipitations (en mm) à Paris-Montsouris, en noir. (Moyenne glissante sur 15 points en gris, tendance 1901-2000 en traits discontinus). (source : Moisselin et al., 2002)

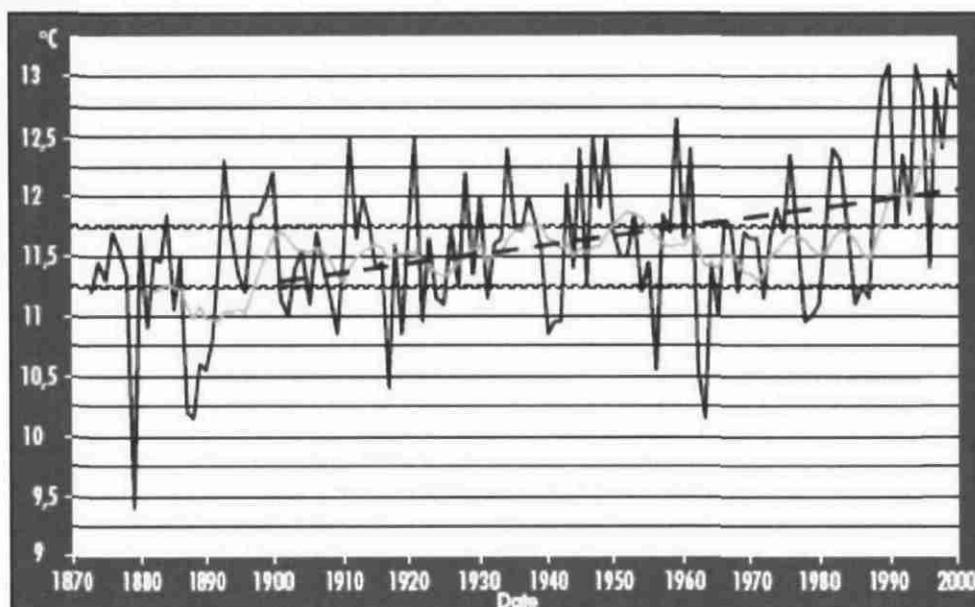


Illustration 15 - Évolution de 1873 à 2000 des températures moyennes annuelles (en °C) à Paris-Montsouris, en noir. (Moyenne glissante sur 15 points en gris, tendance 1901-2000 en traits discontinus). (source : Moisselin et al., 2002)

L'illustration 16 illustre les disparités intra-annuelles sur les tendances. En hiver on ne trouve que des cumuls en augmentation, ces augmentations sont significatives pour un tiers d'entre elles. En été, on note une majorité de baisses (65%), dont aucune cependant n'est significative. L'automne et le printemps présentent des résultats intermédiaires. Les caractéristiques de l'automne le rapprochent plutôt de l'hiver (majorité de hausses). Celles du printemps le rapprochent plutôt de l'été (encore un tiers de baisse). L'été est la seule saison avec une majorité de baisses.

	Baisse significative (%)	Baisse non significative (%)	Hausse non significative (%)	Hausse significative (%)
	<i>Significant Decrease</i>	<i>Non Significant Decrease</i>	<i>Non Significant Increase</i>	<i>Significant Increase</i>
ANNEE (year)	0	10	55	35
Printemps (spring)	0	32	62	5
Eté (summer)	0	65	32	2
Automne (autumn)	0	10	80	10
Hiver (winter)	0	0	65	35

Illustration 16 - Répartition sur l'année et saison par saison des coefficients de Spearman (%) des cumuls de précipitations des 40 séries départementales (période 1901-2000) (source : PIGB-PMRC, d'après Moisselin et al., 2002)

Une comparaison de tendance a été réalisée sur la période 1959-2000 avec les séries climatiques homogénéisées et une réanalyse avec le système SAFRAN de Météo-France (Vidal et al., 2009). Pour les précipitations, les tendances sont largement non significatives, mais montrent néanmoins clairement une tendance à l'augmentation des précipitations au nord et une tendance à la diminution au sud. Les résultats issus de la ré-analyse avec le système SAFRAN (Illustration 17a) sont relativement cohérents avec ceux obtenus avec les séries climatiques homogénéisées à l'exception notable du sud-ouest. Dans ce secteur, la ré-analyse SAFRAN montre essentiellement des tendances à la baisse alors que les séries homogénéisées montrent des tendances à la hausse (tout en gardant à l'esprit que ce ne sont pas les mêmes périodes de référence). Pour les températures, on observe des tendances significatives pour pratiquement toutes les stations et une augmentation systématique (Illustration 17b).

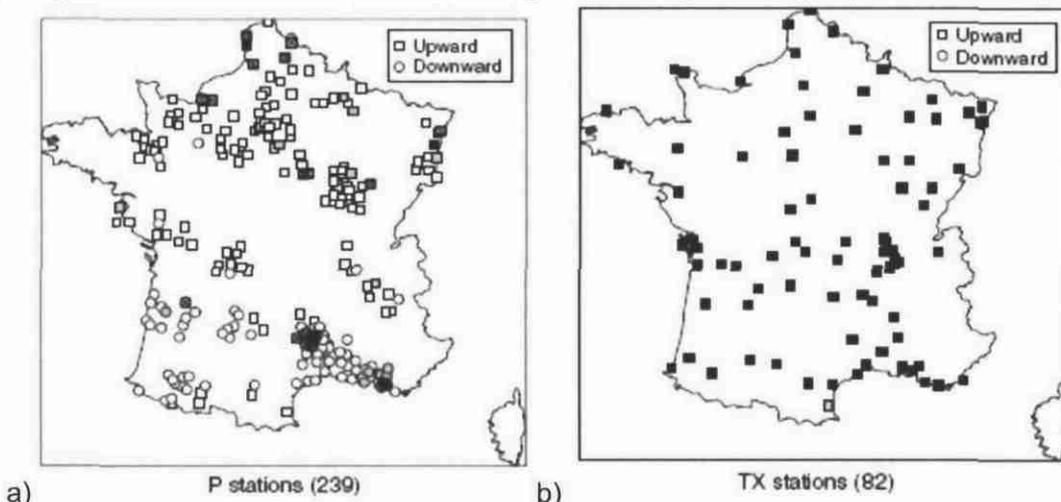


Illustration 17 - Tendances pour les précipitations (a) et les températures maximum (b) sur la période 1959-2000. upward : à la hausse ; downward : à la baisse. En noir : tendance significative à la fois dans les séries homogénéisées et Safran ; en blanc : tendance non significative à la fois dans les séries homogénéisées et Safran ; en gris : tendance significative uniquement dans les séries homogénéisées ; croix : tendance significative uniquement dans les séries Safran (source : Vidal et al., 2009).

Concernant les **sécheresses**, les résultats du projet CLIMSEC (Soubeyroux et al., 2011) montre qu'entre 1958 et 2007, on observe une intensification des épisodes de sécheresse de grande ampleur (Illustration 18), celle-ci étant calculée avec l'indice SSWI (Standardized Soil Wetness Index).

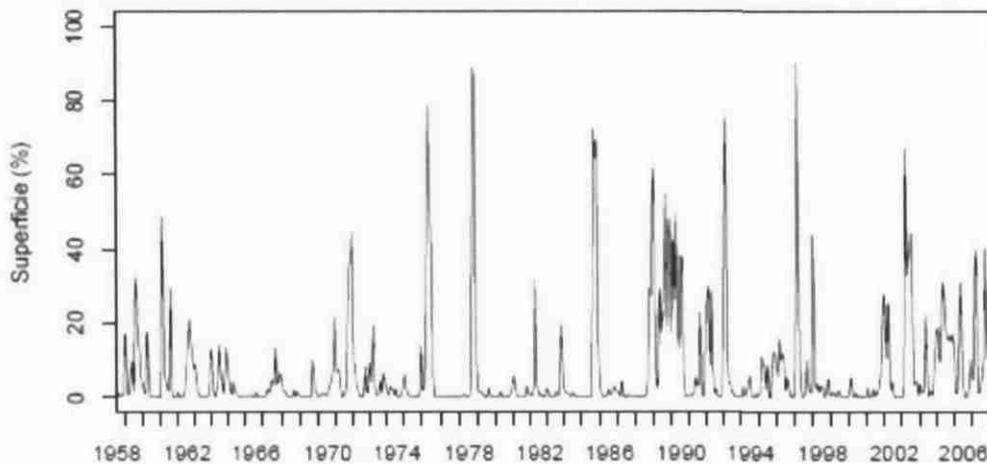


Illustration 18 - Superficie affectée par la sécheresse, exprimée en pourcentage de la superficie de la France et calculée à partir du SSWI-1 avec un seuil à 10% ((Soubeyrou et al., 2011)

b) Evolution prévue

Boé (2007) a étudié l'impact du changement climatique sur le cycle hydrologique des grands bassins versants français en utilisant une méthode de désagrégation statistique permettant de produire des projections climatiques régionales. Il a ensuite comparé ces résultats avec ceux obtenus directement avec les modèles du GIEC.

L'illustration 19 montre la moyenne d'ensemble des changements saisonniers des précipitations : diminution marquée des précipitations en automne, en particulier sur le sud-ouest, changements limités au printemps, avec une faible diminution sur le sud de la France, augmentation des précipitations en hiver sur le sud-est, diminution sur le sud-ouest et une faible augmentation sur l'est du pays durant la même saison. L'été est caractérisé par une forte diminution sur l'est du pays, moins forte sur l'ouest.

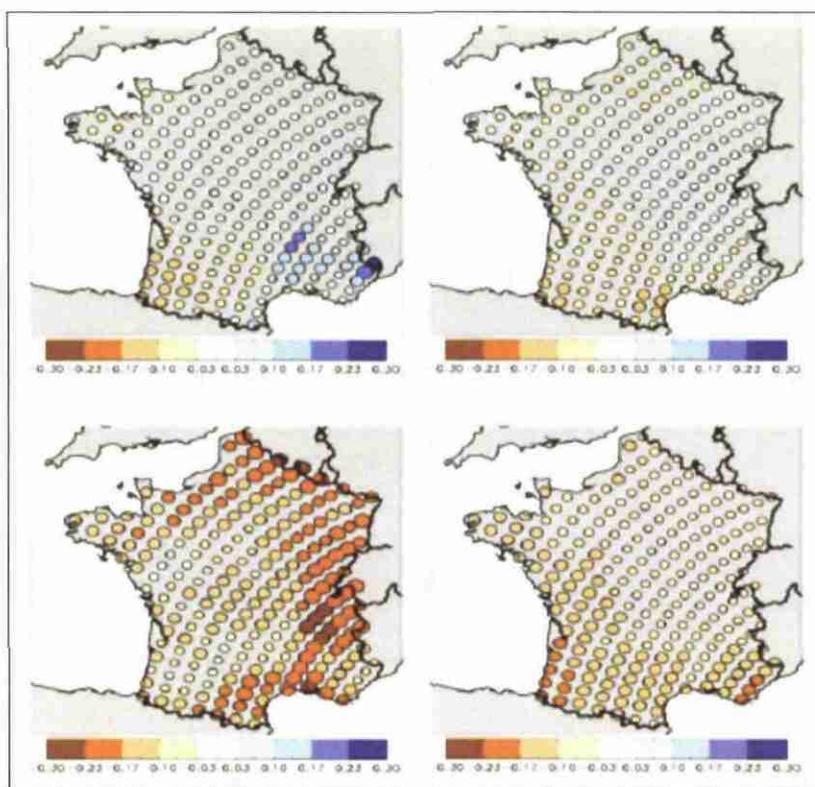


Illustration 19 - Moyenne d'ensemble des changements de précipitations entre les périodes 2046/2065 et 1970/1999 issus de la désagrégation statistique des 14 modèles du GIEC. En haut à gauche : hiver, en haut à droite : printemps, en bas à gauche : été et en bas à droite : automne (source : Boé, 2007)

Ces résultats sont cohérents au printemps et en automne avec ceux obtenus directement avec les modèles du GIEC (*Illustration 20*). En hiver et en été, ils sont largement différents. Boé (2007) conclut qu'il est probable que les modèles du GIEC sous-estiment les changements de précipitations sur l'est du pays, mais il se pourrait que la désagrégation statistique les sous-estime sur l'ouest du pays.

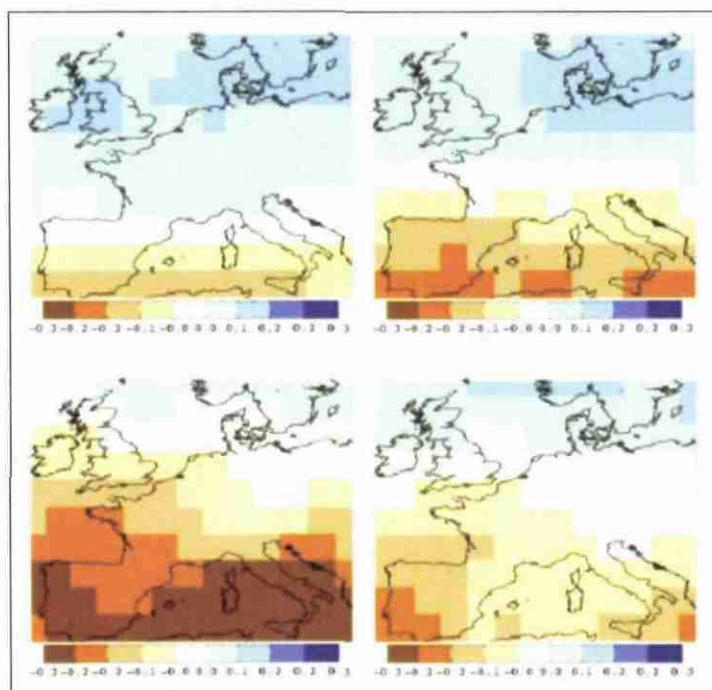


Illustration 20 - Moyenne d'ensemble des changements des précipitations directement simulées par les 14 modèles du GIEC utilisés pour la désagrégation statistique, entre les périodes 2046/2065 et 1970/1999. En haut à gauche : hiver, en haut à droite : printemps, en bas à gauche : été et en bas à droite : automne (source : Boé, 2007)

Un rapport récent (Jouzel et al., 2011), en réponse à une demande du MEDDTL, présente les changements climatiques futurs à l'échelle de la France simulés à partir des modèles régionaux français du CNRM (ARPEGE-Climat) et de l'IPSL (LMDz). Les simulations des climats futurs présentées se basent sur deux scénarios d'émission, le scénario B2, plutôt optimiste, et le scénario A2, initialement considéré comme plutôt pessimiste (on sait maintenant que ce scénario est réaliste voire insuffisamment pessimiste). Pour ce qui concerne les résultats les plus marquants, suivant le scénario B2, la température moyenne en France augmenterait d'environ 2°C à 2,5°C entre la fin du XXe siècle et la fin du XXIe siècle. L'augmentation est d'environ 2,5°C à 3,5°C pour le scénario A2 (Illustration 21). Si le signe des changements de précipitations moyennes est relativement incertain pour l'hiver et l'automne, les deux scénarios montrent une tendance à la diminution des précipitations au printemps et en été (Illustration 22). Pour les précipitations d'hiver, on observe des résultats sensiblement différents selon les scénarios et selon les régions en particulier dans le sud de la France (Illustration 23). Enfin le contenu minimum en eau du sol diminue progressivement dans le modèle du CNRM (pas de données pour celui de l'IPSL), suggérant une tendance à l'assèchement des sols au cours du siècle sur une grande partie de la France, hormis durant la saison hivernale (Illustration 24).

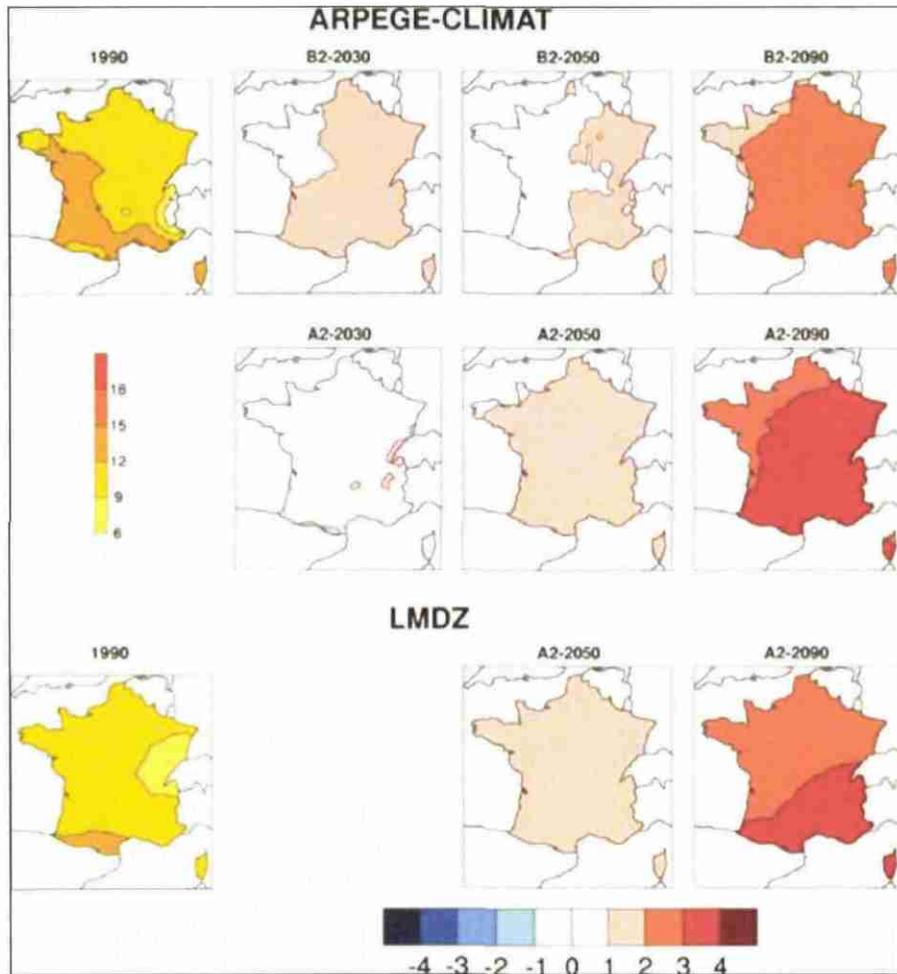


Illustration 21 : Température moyenne quotidienne en moyenne annuelle, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : °C. (Jouzel et al., 2011)

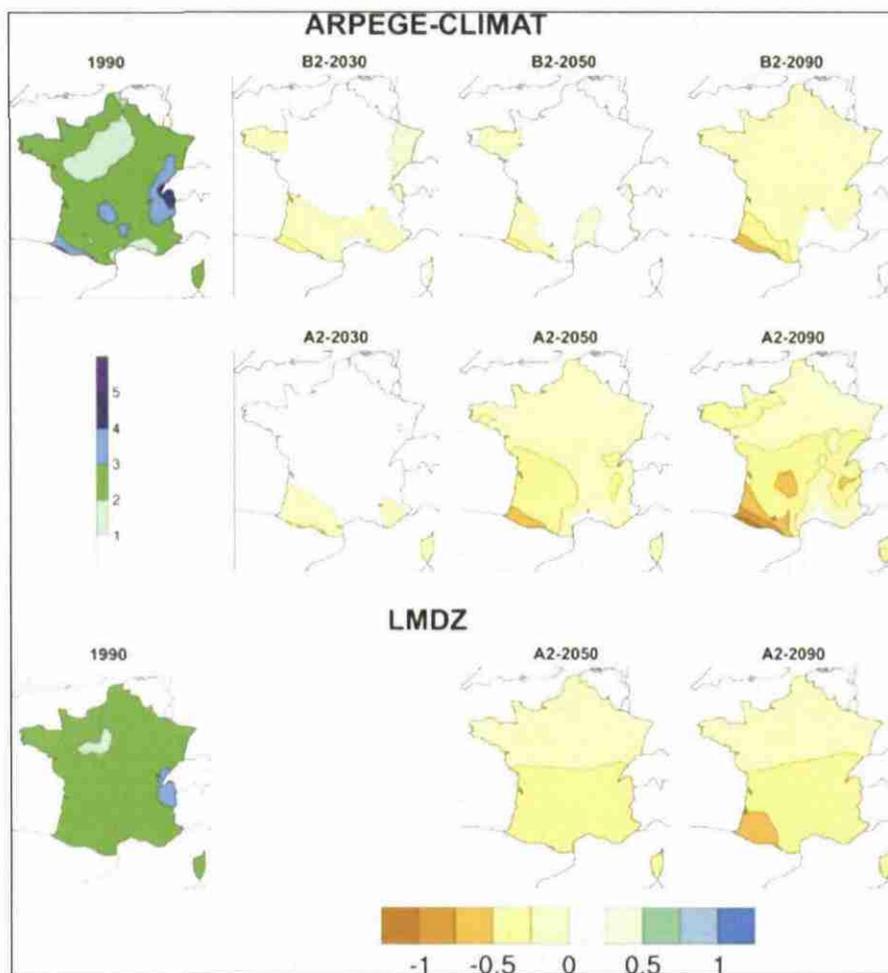


Illustration 22 : Précipitations quotidiennes en moyenne annuelle, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : mm/jour (Jouzel et al., 2011)

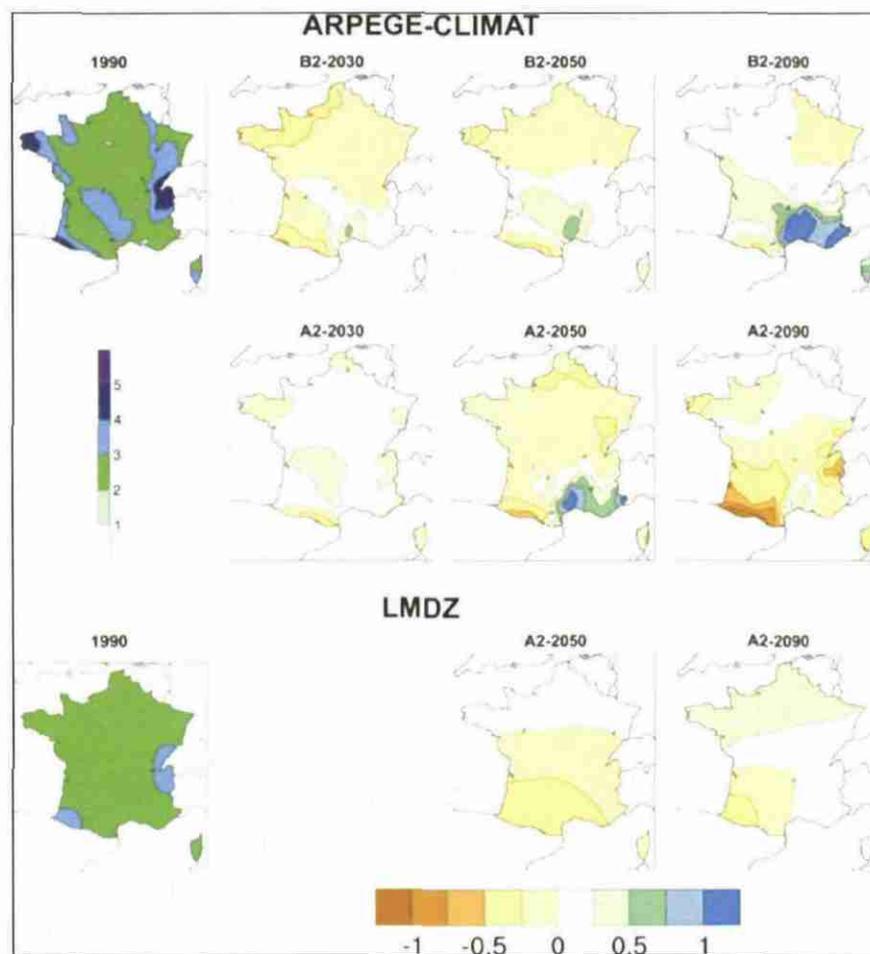


Illustration 23 : Précipitations quotidiennes **en hiver**, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : mm/jour (Jouzel et al., 2011)

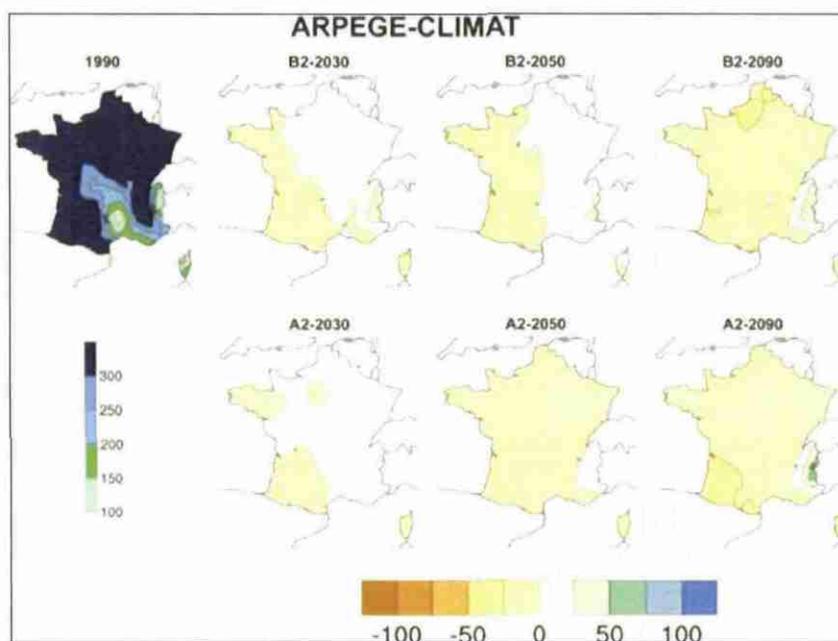


Illustration 24 : Minimum annuel du contenu en eau du sol, pour la période de référence et les écarts entre les scénarios et la référence. Unité : kg/m². (Jouzel et al., 2011)

Dans le cadre du projet RExHySS (Ducharne et al., 2009), des projections climatiques ont été réalisées sur les bassins de la Seine et de la Somme à partir des modèles climatiques du GIEC après désagréments par la méthodes des régimes de temps (RT). En milieu de siècle, la majorité des scénarios RT indiquent une réduction des précipitations annuelle comprises entre 5 et 15% par rapport aux scénarios temps présent et une augmentation moyenne des températures entre 1.9 et 4.5°K. L'illustration 25 montre la distribution spatiale des changements moyens de précipitations et température sur les bassins de la Seine et de la Somme, estimés par la moyenne d'ensemble des scénarios RT. Les changements de précipitation pour 2050 sont de plus forte amplitude sur le nord-ouest du bassin en particulier pour l'été.

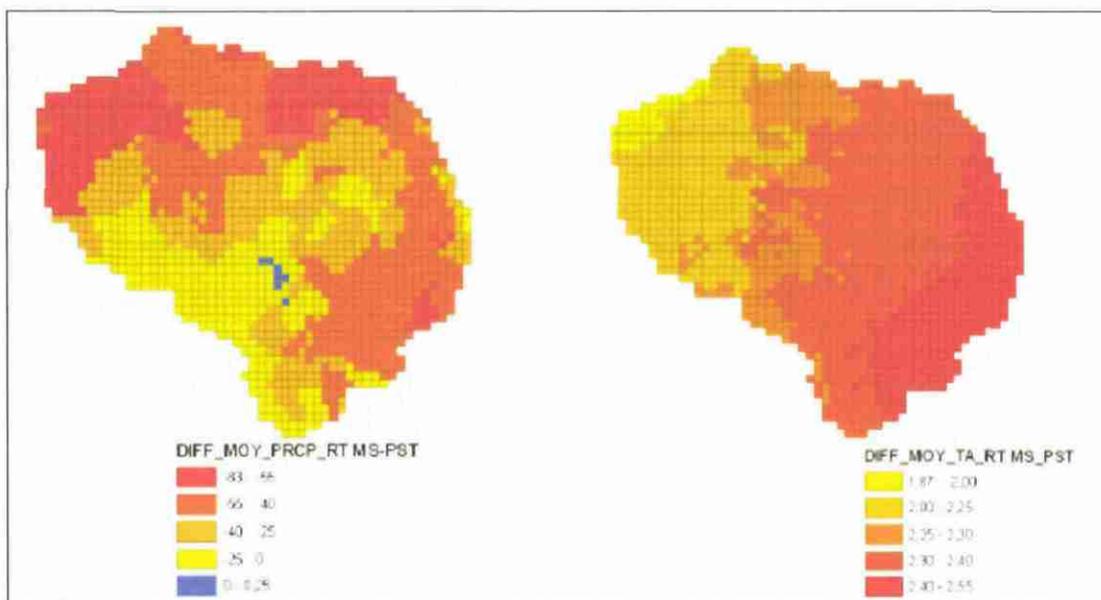


Illustration 25 - Domaine RExHySS : changement de précipitations (en mm/an) à gauche et de température (en °K) à droite, entre le 2046-2065 et 1970-2000 selon les scénarios RT (source : Ducharme et al., 2009)

Dans le cadre du projet CLIMSEC (Soubeyroux et al., 2011), des calculs d'évolution temporelle des sécheresses au cours du 21ème siècle ont été réalisés à partir des projections Arpège V4.6 scénario A2 (Illustration 26). Les sécheresses météorologiques (calculées à partir du SPI3 – Standardized Precipitation Index 3 mois) évoluent peu jusqu'en 2050 puis de manière marquée en été et automne. A l'inverse les sécheresses hivernales et printanières qui ont l'impact le plus fort sur la recharge des nappes n'évoluent pas, même en fin de siècle. Par contre le diagnostic établi pour les sécheresses agricoles (calculées à partir du SSWI3 – Standardized Soil Wetness Index 3 mois) est bien différent. L'aggravation des sécheresses au cours du XXIe siècle est continue et concerne toutes les saisons et toutes les régions.

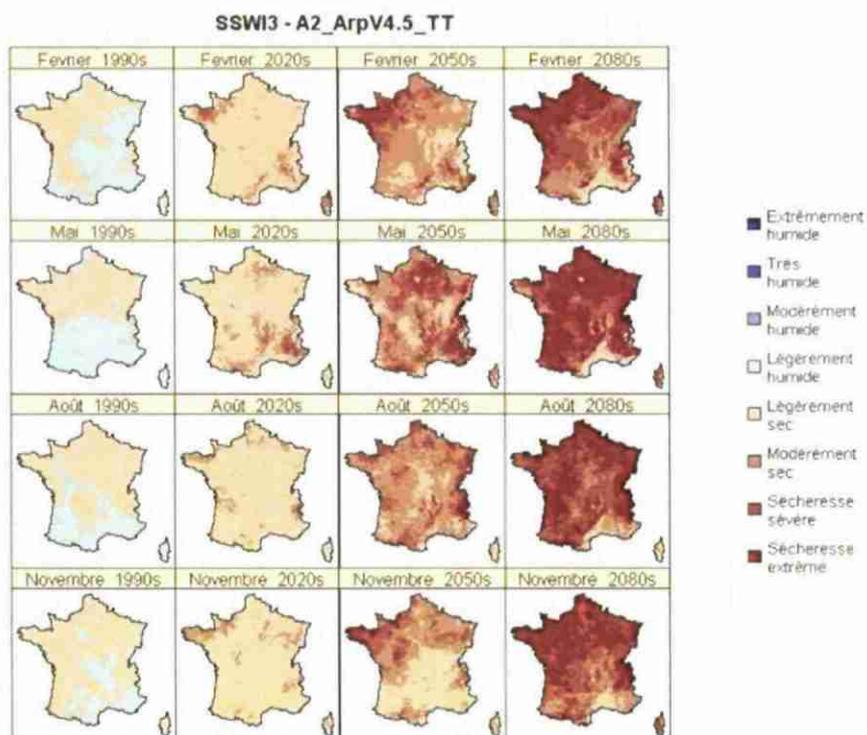
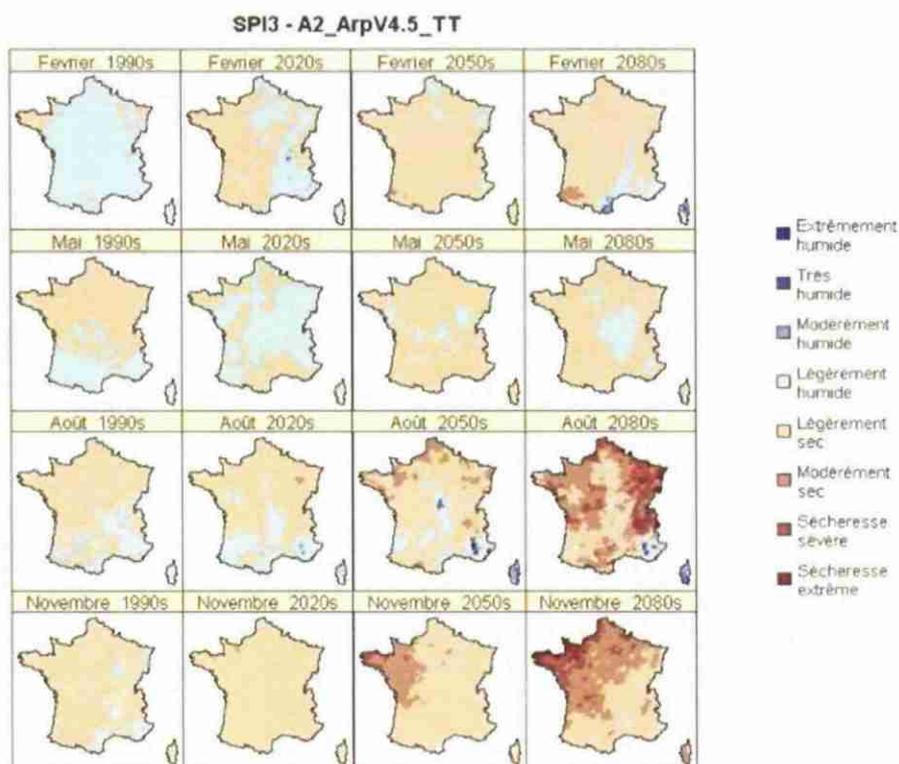


Illustration 26 - Évolution temporelle des sécheresses SPI3 et SSWI3 au cours du XXI^e siècle selon les saisons (février=hiver, mai=printemps, août=été, novembre=automne) à partir des projections Arpège V4.6 scénario A2, méthode de descente d'échelle types de temps (Soubeyrou et al., 2011)

c) incidences du changement climatique sur les eaux souterraines

Sur la France, Boé et al. (2009) ont étudié l'impact du changement climatique avec un seul modèle hydroclimatique et plusieurs scénarios climatiques désagrégés. Les résultats de cette étude montrent une diminution relativement marquée de la recharge des nappes (Illustration 27).

Dans le Languedoc Roussillon, le projet Vulcain étudie l'impact du changement climatique sur la nappe du Roussillon (Caballero et al., 2008). Le fonctionnement de cette nappe, captive, est profondément marqué par les pompages pour l'irrigation. L'étude actuellement en cours menée en régime permanent montre que le changement climatique induira probablement une diminution de la recharge, mais que cette diminution est négligeable par rapport à la quantité actuellement prélevée en nappe.

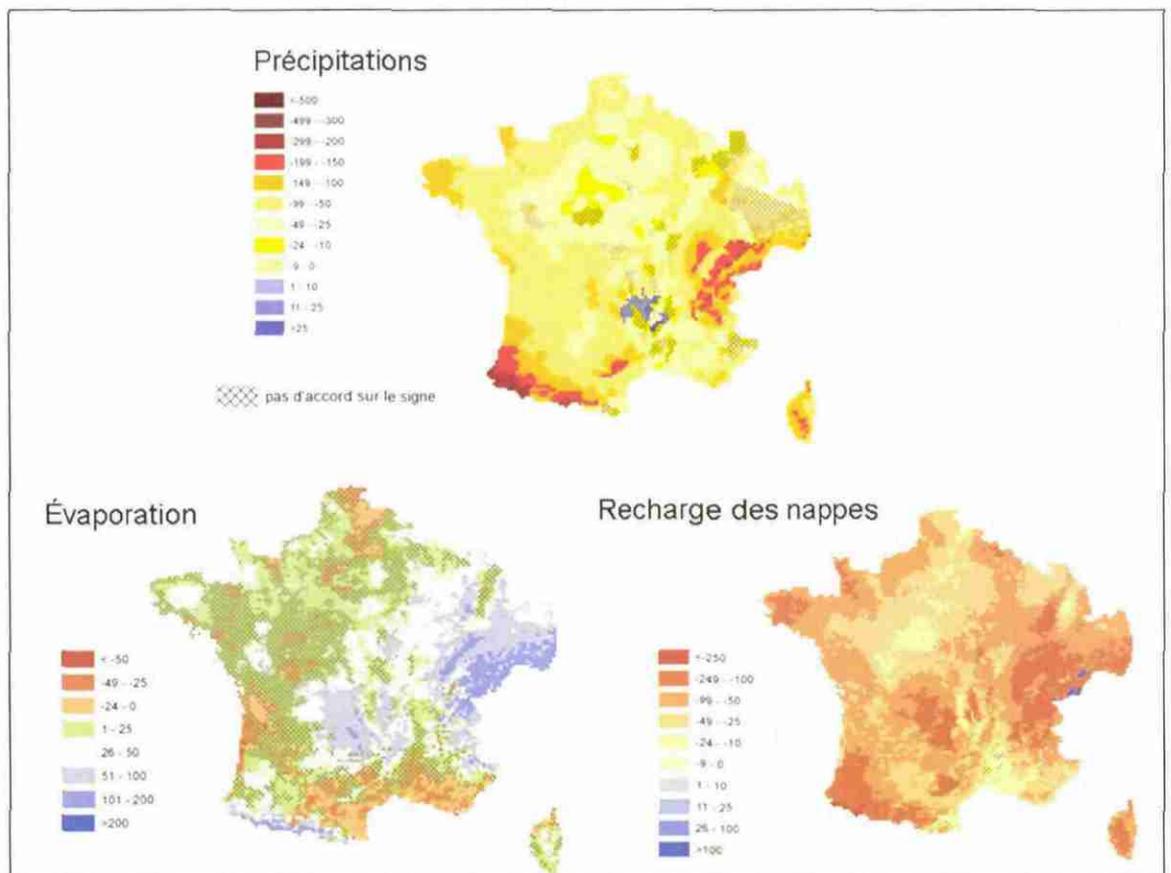


Illustration 27 - Impact du changement climatique simulé avec 14 scénarios de changement climatique pour les précipitations, l'évaporation et la recharge des nappes (infiltration). Les valeurs sont des écarts entre la moyenne des 14 simulations sous changement climatique et le temps présent. Les zones en grisées sont celles où il n'y a pas d'accord sur le signe des anomalies. Les résultats sont issus de Boé et al., 2009 et de Habets et al., 2008.

Dans le cadre du projet RExHySS (Ducharne et al., 2009), l'impact du changement climatique sur les ressources en eau a été simulé sur les bassins de la Seine et de la Somme à l'aide de modèles hydrologiques et hydrogéologiques et en utilisant différents scénarios climatiques de grande échelle désagrégés. Les résultats obtenus montrent

que les changements climatiques régionaux entraînent un assèchement prononcé des bassins étudiés au cours du 21^{ème} siècle. Cet assèchement se traduit par :

- une tendance à la baisse de l'évapotranspiration, qui s'accroît avec la baisse des précipitations annuelles, mais avec une dispersion assez importante y compris en signe ;
- une baisse de la recharge des nappes, qui représente environ 30% de la recharge actuelle en fin de siècle, et 25% en milieu de siècle (voir aussi V5) ;
- il en suit une baisse des niveaux piézométriques de ces nappes d'où une baisse du débit de base alimenté par ces nappes.
- la résultante est une baisse des débits, en moyenne annuelle et en toute saison (basses et hautes eaux). On note aussi un retard de 1 à 2 mois de l'hydrogramme moyen, notamment des hautes et basses eaux.

Pour analyser l'impact du changement climatique sur la piézométrie, le projet s'est intéressé uniquement aux résultats des simulations sur les points correspondant à des piézomètres réels (Illustration 28). Seuls deux modèles ont fourni ce type d'information: MODCOU et GARDENIA⁷ (sur la Somme uniquement). Cependant, les deux modèles n'ont pas exactement simulé les mêmes piézomètres. L'impact est "massivement" négatif (baisse du niveau piézométrique), sauf pour quelques scénarios climatiques (notamment le modèle GM). Comme on pouvait s'y attendre, le rabattement est plus important sur les plateaux (où les niveaux piézométriques sont élevés en temps présent) qu'en plaine (faibles niveaux piézométriques en temps présent). Sur les deux bassins, la pente des droites de régression est assez similaire : environ -3% pour l'horizon 2050 et -4% pour l'horizon 2100. Mais, l'ordonnée à l'origine varie sur les 2 bassins : elle est de -1m et -0.85m en milieu de siècle sur la Seine et la Somme respectivement, et atteint -1.12 et -1.31 m en fin de siècle, respectivement. Cela indique donc en première approximation un rabattement de l'ordre d'un mètre proche de l'exutoire et de 5m pour un piézomètre dont le niveau temps présent est à 100m.

⁷ MODCOU est un modèle hydrogéologique distribué développé par l'Ecole des Mines ; GARDENIA est un modèle hydrologique à réservoirs non distribué développé par le BRGM permettant de simuler des évolutions de débit de cours d'eau et de niveau de nappe

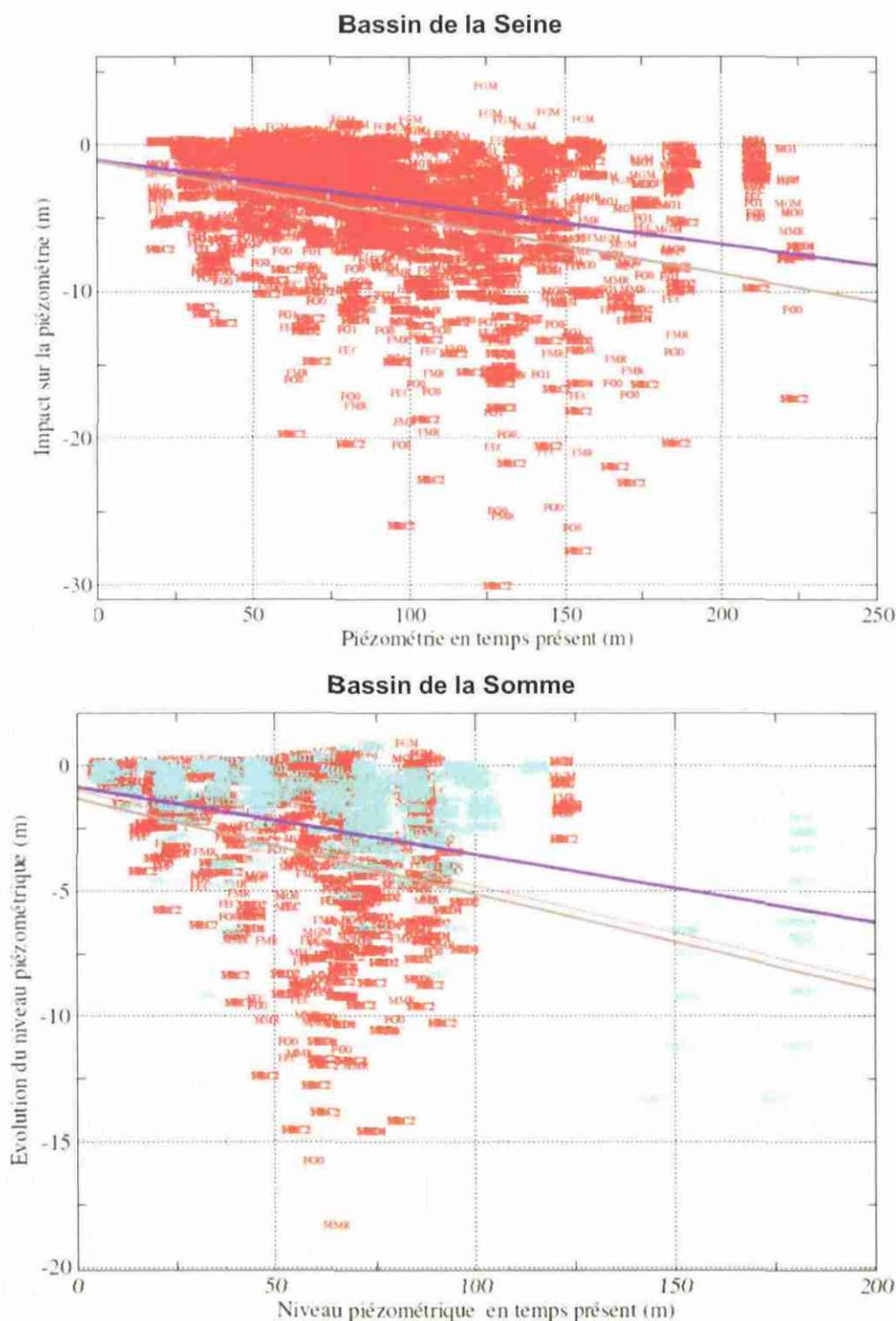


Illustration 28 : Evolution de la piézométrie simulée en milieu de siècle (préfixe M) et en fin de siècle (préfixe F) sur la Seine (en haut, modèle MODCOU) et la Somme (en bas, modèles MODCOU et GARDENIA). Les droites violette et marron représentent les droites de régression des nuages de points correspondant aux horizons 2050 et 2100 respectivement selon le modèle MODCOU. Pour la Somme, on distingue également les droites de régression issues des simulations GARDENIA à l'horizon 2050 (en bleu) et 2100 (en rouge) (Ducharme et al., 2009)

La recharge annuelle moyenne a été calculée par le modèle hydrogéologique MODCOU pour un ensemble de 19 scénarios climatiques sur les principales formations aquifères du bassin de la Seine. Cette recharge annuelle moyenne diminue au cours du 21ème siècle, ce qui définit un déficit annuel de recharge entre les horizons milieu et fin de siècle d'une part, et le temps présent d'autre part (Illustration 29).

Période		1980-2000	2040-2060	2080-2100
Nb de scénarios		19	16	19
Alimentation totale des aquifères	moy	8000	5800	5300
	(Mm ³ /an) std	2250	2100	2300
Déficit d'alimentation	moy		2200	2700
	(Mm ³ /an) std		3070	3200
Déficit relatif par rapport au TP	moy		27.6 %	33.6 %

Illustration 29 : Déficit annuel moyen d'alimentation des principaux aquifères du bassin de la Seine. Moyennes et écart-type sur les scénarios traités, valeurs exprimées en millions de m³ par an (Ducharme et al., 2009)

Ces déficits annuels de recharge sont statistiquement significatifs et représentent environ 30% de la recharge actuelle des formations aquifères. Cette diminution de la recharge sous changement climatique entraîne bien sûr une baisse sensible des niveaux piézométriques dans l'ensemble des formations aquifères du bassin de la Seine. Cet impact a été calculé pour la nappe des Calcaires de Beauce (Illustration 30), où le rabattement dû directement au changement climatique est nettement supérieur à celui qui serait dû au seul effet de l'intensification de l'irrigation.

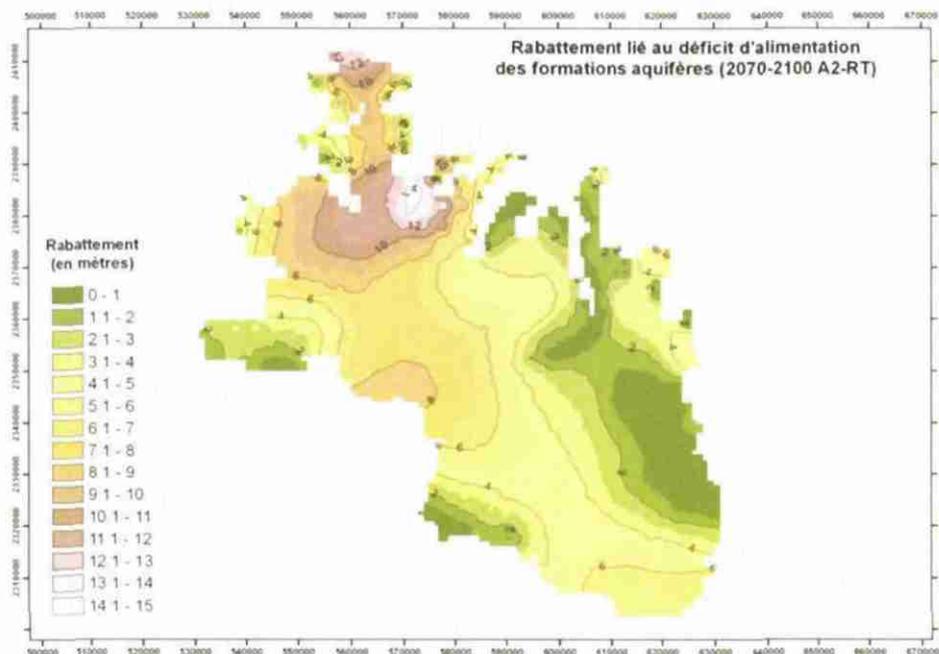


Illustration 30 : Rabattements de la nappe des calcaires de Beauce calculés pour la fin de siècle sous scénario RC2 (Ducharme et al., 2009)

2.3. RÉSEAUX PIÉZOMETRIQUES DÉDIÉS AU CHANGEMENT CLIMATIQUE

L'USGS a mis en œuvre sur le territoire des Etats-Unis un réseau de mesures dédié au changement climatique, le « Ground-Water Climate Response Network »⁸ (USGS, 2007). Ce réseau a été conçu pour le suivi des niveaux d'eau souterraine reflétant uniquement la variabilité climatique, en l'absence d'influence anthropique. Il s'intéresse aux variations climatiques qui vont affecter la recharge à une échelle mensuelle ou à plus long terme. Les piézomètres doivent satisfaire les critères suivants :

- Capturer une seule nappe
- Disposer des informations pertinentes sur l'ouvrage
- Capturer un aquifère libre qui réponde aux fluctuations climatiques
- Etre pas ou peu influencé par des pompages (et le rester)
- Ne pas être influencé par l'irrigation, les canaux, ou toute source potentielle de recharge artificielle
- Avoir l'assurance de la pérennité du point
- Absence d'assec de l'ouvrage

Le réseau a été constitué à partir du découpage du territoire en unités climatiques (366). Il comporte actuellement 600 ouvrages qui couvrent environ 60% des aquifères principaux et moins de 50% des unités climatiques. La carte (Illustration 31) indique les points qu'il faudrait mettre en place pour compléter le réseau actuel.

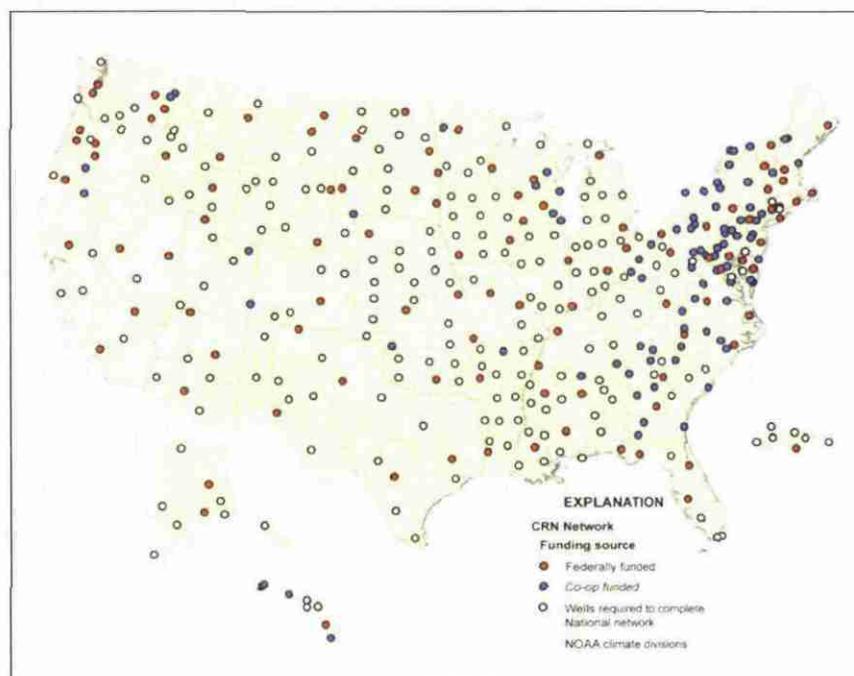


Illustration 31 – Ground-water climate response network (USGS, 2007)

Les points en couleur (bleu et rouge) indiquent les ouvrages existants ; les points blancs indiquent les ouvrages à créer pour compléter le réseau

⁸ <http://groundwaterwatch.usgs.gov/Net/OGWNetwork.asp?ncd=crn>

3. Méthodologie et données prises en compte

Dans cette première phase de l'étude, l'objectif est de détecter d'éventuelles tendances liées au changement climatique à partir de tests statistiques sur les données de suivi quantitatif des eaux souterraines. Il importe donc de sélectionner les piézomètres de manière pertinente afin de pouvoir détecter de telles tendances.

Les critères de sélection sont les suivants :

- Durée de la chronique : plus de 30 ans
- Piézomètre en nappe libre
- Piézomètre non influencé
- Type de nappe suivie

La durée de la chronique est un critère fondamental pour la significativité des tests statistiques. Dans la banque ADES, on recense actuellement 3344 piézomètres dont environ 2000 appartiennent à des réseaux de connaissance (réseaux DCE, sécheresse, police de l'eau) (Illustration 32), le reste constituant des réseaux de gestion sous maîtrise d'ouvrage de collectivités ou de syndicats d'eau (Blum et al., 2009). Tous ces piézomètres ont des chroniques de durées très variables. Nous avons initialement pris comme critère une durée de chronique supérieure à 40 ans, mais le nombre de piézomètres disposant de telles chroniques était trop faible et ils étaient très inégalement répartis. Nous avons donc finalement sélectionnés les piézomètres avec plus de 30 ans de données.

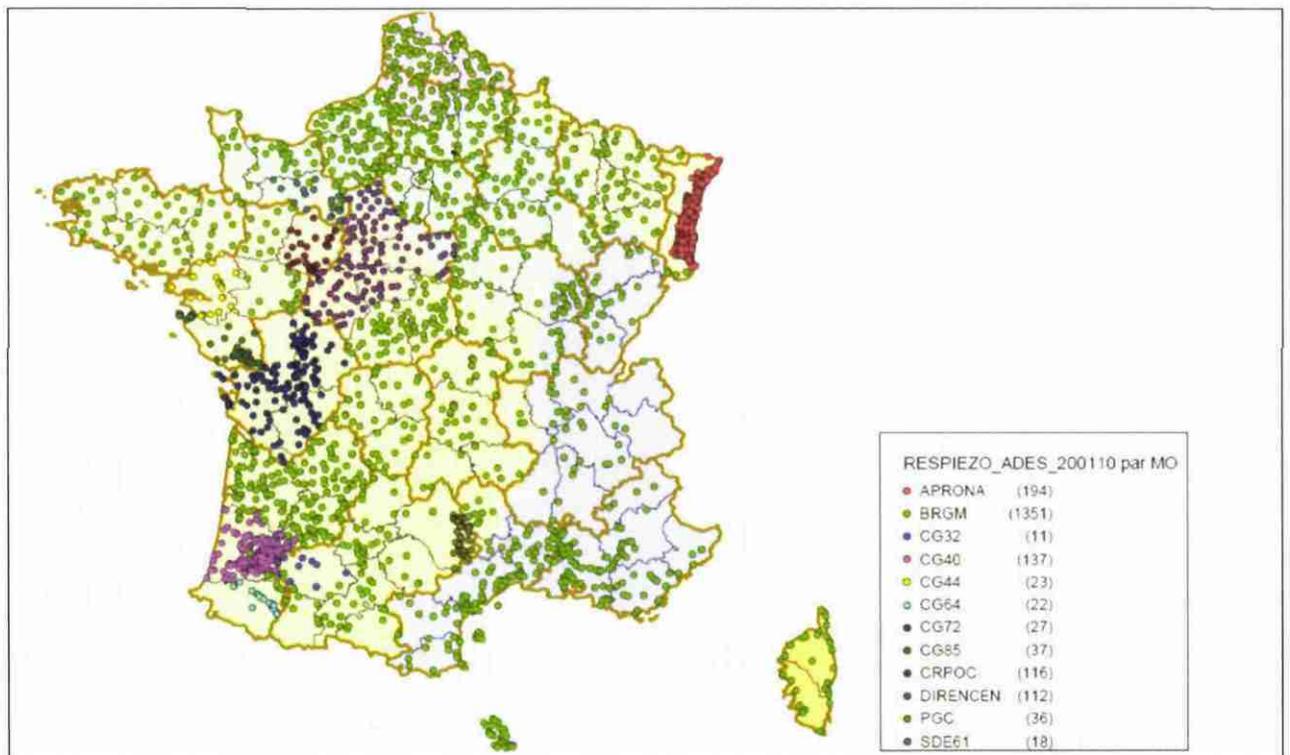


Illustration 32 – Piézomètres recensés dans ADES (classés par maître d'ouvrage)

Une base Access a été créée avec les 3344 piézomètres présents dans ADES (cf. structure de la base en annexe 1). Sur les 652 ouvrages disposant de plus de 30 ans de données, nous avons effectué un premier tri pour ne conserver que les piézomètres en nappe libre et ne présentant pas de trace visible d'influence anthropique, ni de données douteuses. Les ouvrages n'ont pas été supprimés de la base, mais renseignés avec les informations suivantes :

- **Influence_anthropique / qualité des données :**
 - 0 : nulle ; 1 : faible ; 2 : moyenne ; 3 : forte ; 4 : ne sait pas ; 5 problème de données / données douteuses ; 6 nb de données insuffisant
 - code complémentaire pour qualifier une influence anthropique :
 - a : à partir d'une date donnée ; b : pompages en alternance

- **Libre / captif :**
 - 1 : libre ; 2 semi-captif ; 3 captif avec toit < 200 m ; 4 : toit > 200 m

- **Comportement :**
 - a : pluriannuel (exemple du Calcaire de Beauce)
 - b : double cycle (exemple de la Craie) - b1 cycle annuel le plus marqué , b2 mixte ; b3 : le cycle pluriannuel est plus marqué
 - c : annuel (exemples des aquifères alluviaux, des Calcaires du Jurassique.)
 - d : fluctuations mensuelles (exemples des aquifères alluviaux, des aquifères karstiques)

Le critère « comportement » n'a pas pour objet, contrairement aux deux autres, d'exclure des ouvrages, mais de pouvoir les classer. On rencontre en France différents types d'aquifères (alluviaux, sédimentaires, de socle, karstique) ayant des caractéristiques hydrodynamiques différentes, ce qui se traduit par différents comportements en termes de fluctuations piézométriques. Les graphiques de l'annexe 2 illustrent ces différents types de comportements. Ces différences de comportement, liées à la plus ou moins grande inertie des nappes vont induire des réponses différentes vis-à-vis du changement climatique. L'illustration 33 et l'illustration 34 comparent une nappe à faible inertie (nappe du Dogger en Poitou-Charentes, avec le piézomètre de Ruffec) à une nappe à très forte inertie (nappe des Calcaires de Beauce, avec le piézomètre de Congerville dans l'Essonne).

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

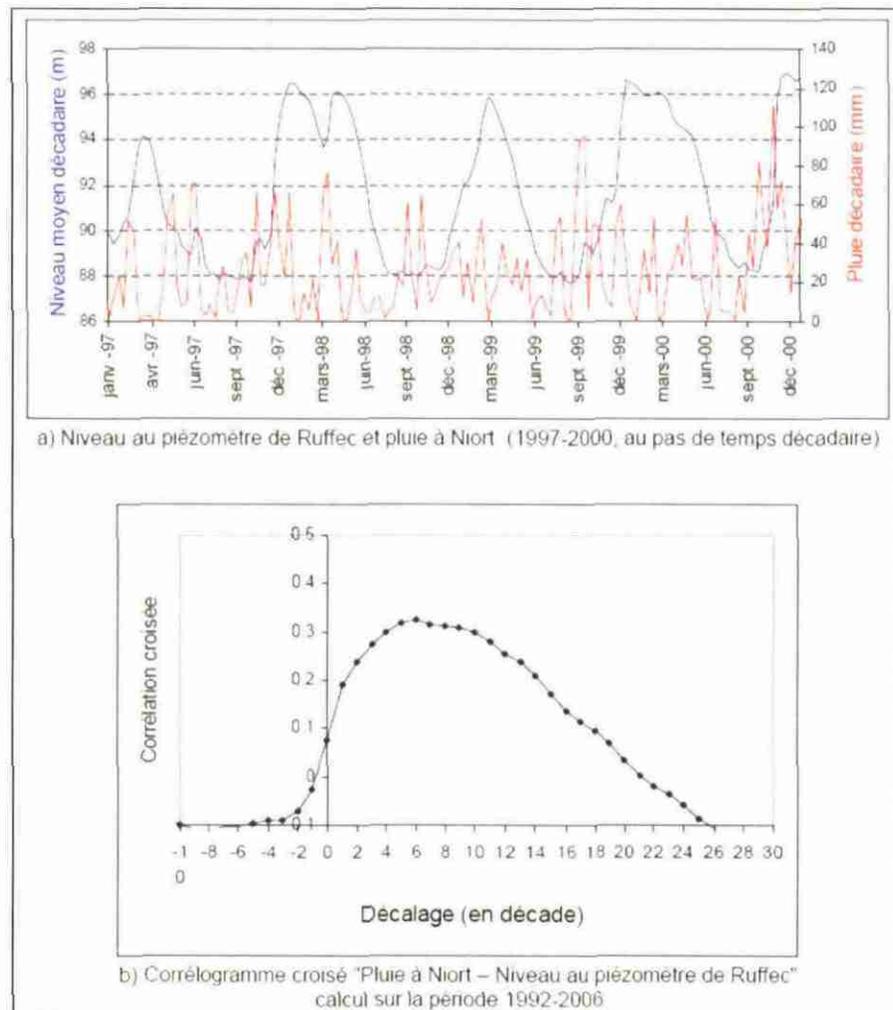


Illustration 33 - Corrélation entre niveaux mesurés au piézomètre de Ruffec et pluies à Niort (pas de temps décadaire) (Seguin et al., 2009)

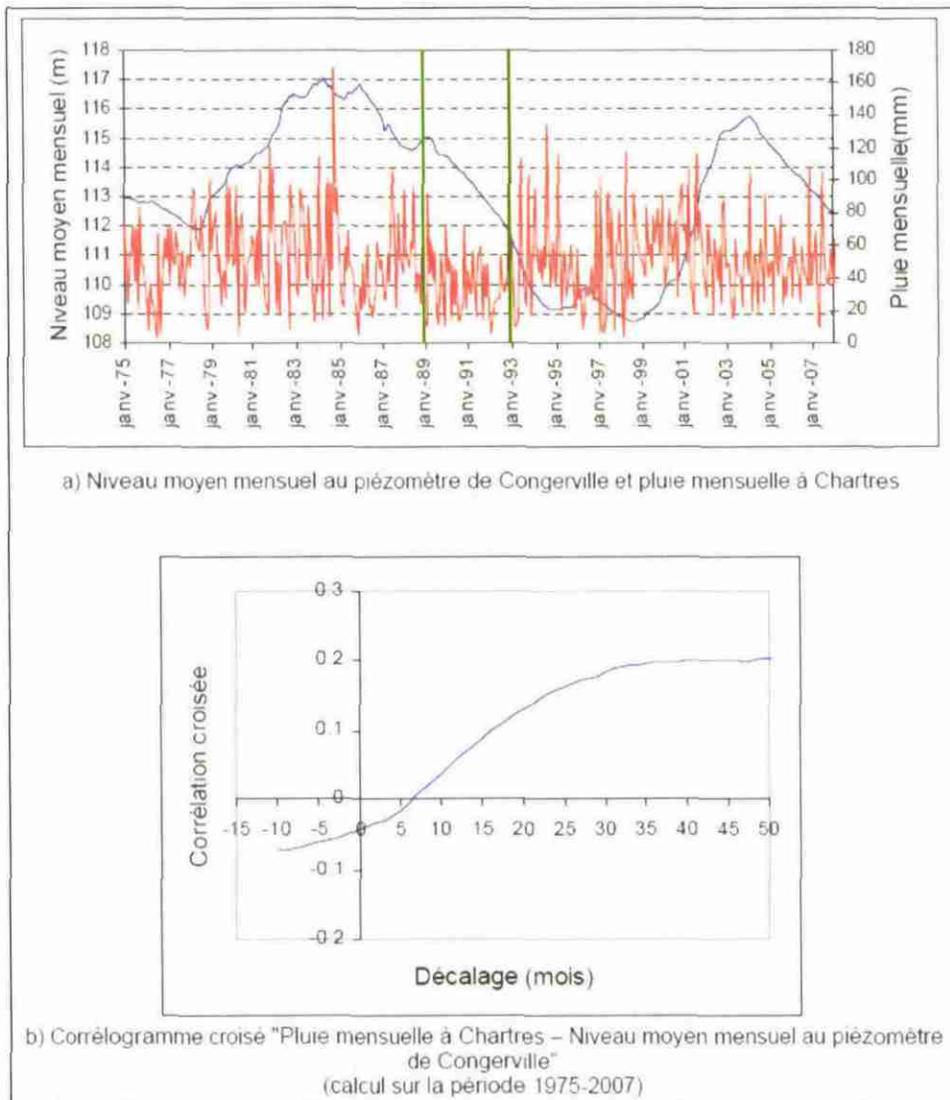


Illustration 34 - Corrélation entre niveaux mesurés au piézomètre de Congerville et pluies à Chartres (pas de temps mensuel) (Seguin et al., 2009)

Les piézomètres soumis à une influence anthropique doivent bien entendu être écartés car ils sont susceptibles de montrer des tendances à la baisse qui n'ont aucun lien avec le changement climatique. On distingue essentiellement deux types d'influence anthropique :

- une influence liée à des prélèvements saisonniers d'eau souterraine dans l'ouvrage ou à proximité ; dans ce cas, l'effet est généralement perceptible par simple observation de la courbe (Illustration 35) ; c'est moins vrai si les prélèvements sont situés à une certaine distance du piézomètre (Illustration 36, graphique de gauche).
- Une influence liée à des prélèvements répartis sur l'année, qui va induire une tendance générale à la baisse ou ce qui encore plus difficile à détecter des niveaux globalement plus bas, y compris en hautes eaux, que ce qu'ils auraient été sans prélèvement. Dans l'exemple de l'illustration 36 (graphique de droite), l'analyse du comportement du piézomètre sur l'ensemble de la période conduit

à des résultats erronés. En effet les prélèvements réalisés à partir de 1988 entraînent sur la période post-1988 des niveaux plus bas que ce qu'ils auraient dû être en régime naturel. Dans ce cas de figure, la simple observation de la courbe ne permet pas de détecter les pompages, par contre une simulation de la chronique avec des données de pluie et d'ETP le permet. Cette influence peut être mise en évidence par le fait que l'on n'arrive pas à caler le modèle ou mieux encore en établissant le calage sur une période non influencée puis en simulant la période influencée.

Un autre cas de figure doit être pris en compte, il s'agit des ouvrages situés dans des nappes en relation avec un cours d'eau (nappe alluviale en particulier) susceptibles d'être influencés par des aménagements du cours d'eau.

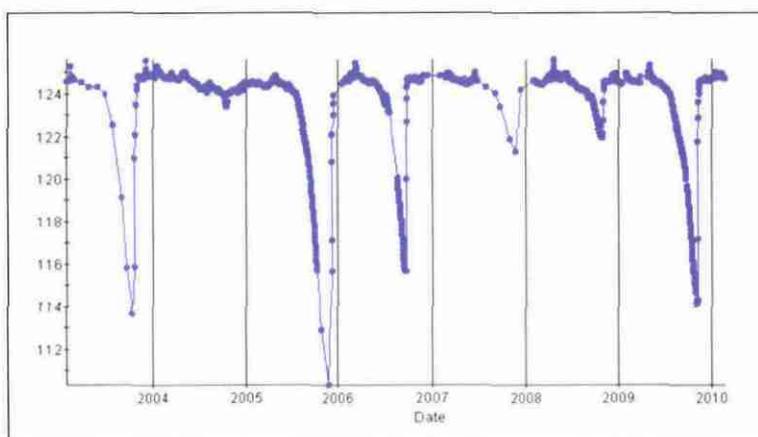


Illustration 35 – Exemple d'ouvrage influencé par des pompages saisonniers

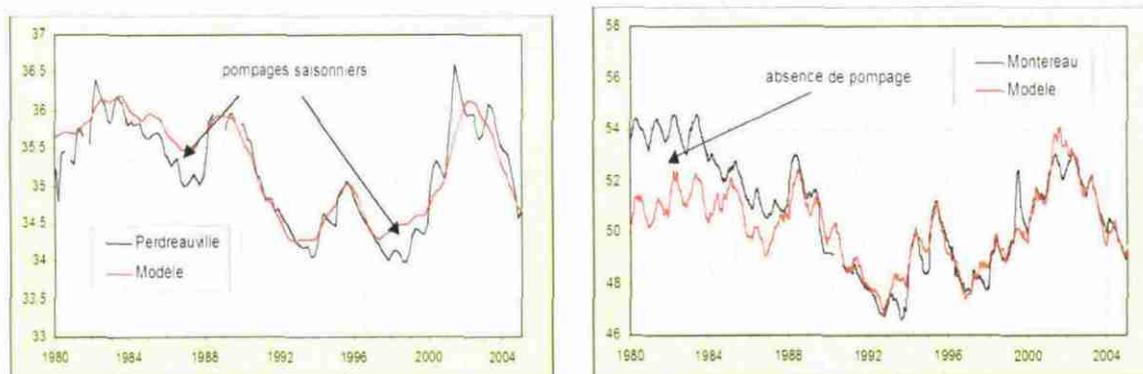


Illustration 36 – Exemples d'influence anthropique détectée par modélisation

Au final, nous avons exclu les piézomètres pour lesquels on observe une influence anthropique moyenne ou forte, les piézomètres présentant des données douteuses (Illustration 37) et les piézomètres avec des lacunes de données trop importantes.

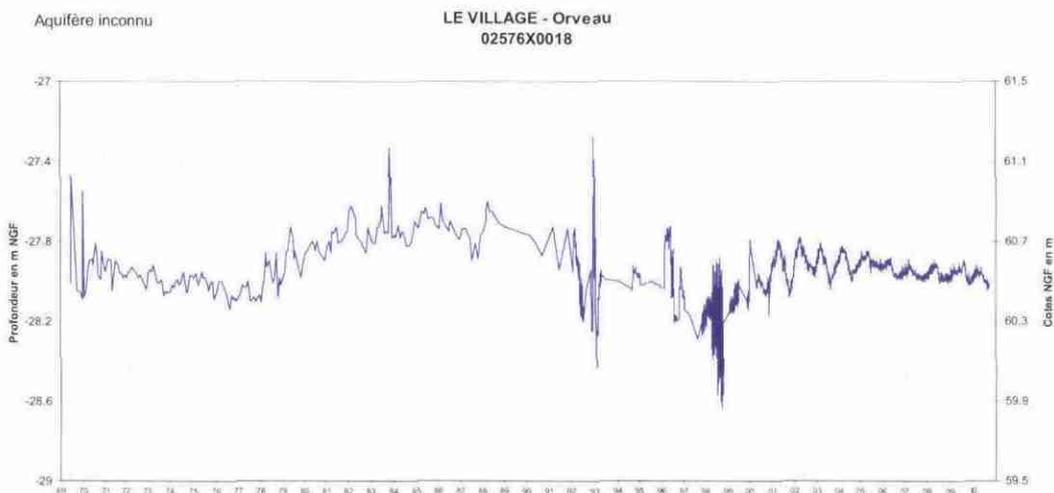


Illustration 37 – Exemple de piézomètres montrant des données douteuses

Enfin nous avons exclu les piézomètres en nappes captives ; en effet ces nappes se rechargent peu (affleurements très réduits) ou pas du tout par infiltration directe des eaux météoriques, elles sont donc peu sensibles au changement climatique. A l'inverse, du fait de leur forte diffusivité (rapport de la transmissivité sur le coefficient d'emmagasinement), elles sont sensibles aux prélèvements.

L'illustration 38 montre un piézomètre en nappe captive qui baisse régulièrement depuis 1972 sous l'effet de pompages.

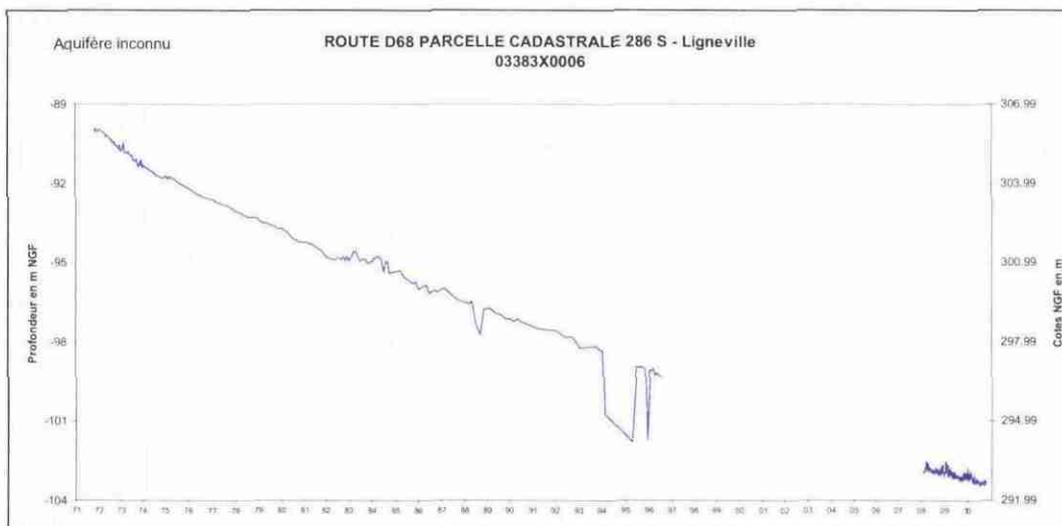


Illustration 38 – Exemple de piézomètre en nappe captive influencé par des pompages

Sur la base de ces critères, nous avons au final sélectionné 375 piézomètres à traiter. L'illustration 39 montre que ces piézomètres sont très inégalement répartis sur le territoire. La très grande majorité se situe sur les bassins Seine-Normandie, Artois-Picardie et en Alsace. Cette hétérogénéité s'explique par l'histoire de la mise en place des réseaux de mesures et par des priorités de suivi (Blum et al., 2009). Ainsi en Aquitaine, des réseaux existent depuis longtemps mais la plupart des points suivent des nappes captives, en baisse depuis plusieurs décennies pour certaines.

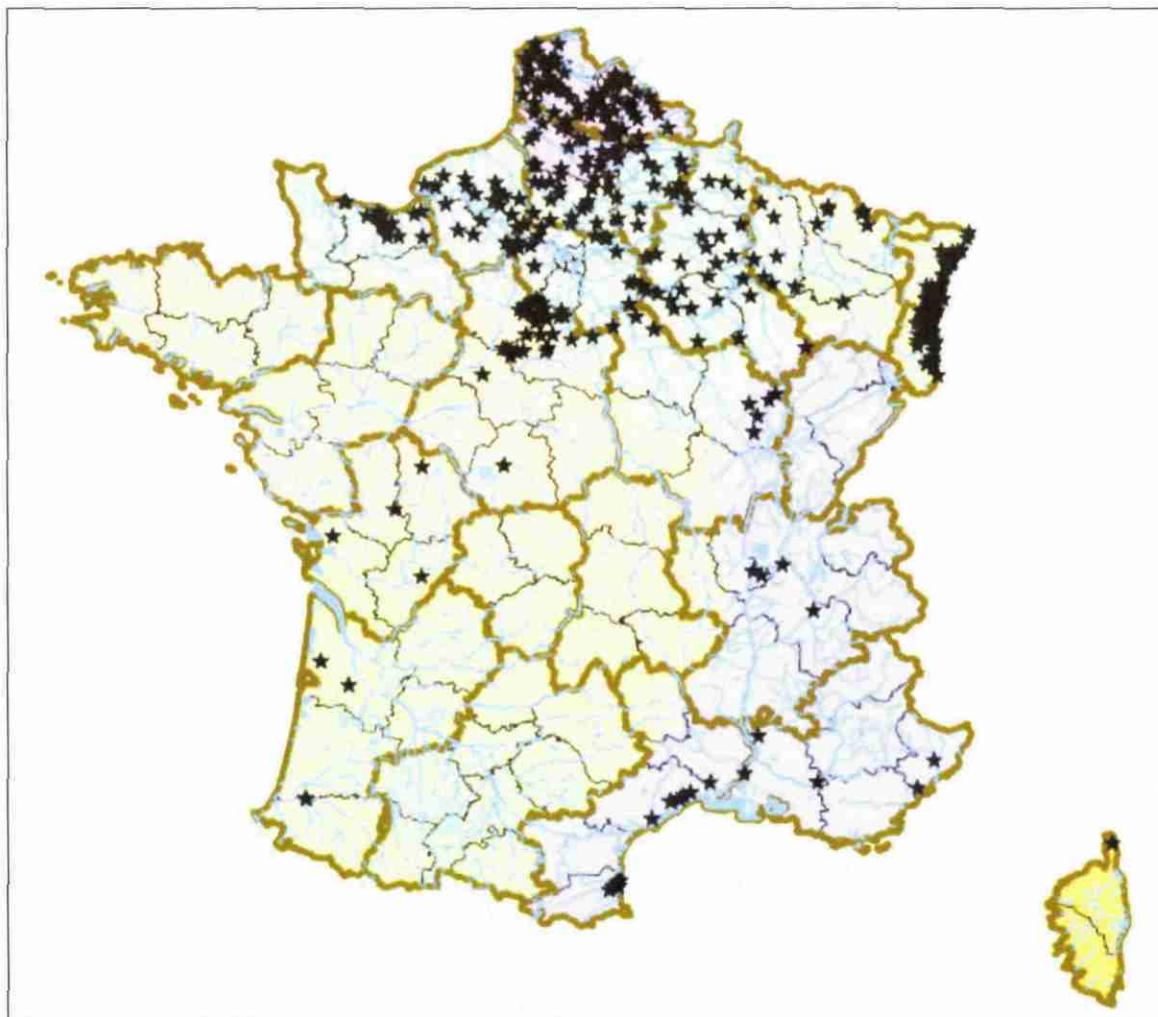


Illustration 39 – Carte des piézomètres sélectionnés pour l'analyse de tendance

Les ouvrages sélectionnés concernent essentiellement :

- Les nappes de la Craie, en Artois-Picardie, Normandie, Champagne-Ardenne
- La nappe des calcaires du Boulonnais
- Les nappes du Tertiaire d'Ile-de-France (Nappe du Calcaire de Champigny en particulier)
- La nappe alluviale du Rhin, en Alsace
- La nappe des Calcaires de Beauce
- Des nappes alluviales dans l'est de la France
- Des nappes alluviales dans le sud de la France

- Les nappes des calcaires du Jurassique de Basse-normandie, de Bourgogne et de Lorraine
- Les nappes du Plio-quaternaire du Roussillon

Remarque importante : Ces nappes font bien entendu l'objet de prélèvements et certains de ces ouvrages peuvent être influencés, sans pour autant que cette influence soit visible sur les chroniques. Un des points importants dans la suite de l'étude sera de vérifier de façon systématique si tel est le cas. Dans la mesure où il est peu probable que les ouvrages ne subissent aucune influence, il conviendra de définir des critères d'évaluation d'une influence considérée comme négligeable. Les calculs de tendance présentés dans ce rapport sont donc susceptibles d'intégrer des effets de pompages qui n'ont pas été détectés pour le moment.

L'illustration 40 montre la répartition des points en fonction du comportement de la nappe :

- 30 piézomètres dans des nappes à cycle pluriannuel (a)
- 127 piézomètres dans des nappes à double cycle avec un cycle annuel plus marqué (b1)
- 51 piézomètres dans des nappes à double cycle, sans prédominance d'un cycle sur l'autre (b2)
- 39 piézomètres dans des nappes à double cycle avec le cycle pluriannuel plus marqué (b3)
- 123 piézomètres dans des nappes à cycle annuel (c)
- 5 piézomètres dans des nappes à cycle annuel avec en outre des fluctuations mensuelles (d)

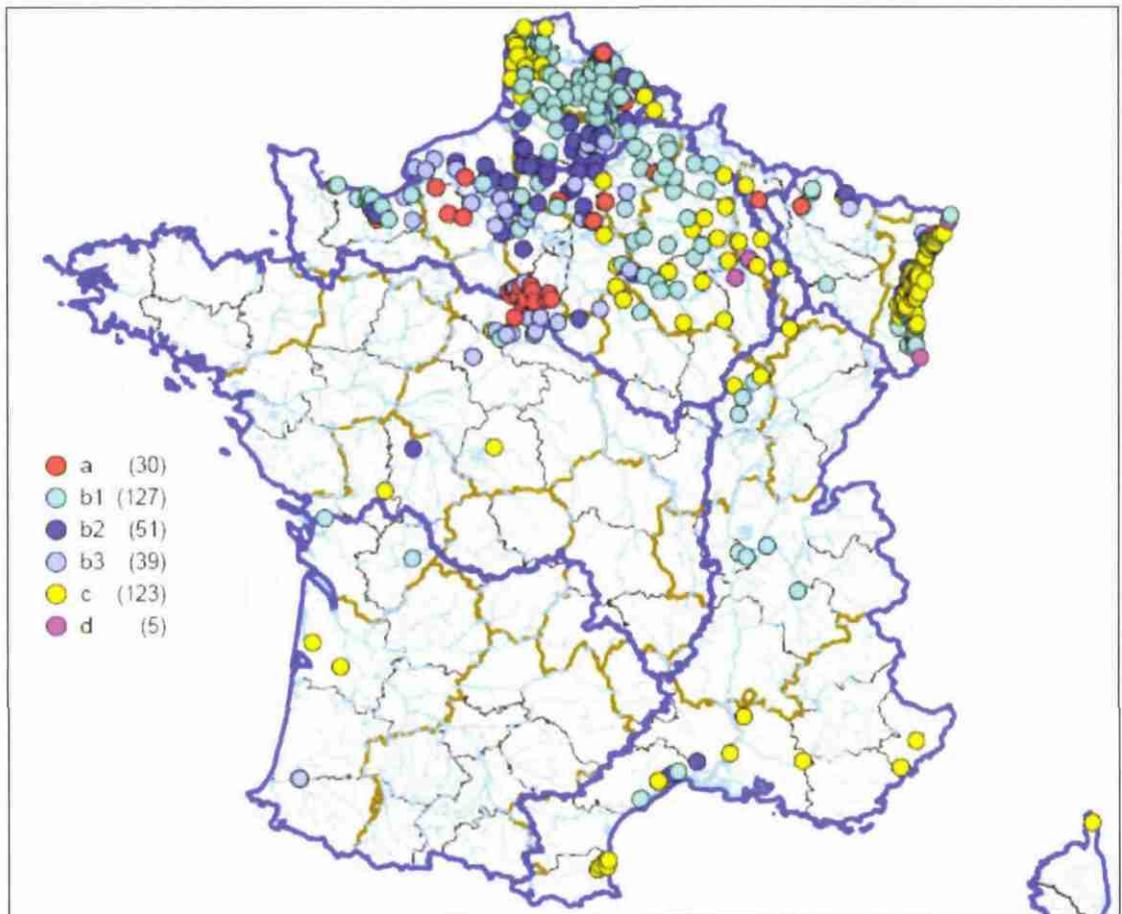


Illustration 40 – Carte du type de nappe suivi par les piézomètres sélectionnés (nappe à cycle annuel, mixte, pluriannuel)

4. Analyse préliminaire des chroniques piézométriques sélectionnées

Une première analyse de tendance a été réalisée sur les 375 piézomètres sélectionnés, l'objectif étant de voir si des tendances régionales se dégagent. En particulier, on ne traite pas ici de la significativité de la tendance, objet du chapitre suivant.

Une courbe de tendance linéaire est calculée pour chaque graphique par la méthode des moindres carrés (Illustration 41). La pente de la droite (-3.10^{-5} dans l'exemple) est exprimée en m/jour.

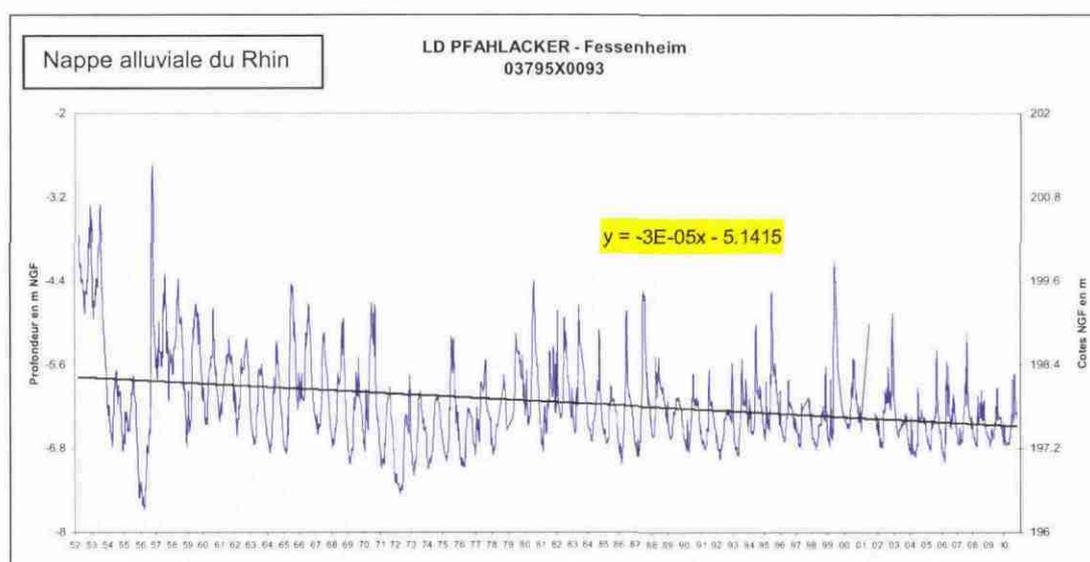


Illustration 41 – exemple de courbe de tendance linéaire

Sur l'ensemble des piézomètres traités, les coefficients de régression linéaire varient entre -5.10^{-4} et $+4.10^{-4}$ m/jour. Par cette première approche, la tendance est à la baisse pour 54% d'entre eux, à la hausse pour 29% et à la stabilité pour 17% (on considère comme stable un piézomètre pour lequel le coefficient est strictement compris entre -1.10^{-5} et $+1.10^{-5}$ m/jour) (Illustration 43). Pour les piézomètres indiquant une tendance à la baisse, ces coefficients sont cohérents avec ceux obtenus par simulation de l'évolution de niveaux de nappe en fonction de scénarios de changement climatique. L'illustration 42 montre une baisse « régulière » du niveau moyen de 54 piézomètres de -6 m en 150 ans (de 1950 à 2100) soit -1.10^{-4} m/jour.

La carte des tendances (Illustration 44) ne montre pas à l'échelle de la France de secteur avec une tendance marquée à la baisse. On n'observe pas non plus de relation marquée entre la tendance et le comportement de la nappe (Illustration 45).

Les nappes à cycle annuel prédominant (types c et b1) montre une répartition équilibrée entre tendance à la hausse et tendance à la baisse. Les nappes à cycle mixte et à cycle pluriannuel prédominant montrent plus de tendances à la baisse que de tendances à la hausse. Enfin les nappes à cycle pluriannuel montrent les plus fortes

pentés de décroissance (coefficients inférieurs à -5.10^{-4} m/jour). Ces tendances marquées à la baisse sont vraisemblablement biaisées par l'inertie de la nappe et une forte autocorrélation des données (cf. chapitre suivant).

Les figures suivantes (Illustration 46 à Illustration 53) représentent des cartes de tendance par grand secteur géographique.

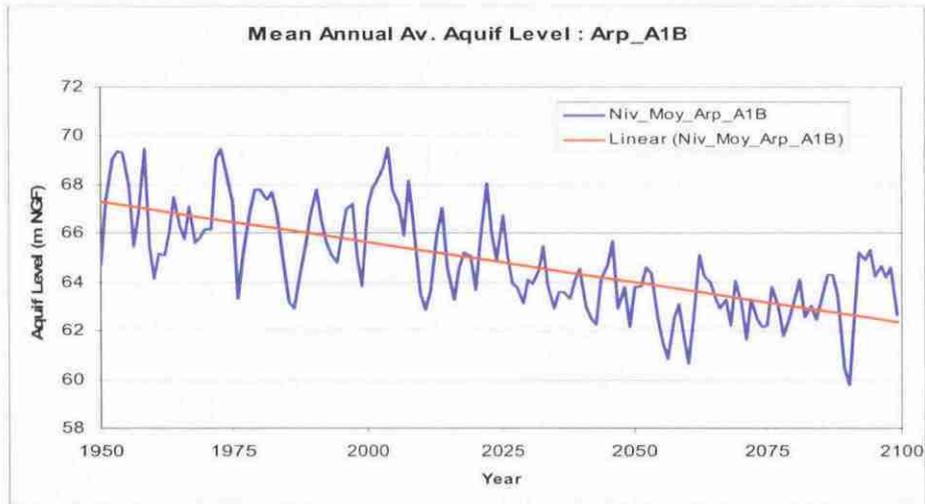


Illustration 42 - Moyenne des niveaux de 54 piézomètres dans le bassin de la Somme : Scénario climatique Météo France « Arpège A1B continu » (projet RExHySS)

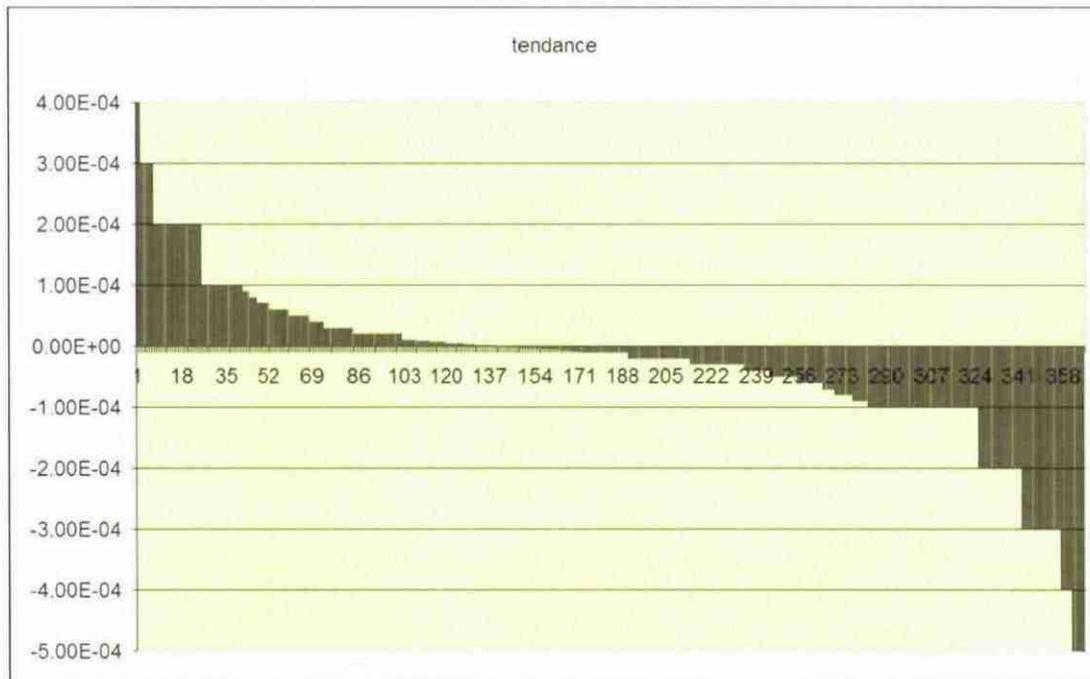


Illustration 43 – répartition des coefficients de regression linéaire calculés pour les 375 piézomètres sélectionnés

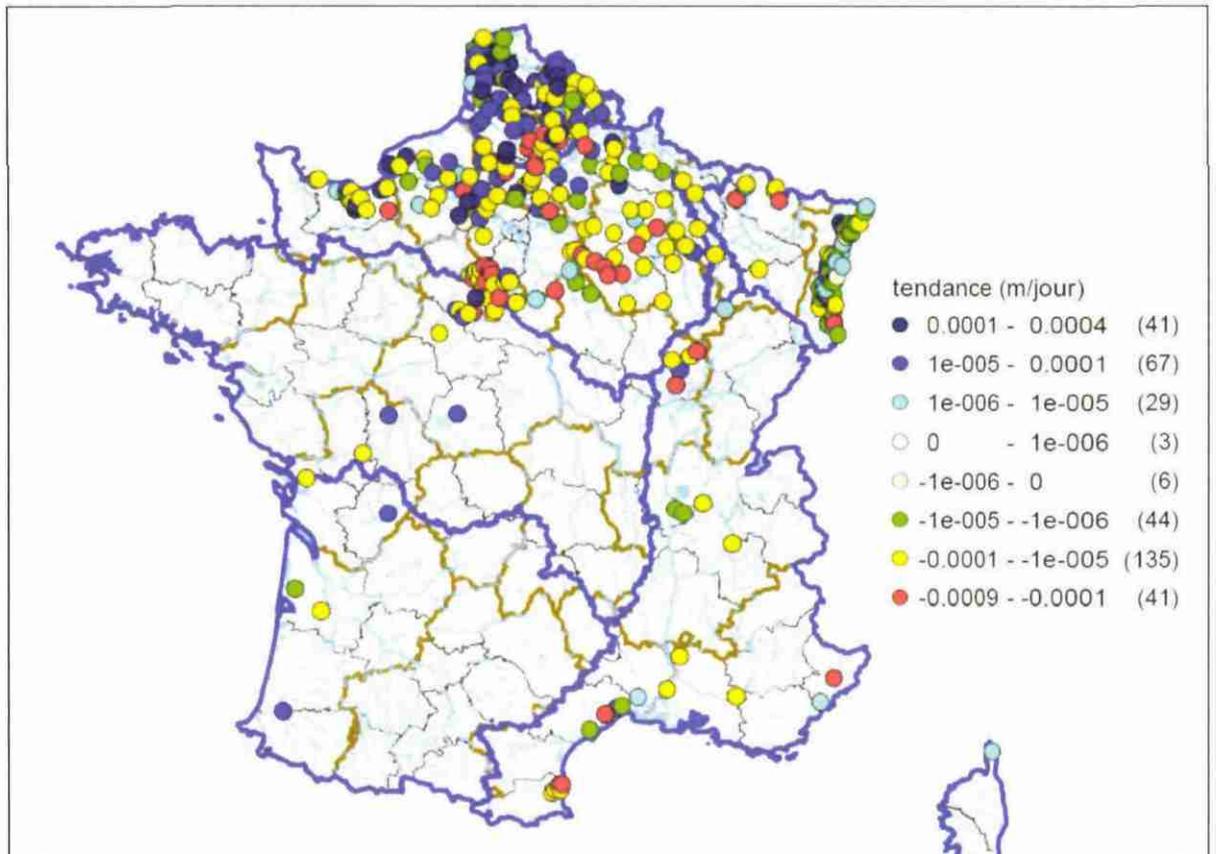


Illustration 44 – Carte des coefficients de regression linéaire calculés pour les 375 piézomètres sélectionnés

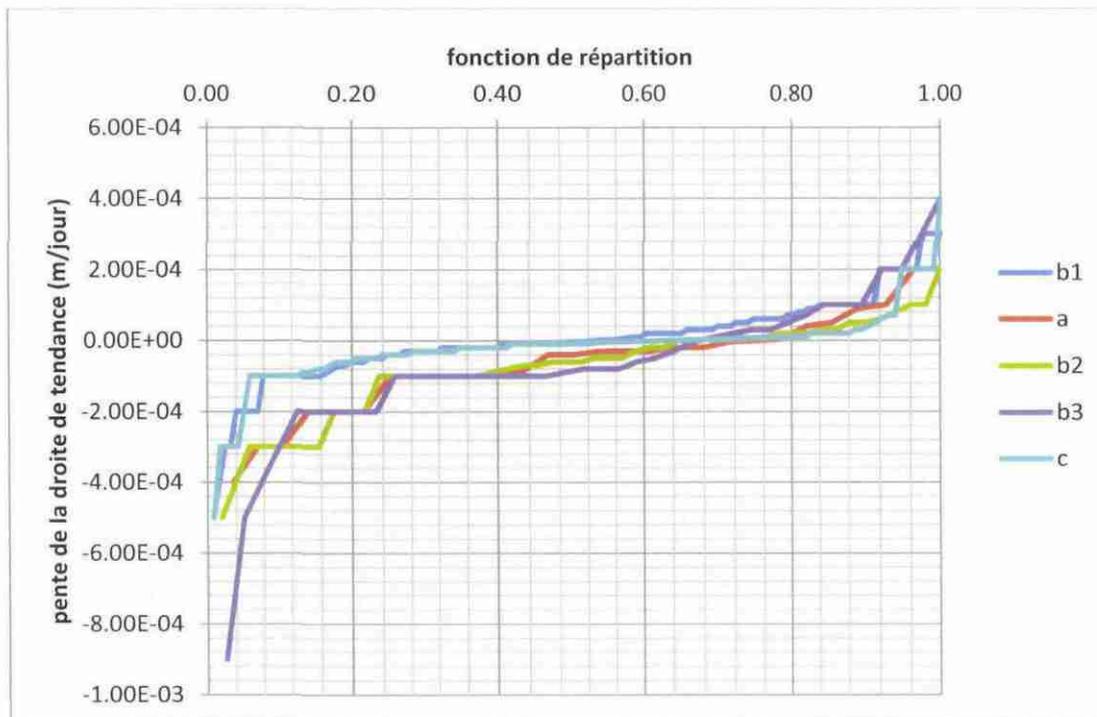


Illustration 45 – Relation entre la tendance et le comportement de la nappe

Comportement : nappes à cycle pluriannuel (a) ; nappes à double cycle avec un cycle annuel plus marqué (b1) ; nappes à double cycle, sans prédominance d'un cycle sur l'autre (b2) ; nappes à double cycle avec le cycle pluriannuel plus marqué (b3) ; nappes à cycle annuel (c)

Pour le bassin Artois-Picardie essentiellement constitué de la nappe de la craie (Illustration 46), on observe une tendance globale à la hausse sur une grande partie du bassin, à l'exception de la bordure sud où une tendance à la baisse est observée. Cette tendance à la baisse n'apparaît pas significative dans la mesure où la nappe de la craie dans ce secteur montre une forte inertie (cf. courbe du piézomètre 00643X0031 montrant un piézomètre à comportement pluriannuel marqué).

Pour la partie ouest du bassin Seine-Normandie, essentiellement constituée des nappes de la craie et du Tertiaire d'Ile-de-France, la carte montre une forte variabilité (Illustration 47), avec des ouvrages dans la nappe de la craie dont le comportement est très proche (double cycle, sans prédominance d'un cycle sur l'autre) et pouvant montrer une tendance soit à la hausse, soit à la baisse.

Pour la partie nord-est du bassin Seine-Normandie (Illustration 48), constituée des nappes du Tertiaire de la craie, des sables de l'Albien et de Calcaires du Jurassique, à l'inverse la tendance est majoritairement à la baisse. De nombreux piézomètres montrent un comportement à double cycle avec un cycle annuel plus marqué, avec une baisse qui pourrait être significative. Au stade actuel de l'étude, il n'est pas possible de dire si cette baisse est uniquement due à des effets climatiques, et il faudra regarder de plus près les éventuels effets anthropiques.

Pour la nappe d'Alsace (Illustration 49), on observe une forte hétérogénéité des tendances, qui peuvent s'expliquer par des impacts anthropiques importants (prélèvements, aménagements du Rhin).

Pour la Beauce, l'Île-de-France et le nord de la Bourgogne, constituées des nappes du Tertiaire et de la craie (Illustration 50), on observe une tendance à la baisse sauf dans les nappes alluviales et le sud-ouest de la Beauce. Ces baisses ne sont vraisemblablement pas significatives dans la mesure où les nappes montrent souvent un comportement pluriannuel marqué (forte autocorrélation).

Pour le sud de la Bourgogne (Illustration 51), constituée de la nappe des Calcaires du Jurassique, on observe une tendance à la baisse qui pourrait être significative. Au stade actuel de l'étude, il n'est pas possible de dire si cette baisse est uniquement due à des effets climatiques.

Pour la région Rhône-Alpes (Illustration 52), on ne dispose que de 3 points pour lesquels on a pu calculer une tendance (1 dans la nappe alluviale de l'Ain et 2 dans la nappe de l'est lyonnais). Ces 3 points montrent une légère tendance à la baisse. Au stade actuel de l'étude, il n'est pas possible de dire si cette baisse est uniquement due à des effets climatiques.

Pour la région Languedoc-Roussillon (Illustration 53), la tendance est globalement à la baisse, en particulier pour la nappe du Plio-quatenaire du Roussillon, mais cette baisse pourrait être due à des prélèvements.

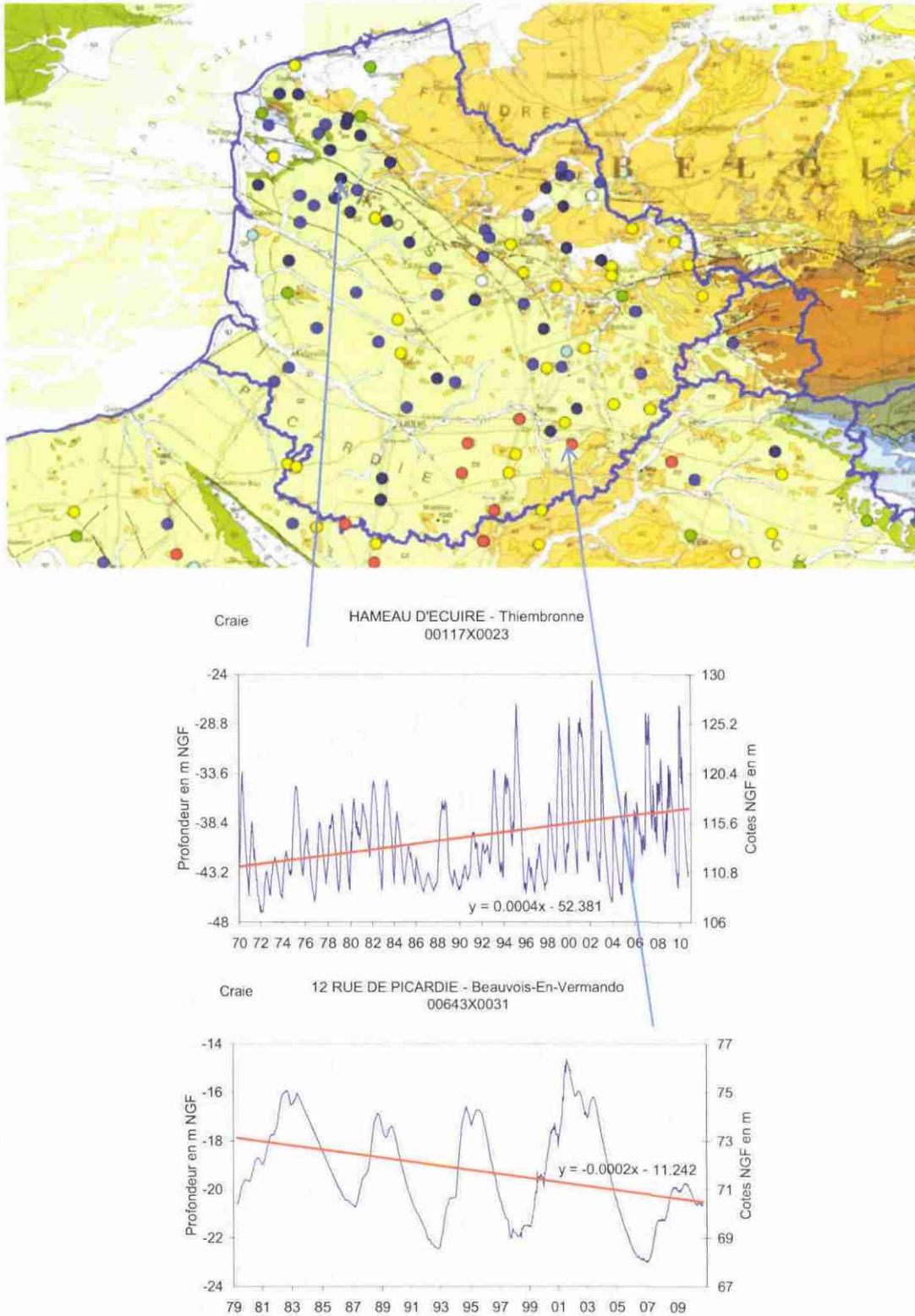


Illustration 46 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe de la craie dans le bassin Artois Picardie

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

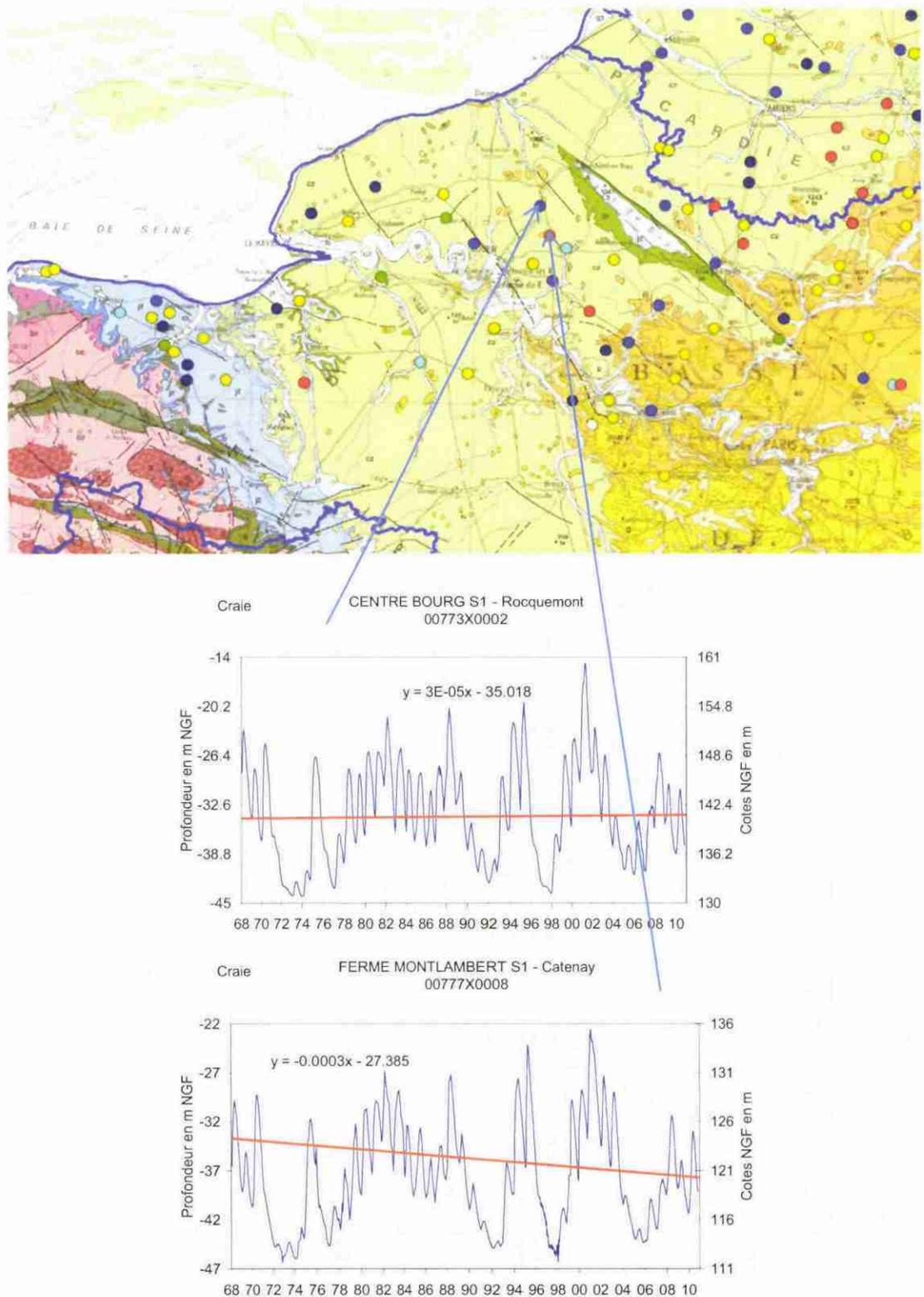
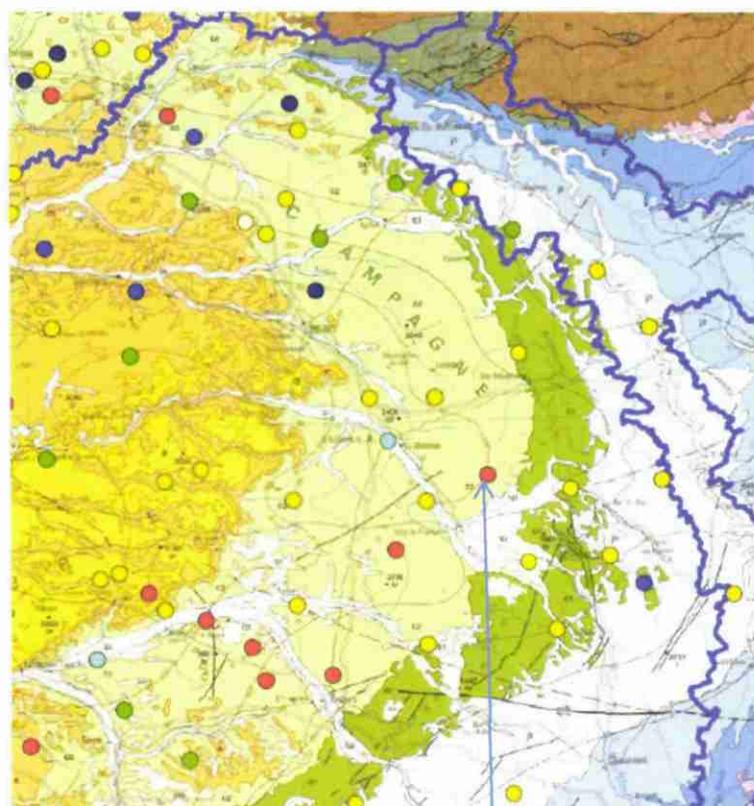


Illustration 47 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe de la craie dans la partie ouest du bassin Seine-Normandie



Craie

VILLAGE - Sompuis
02255X0003

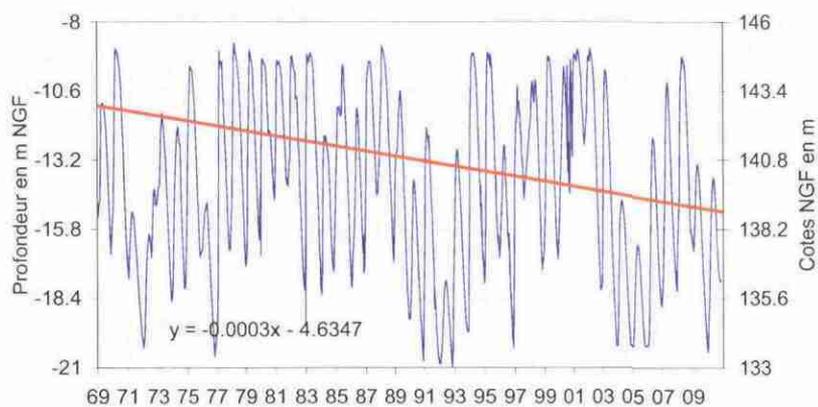


Illustration 48 – Carte et graphiques de tendances pour la partie nord-est du bassin Seine-Normandie

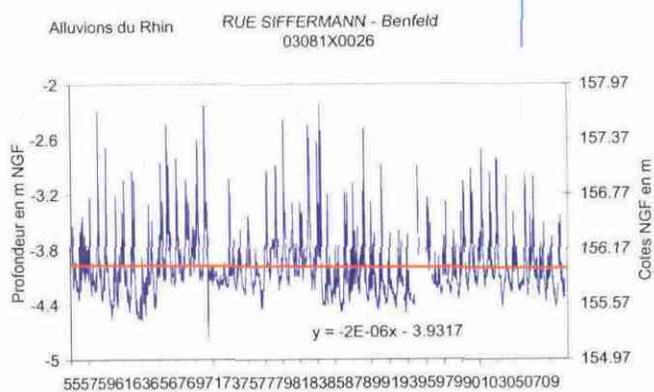
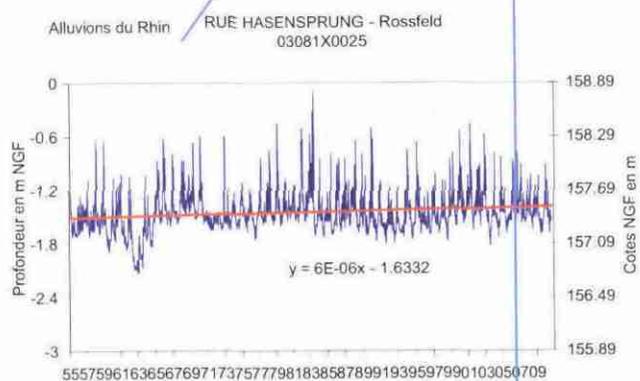
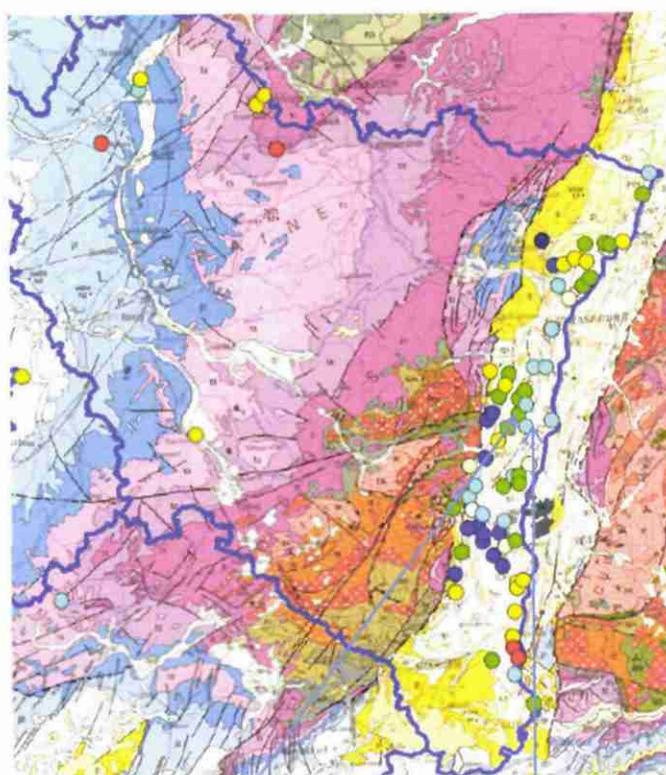


Illustration 49 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe d'Alsace (alluvions du Rhin) et les nappes de Lorraine

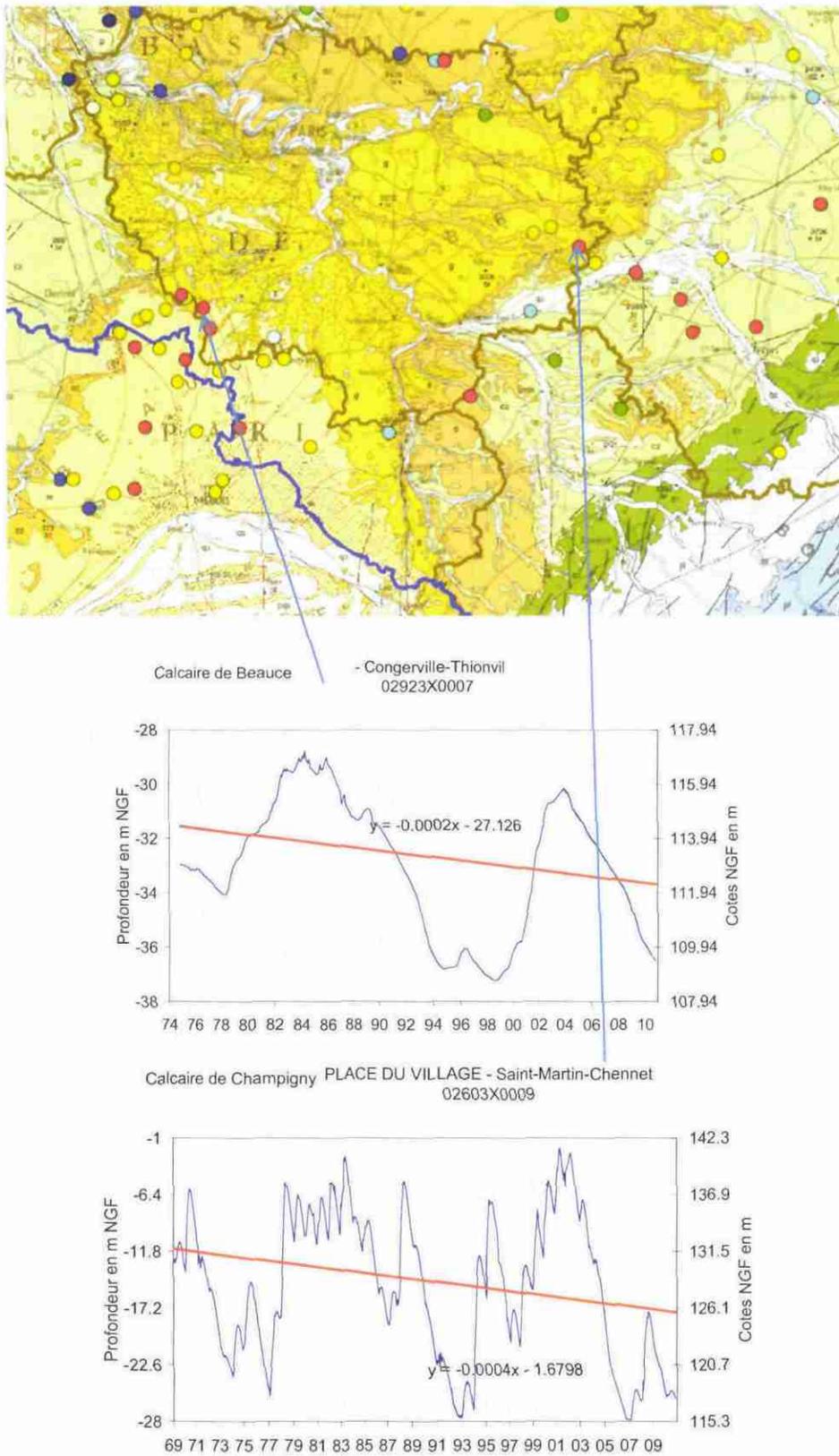


Illustration 50 – Carte et graphiques de tendances pour la nappe des calcaires de Beauce, les nappes de l'Eocène d'Île-de-France et la nappe de la craie du nord de la Bourgogne

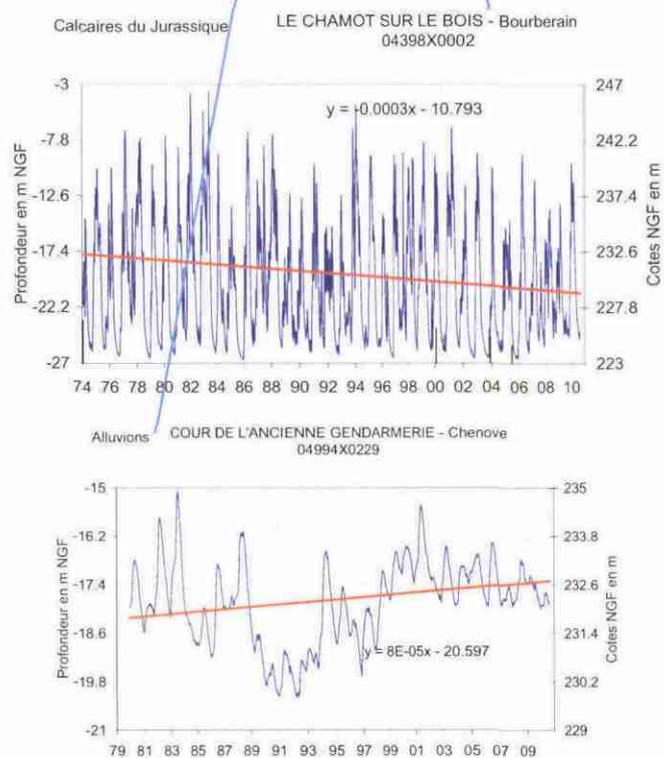
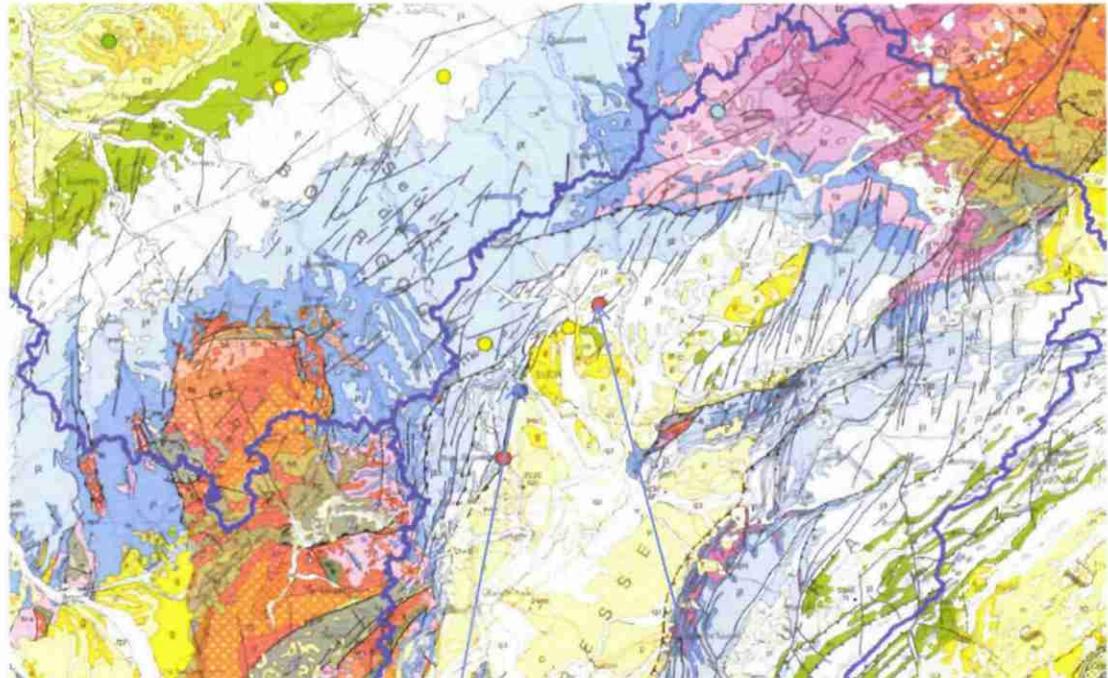


Illustration 51 – Carte et graphiques de tendances pour les nappes de Calcaires du Jurassique et les nappes alluviales du sud de la Bourgogne

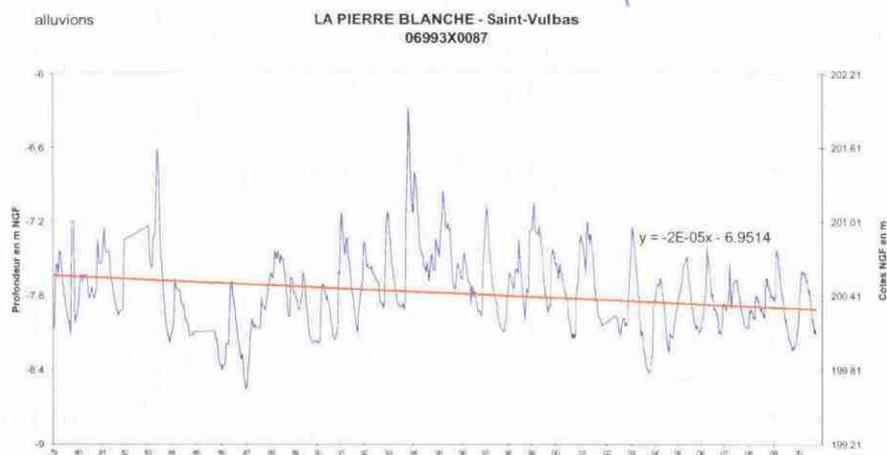
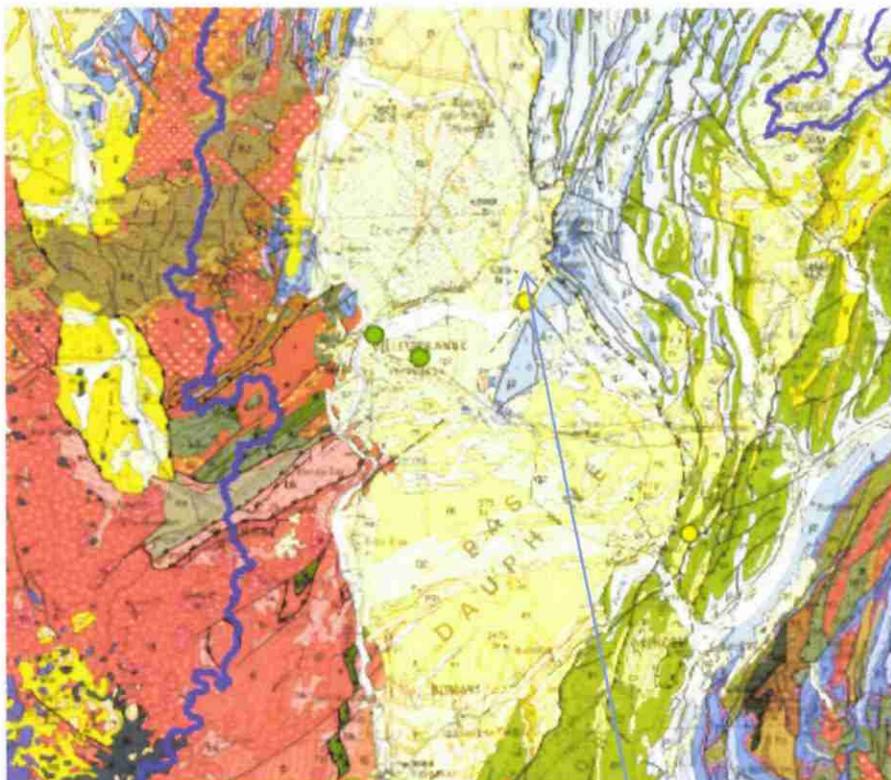


Illustration 52 – Carte et graphiques de tendances pour les nappes alluviales de la région Rhône-Alpes

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

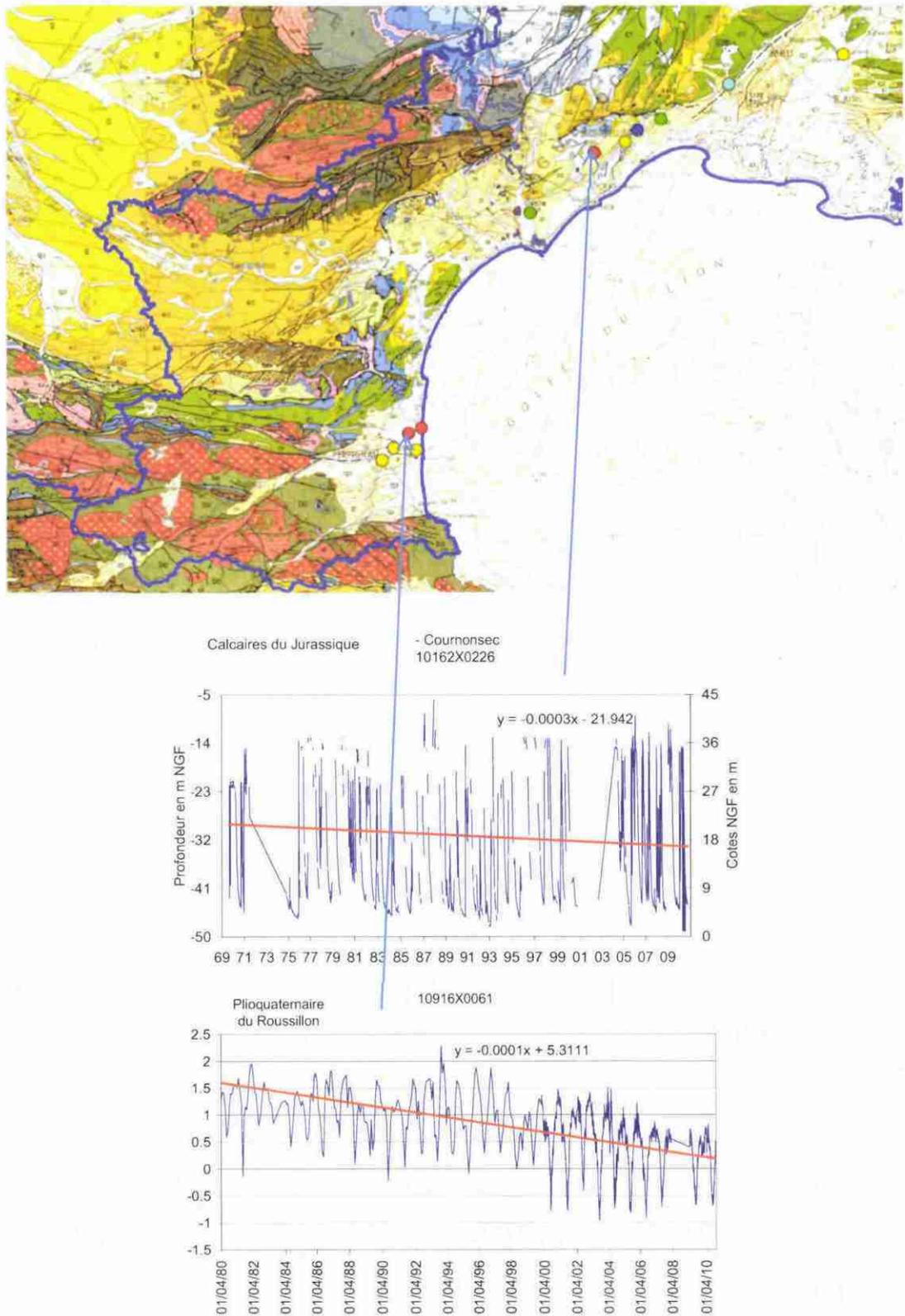


Illustration 53 – Carte et graphiques de tendances pour la région Languedoc-Roussillon (nappe du Plio-quaternaire, nappes alluviales, nappes des calcaires du Jurassique et du Crétacé supérieur)



5. Recherche d'une non stationnarité dans les séries piézométriques

5.1. TESTS STATISTIQUES

5.1.1. Tests retenus et variables traitées

Une série chronologique (de pluies, de débits, de niveaux piézométriques, ...) est considérée comme non stationnaire si certaines de ses caractéristiques ont varié au cours du temps. Il peut y avoir :

- soit une modification graduelle au cours du temps, qui se manifeste par une tendance à la baisse (ou à la hausse) des valeurs de la série,
- soit une rupture (ou plus) survenant à une certaine date, les caractéristiques de la série n'étant plus les mêmes à partir de la date de rupture,
- soit un changement dans la distribution de probabilité d'une variable caractérisant la série à partir d'une date donnée.

Pour détecter ces changements et surtout leur significativité (au sens statistique), de nombreuses méthodes ont été mises au point depuis longtemps puis régulièrement affinées en hydro-climatologie, en particulier dans le cadre des études portant sur le changement climatique.

On trouvera une liste de ces méthodes et de nombreuses références dans la thèse de B. Renard (2006) et dans un document de l'Organisation Météorologique Mondiale (Kundzewicz, 2000).

Pour la présente étude, les méthodes et tests statistiques qui ont été choisies (sur une base bibliographique) et appliquées aux séries piézométriques sélectionnées sont,

- pour la détection d'une tendance (cf § 5.1.2.) :
 - la régression linéaire et le test de significativité du coefficient de régression,
 - la régression linéaire "modifiée" dans le cas d'une autocorrélation présente dans la série étudiée,
 - la méthode et le test de Mann-Kendall,
 - le test de Mann-Kendall modifié dans le cas d'une autocorrélation ;
- pour la détection d'une rupture (cf § 5.1.2.) :
 - le test de Pettitt.

Ces différentes méthodes ont été appliquées aux **variables annuelles** suivantes calculées ou extraites des séries de données brutes (la plupart au pas de temps irrégulier, sauf les dernières années où le pas de temps est journalier) :

- valeurs moyennes annuelles,
- valeurs maximales et minimales relevées chaque année dans la série,
- valeurs moyennes annuelles des maxima et minima mensuels, ces deux variables ayant été retenues pour donner moins de poids à d'éventuelles "irrégularités" dans la série des maxima ou minima annuels (événements "exceptionnels),

- valeurs moyennes d'un mois particulier : Octobre, Novembre, Décembre, ont été testés (ces variables ont été retenues surtout pour les nappes à cycles annuels dont les étiages se situent très souvent sur cette période. En fait, après analyse, il s'est avéré qu'elles étaient d'intérêt secondaire et seuls les résultats pour Décembre sont présentés à titre indicatif).

En choisissant plusieurs variables, l'objectif était de consolider les résultats des tests.

Les traitements ont été totalement automatisés via une programmation en Fortran des méthodes et tests ci-dessus.

5.1.2. Caractéristiques des tests "tendance/rupture" retenus

Les tests de Mann-Kendall et de Pettitt appartiennent à la catégorie des tests dits "non paramétriques".

Les tests "non paramétriques" ne nécessitent pas d'hypothèse sur la loi de distribution de la variable étudiée. Ils peuvent en particulier s'appliquer aux petits échantillons où la condition de Normalité est difficile à vérifier. Ils reposent pour la plupart sur un principe simple utilisant le classement des observations. Ils sont peu sensibles aux valeurs extrêmes.

Les tests "paramétriques" ne peuvent être utilisés que sous certaines conditions ; en particulier ils requièrent que les données soient distribuées suivant une certaine loi de probabilité, en général une Loi Normale (une transformation appropriée peut parfois être appliquée aux données pour rendre la distribution "Normale" si elle ne l'est pas).

Tests paramétriques et non paramétriques ont été utilisés dans cette étude, avec, pour les premiers, vérification que les conditions d'application soient bien remplies. A propos de ces deux types de test, citons le point de vue suivant :

"Si les formes fonctionnelles des fonctions de distribution sont connues, c'est une perte que de ne pas faire usage de cette information. Si l'on ne dispose pas de cette information, il faudra bien que le raisonnement statistique s'en passe. Dans ce dernier cas, la critique de quelques statisticiens qui prétendent que les méthodes non paramétriques ne sont pas efficaces ne tient pas, car l'efficacité au sens habituel du mot implique l'usage complet des ressources disponibles et il ne peut être inefficace de ne pas faire usage d'informations dont on ne dispose point..." (J. Wolfowitz, "Non parametric statistical inference, Proc. of the Berkeley Symposium, 1949, cité par J. Raison dans "Revue de statistique appliquée, 1959, tome 7, n°1 - p.83-106).

5.1.3. Rappel sur les tests d'hypothèses

Les tests d'hypothèses ont pour but de vérifier la validité d'une hypothèse faite sur un échantillon de données. L'hypothèse à tester est classiquement appelée "*hypothèse nulle*" et désignée par H_0 . Si l'on décide de rejeter cette hypothèse, c'est pour admettre implicitement la validité d'une autre hypothèse H_1 , appelée "*hypothèse alternative*".

La mise en œuvre du test nécessite la construction d'une *statistique de test*, c'est-à-dire d'une variable aléatoire dont on connaît la distribution de probabilité. La valeur calculée pour cette variable à partir de l'échantillon de données est ensuite comparée à la valeur théorique issue de la loi de probabilité pour un *niveau de confiance* (ou *seuil de risque*) que l'on se donne, désigné par α ; en général α est pris égal à 1%, 5% ou 10%.

Pour décider, la comparaison peut aussi être faite entre le seuil de risque que l'on se donne et la probabilité correspondant à la valeur calculée de la *statistique de test*, appelée "*p-value*".

La *p-value* est le niveau de confiance extrême du test qui permet de rejeter l'hypothèse nulle (H_0 sera rejetée au seuil de risque α si la *p-value* est inférieure à α). Plus la *p-value* sera faible, moins l'hypothèse nulle sera crédible et donc plus grande sera la confiance que l'on pourra accorder à l'hypothèse alternative.

Si l'hypothèse H_0 est rejetée au seuil α alors qu'elle est vraie, on commet une erreur appelée *erreur de première espèce*, dont la probabilité est α .

Mais il existe aussi une deuxième erreur, appelée *erreur de 2^{ième} espèce* qui est la probabilité β d'accepter l'hypothèse nulle alors qu'elle est fausse.

Les différentes situations que l'on peut rencontrer dans la mise en œuvre d'un test sont souvent résumées à l'aide du tableau ci-dessous :

Décision	Situation	
	H_0 vraie	H_0 fausse (H_1 vraie)
Acceptation de H_0	Décision correcte avec une probabilité $1-\alpha$	Erreur (ou risque) de 2 ^{ième} espèce, commise avec une probabilité β
Rejet de H_0	Erreur (ou risque) de 1 ^{ère} espèce, avec une probabilité α	Décision correcte prise avec une probabilité $1-\beta$

Tableau 1- Les 4 possibilités de décision dans la mise en œuvre d'un test

On définit la *puissance d'un test* comme la probabilité ($1-\beta$) de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est fausse. La puissance $1-\beta$ d'un test est une fonction du niveau de confiance α . Elle est en pratique difficile à calculer.

Dans cette étude, les tests ont été évalués en ne tenant compte que de l'erreur de première espèce (définition d'un niveau de confiance α).

5.1.4. Problème de l'autocorrélation

Toute démarche probabiliste repose sur la notion d'indépendance des observations traitées. Il faut donc s'assurer que les valeurs successives de la série constituée sont bien indépendantes les unes des autres. C'est généralement le cas en hydrologie pour des valeurs mensuelles : dans une série pluriannuelle de débits moyens mensuels, le débit d'un mois donné est en général indépendant de celui du mois précédent (sans soutien d'une nappe). C'est encore plus vrai pour des valeurs moyennes annuelles.

Par contre, pour des nappes, le niveau d'un mois donné dépend en général du niveau des mois précédents, la "portée temporelle" de cette dépendance étant d'autant plus grande que "l'inertie" de la nappe est importante (par exemple la nappe des Calcaires de Beauce où les temps de régulation sont très longs, de plusieurs années). Il y a autocorrélation (corrélation entre elles des valeurs successives de la série).

Lorsque dans une série pluriannuelle de niveaux moyens mensuels on extrait les valeurs d'un mois donné pour constituer une série "dérivée", cette autocorrélation peut

s'atténuer, voire disparaître. Dans le cas des grandes nappes, une autocorrélation significative peut néanmoins persister. C'est la raison pour laquelle il faut vérifier que la série dérivée vérifie bien la notion d'indépendance. Cette vérification peut se faire par l'intermédiaire d'un corrélogramme.

Le corrélogramme permet de mettre en évidence dans une série de données temporelles le degré de corrélation existant entre valeurs successives de la série pour des intervalles de temps croissants. Le corrélogramme représente graphiquement la corrélation qui existe entre les valeurs de la série lorsqu'elles sont décalées de 1 pas de temps, puis 2 pas de temps, puis 3,

Le problème de l'autocorrélation dans les séries chronologiques a été étudié par de nombreux auteurs (cf références bibliographiques, en particulier : Woodward et Gray, 1993; Yue et al., 2002c; Yue et Wang, 2002a; Yue et Pilon, 2003; Yue et al., 2003; Yue et Wang, 2004)

L'existence d'autocorrélation dans les séries crée des tendances apparentes qui peuvent conclure à un taux de rejet important de l'hypothèse H_0 , donc indiquer une tendance alors même qu'elle n'est que la manifestation d'une certaine autocorrélation.

La figure ci-dessous (Illustration 54), empruntée à la thèse de B. Renard, illustre ce phénomène.

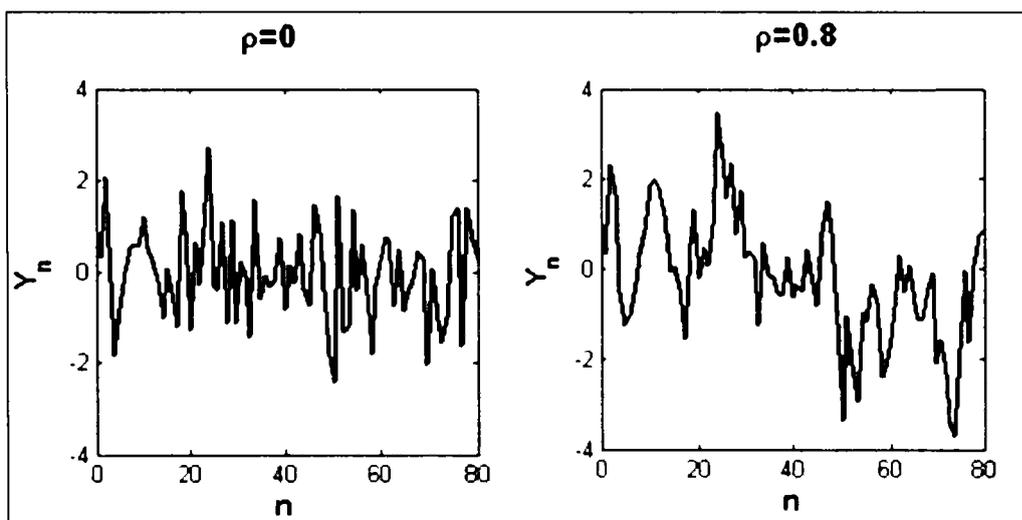


Illustration 54– Tendance apparente induite par une autocorrélation des données
Source : Thèse B. Renard, 2006

La série de gauche a été générée suivant un "bruit blanc" gaussien (autocorrélation $\rho =0$) et la seconde par un processus autorégressif d'ordre 1 (autocorrélation $\rho =0.8$); sur celle-ci, on observe en effet une tendance apparente à la baisse.

et B. Renard de conclure :

" Le problème de distinguer ce qui relève de l'autocorrélation ou d'une tendance déterministe dans la détection de non-stationnarité est un problème quasiment insoluble, comme le note Jaruskova (1997): « if the finite part of a time series is observed, it is impossible to distinguish between a stationary series with the positive dependence between the neighbouring observations and a sequence of independent variables with the slowly changing mean ».

Ceci implique qu'il faut faire *a priori* le choix d'un modèle qui permet ou ne permet pas de prendre en compte l'autocorrélation, grâce à des considérations physiques du phénomène étudié notamment..."

Pour s'affranchir de ce problème, plusieurs méthodes ont été proposées (cf références citées ci-dessus).

Dans ce travail, les méthodes basées sur le calcul d'un nombre d'observations supposées effectivement indépendantes (*effective number of independant observations*) ont été utilisées (cf § 5.1.5.2 ci-après).

5.1.5. Recherche d'une tendance par régression linéaire

5.1.5.1. Les valeurs de la série ne sont pas corrélées entre elles

- *Conditions d'application du test de détection*

Le modèle de régression linéaire est le suivant :

$$Y = a.t + b + E$$

- Y est la variable aléatoire associée aux valeurs mesurées y(t),
- t est le temps,
- a est le coefficient de la régression (la pente de la droite),
- E est une variable aléatoire représentant les écarts par rapport à la droite de régression a.t + b

On souhaite savoir si le coefficient a est significativement différent de 0. L'hypothèse nulle à tester est donc "H₀: a=0"

Outre le fait que les valeurs de la série étudiée ne doivent pas être corrélées entre elles (hypothèse d'indépendance à la base de toute étude probabiliste) l'application du test suppose que les valeurs e_i de la variable E (les "erreurs") soient :

- distribuées suivant une loi normale (les valeurs de la série devant suivre aussi une loi normale) ,
- de moyenne nulle,
- non corrélées entre elles.

Le respect de ces conditions a été vérifié en préalable à l'application de ce test :

- calcul des résidus,
- calcul de la moyenne des résidus,
- test de Shapiro-Wilk (cf annexe) pour vérifier la "normalité" de la distribution,
- test de Durbin-Watson (cf annexe) pour vérifier l'absence d'autocorrélation.

- *Mise en œuvre du test de régression linéaire*

Si A désigne la variable aléatoire associée au coefficient de régression a, on montre que la variable aléatoire T définie par :

$$T = \frac{A - a}{\sqrt{\text{Var}[A]}}$$

suit une loi de Student à (n-2) degrés de liberté, expression dans laquelle Var[A] est la variance de A, donnée par :

$$\text{Var}[A] = \frac{1}{n-2} \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - (at_i + b))^2}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}$$

Remarque :

Lorsque les valeurs du temps progressent régulièrement $t_i = 1, 2, 3, 4, \dots$, on a :

$$\text{Var}[A] = \frac{12 \sum_{i=1}^n (y_i - (at_i + b))^2}{(n-2)n(n^2 - 1)}$$

• Significativité

Sous l'hypothèse $H_0 : a = 0$, la *statistique du test* est :

$$T = \frac{\hat{a}}{\sqrt{\text{Var}[A]}} \quad \text{où } \hat{a} \text{ est la valeur estimée de } a$$

Etant donné un seuil de risque α , l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée au seuil α si la valeur calculée de T (T_{calc}) est supérieure ou égale à la valeur T_{Stud} de la loi de Student à $n-2$ degrés de liberté pour une probabilité $1-\alpha/2$:

$$\text{rejet de } H_0 \text{ si : } T_{\text{calc}} \geq T_{\text{Stud}}(n-2, 1-\alpha/2)$$

ou bien si la p-value correspondant à la valeur T calculée est inférieure au seuil de risque α ,

$$\text{rejet de } H_0 \text{ si : } p\text{-value}(T_{\text{calc}}) < \alpha$$

5.1.5.2. Les valeurs de la série sont corrélées entre elles.

Comme mentionné ci-dessus, la présence d'autocorrélation dans une série de données biaise les tests statistiques qui reposent sur l'hypothèse d'indépendance des valeurs de la série (réalisations d'une variable aléatoire).

Pour pouvoir utiliser le test de régression linéaire, une solution (Bayley et Hammersley, 1946 – Lettenmaier, 1976) consiste à remplacer le nombre de valeurs n par un nombre $n^* < n$ ("*effective number of independant observations*"), ce nombre n^* renvoyant à une série dont les n^* valeurs correspondraient à des observations indépendantes (condition d'application du test de régression). Ce nombre n^* est calculé par la relation :

$$\frac{1}{n^*} = \frac{1}{n} + \frac{2}{n^2} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k)\rho_k$$

ρ_k est le coefficient d'autocorrélation d'ordre k de la série des résidus (tendance ôtée).

Le test de la régression est alors modifié en appliquant à la variance de la variable A un facteur correctif $\gamma = n/n^*$:

$$\text{Var}[A]_p = \frac{n}{n^*} \text{Var}[A]_{p=0} \quad \text{avec} \quad \frac{n}{n^*} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{n-1} \left(1 - \frac{k}{n}\right) \rho_k$$

La statistique de Ljung-Box a été utilisée pour tester l'hypothèse d'indépendance des valeurs de la série : l'hypothèse nulle H_0 est que les m coefficients d'autocorrélation sont nuls:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$$

La statistique du test est :

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{\rho_j}{T-j}$$

5.1.6. Recherche d'une tendance par le test de Mann-Kendall

5.1.6.1. Les valeurs de la série ne sont pas corrélées entre elles

- *Conditions d'application*

S'applique à un échantillon de n valeurs indépendantes (non corrélées entre elles) pour détecter des tendances "monotones".

- *Mise en œuvre du test*

Le test repose sur le calcul de la somme suivante :

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k)$$

où x_j et x_k sont deux valeurs successives de la série ($j > k$) et où :

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{si } x_j - x_k > 0 \\ 0 & \text{si } x_j - x_k = 0 \\ -1 & \text{si } x_j - x_k < 0 \end{cases}$$

On dénombre donc pour tous les couples (x_j, x_k) le nombre de cas où la 2^{ème} valeur est supérieure à la 1^{ère} et le nombre de cas où c'est l'inverse et on fait la différence entre ces deux nombres. Si la série est stationnaire, S doit être proche de 0.

Le test ne nécessite pas d'hypothèse sur le distribution des valeurs (test non paramétrique). Si la série est stationnaire (hypothèse H_0), alors :

- la moyenne de S est : $E(S) = 0$
- et sa variance est : $\text{Var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$

S'il y a des valeurs égales dans la série, la variance $\text{Var}(S)$ doit être calculée comme suit :

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q E_p(E_p-1)(2E_p+5) \right]$$

où E_p désigne le nombre d'égalités identifiées dans la série impliquant p valeurs.

Si le nombre n de valeurs de la série est supérieur à 10, la mise en œuvre du test fait intervenir la variable aléatoire Z définie par :

$$Z = \frac{S - 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} \text{ si } S > 0$$

$$Z = \frac{S + 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} \text{ si } S < 0$$

$$Z = 0 \text{ si } S = 0$$

Une valeur positive de Z indique une tendance croissante (cf remarque ci-après)

Cette variable suit (approximativement) une loi normale centrée réduite. La probabilité d'observer une tendance pour laquelle la valeur de Z est au moins égale en valeur absolue à z_{obs} est alors :

$$P(|Z| \geq |z_{\text{obs}}|) = 2(1 - \Phi(|z_{\text{obs}}|))$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale.

L'hypothèse de stationnarité sera rejetée au niveau de signification α si cette probabilité calculée (p-value) est inférieure à α (elle est peu probable).

Le résultat du test, au niveau de signification α , s'obtient aussi en comparant la valeur z_{obs} obtenue pour Z à la valeur théorique z_{th} de la distribution cumulée de la loi normale centrée réduite (fonction de répartition). Pour un test bilatéral (*two-tailed test*) visant la détection d'une tendance à un niveau de confiance α , H_0 est rejetée si la valeur absolue de Z est supérieure à $Z_{1-\alpha/2}$.

$$\text{si } |Z_{\text{obs}}| > Z_{\text{th}(1-\alpha/2)}, \text{ rejet de } H_0 \text{ au seuil de confiance } \alpha$$

Remarque : la pente de la tendance peut être calculée comme ci-dessus (coefficient a de la régression linéaire). Une autre méthode a été proposée par Sen (1968), la pente étant calculée comme suit :

$$a_{\text{Sen}} = \text{Médiane} \left[\frac{(x_j - x_i)}{(j - i)} \right] \quad \forall j < i$$

x_j et x_i sont respectivement la $j^{\text{ème}}$ et la $i^{\text{ème}}$ observation de la série.

La pente ainsi calculée est une estimation plus robuste de la pente de la tendance que celle issue de la régression où l'existence de valeurs très fortes ou très faibles peut biaiser le calcul de la pente. Au contraire, avec la méthode de Sen, la pente n'est pas très affectée par la présence de valeurs extrêmes.

5.1.6.2. Les valeurs de la série sont corrélées entre elles

Comme pour le cas de la régression linéaire, pour s'affranchir de l'autocorrélation, il est possible de calculer un nombre n^* d'observations supposées indépendantes, ce qui revient à substituer à la série initiale de n valeurs autocorrélées une série de n^* valeurs indépendantes, $n^* < n$ (nombre équivalent d'observations indépendantes).

Comme dans le cas de la régression linéaire, le nombre n^* peut être calculé en utilisant l'expression donnée par Bayley et Hammersley (1946) :

$$\frac{1}{n^*} = \frac{1}{n} + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} \left(1 - \frac{k}{n}\right) \rho_k \quad \rho_k \text{ étant le coefficient d'autocorrélation d'ordre } k$$

et :

$$\text{Var}(S) = \frac{n}{n^*} \text{Var}_{\rho=0}(S)$$

Hamed et Rao (1998) retiennent cette méthode mais proposent un calcul de n^* différent :

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k)(n-k-1)(n-k-2) \rho_k$$

Les deux expressions ont été utilisées dans les traitements réalisés

5.1.7. Recherche d'une rupture par le test de Pettitt

Ce test peut être utilisé pour savoir si la série étudiée présente une rupture significative. Il s'agit d'un test non paramétrique.

L'hypothèse nulle est H_0 = "absence de rupture" dans la série.

La mise en œuvre du test repose sur la variable aléatoire suivante :

$$U(k) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_j - X_i)$$

Comme dans le cas du test de Mann-Kendall :

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{si } x_j - x_k > 0 \\ 0 & \text{si } x_j - x_k = 0 \\ -1 & \text{si } x_j - x_k < 0 \end{cases}$$

La variable U s'apparente à la variable S du test de Mann-Kendall, mais dans ce cas les couples de valeur (x_j, x_i) sont formés par sélection d'une valeur de part et d'autre d'un point de rupture supposé de rang k dans la série. En faisant varier k de 1 à $n-1$, on obtient donc une variable U fonction de k .

La statistique de test est alors la variable :

$$Z = \max |U(k)|, k=1, \dots, n-1$$

La rupture possible se situerait alors au rang k_R correspondant au maximum de $U(k)$.

La probabilité de dépassement de la valeur Z_{k_R} prise par la statistique Z du test sur la série observée est donnée par (Pettitt, 1979) :

$$\text{Prob}(Z > z_{k_R}) = 2 \exp\left(\frac{-6z_{k_R}^2}{n^3 + n^2}\right)$$

Pour un niveau de confiance α , l'hypothèse d'une rupture dans la série sera rejetée si cette valeur de probabilité est inférieure à α .

5.1.8. Remarques sur les calculs

Tous les traitements ont été automatisés (boucle sur les piézomètres), à l'exception des graphiques, réalisés avec Excel ou XLSTAT en y important les fichiers de sortie du programme Fortran.

Pour le test de Shapiro-Wilk, la programmation utilise l'algorithme AS R94 (SWILK) publié dans la revue *Applied Statistics Journal* (1995) Vol.44, n°4. Tous les autres tests ont été "écrits" puis validés par utilisation des logiciels XLSTAT et R.

Les traitements ont été faits avec 2 options lorsqu'il y a autocorrélation : tendance non retirée (option1) et tendance retirée (option 2). Le calcul du nombre d'observations indépendantes effectives n^* (tests "modifiés") est alors fait avec les coefficients d'autocorrélation des résidus (tendance retirée de la série de valeurs considérée).

On présente d'abord les résultats permettant d'identifier les piézomètres présentant une tendance à la baisse significative (§ 5.2), puis ceux permettant d'identifier les piézomètres présentant une tendance à la hausse significative (§ 5.3)

Une synthèse est faite au § 5.4.

Les séquences de calcul sont résumées dans le tableau 2 suivant.

Remarque

Lorsque test de rupture et test de tendance sont simultanément significatifs, rigoureusement, il faudrait refaire un calcul de tendance de part et d'autre de la date de rupture. Mais le nombre de données sur chaque partie de la chronique devient alors un facteur limitant à l'application des tests.

Calculs préalables	Statistiques de base sur les données initiales (à pas de temps irrégulier) : <ul style="list-style-type: none"> - nombre d'années, nombre de valeurs par année, - moyenne, écart-type, coefficient de variation, - maximum annuel, minimum annuel 	
	Construction des séries à traiter pour chaque piézomètre avec les variables suivantes : <ul style="list-style-type: none"> - valeurs moyennes annuelles - valeurs maximales observées chaque année - valeurs minimales observées chaque année - moyennes annuelles des valeurs maximales mensuelles - moyennes annuelles des valeurs minimales mensuelles - moyennes d'un mois particulier (Oct., Nov., Déc.) 	
Calcul des coefficients d'autocorrélation	Calcul de l'autocorrélation sur chacune des séries pour chaque variable	
Recherche de tendance	Régression linéaire ($Y = at + b + E$)	
	<ul style="list-style-type: none"> - calcul de la droite de régression $D = at + b$ - calcul des résidus $Y - D$ - calcul de la moyenne des résidus, - test de Shapiro-Wilk pour vérifier la "normalité" de la distribution, - test de Durbin-Watson pour vérifier l'absence d'autocorrélation des résidus. 	
	Autocorrélation non significative dans la série	Autocorrélation significative dans la série (test de Ljung-Box)
	Test sur le coefficient de régression	Régression linéaire modifiée : calcul d'un nombre d'observations supposées indépendantes $n^* < n$ (Bayley et Hammersley, 1946)
	Application des tests: 1) en gardant dans la série la tendance calculée (option 1) 2) en ôtant de la série la tendance calculée (option 2)	
	Mann Kendall	
Autocorrélation non significative dans la série	Autocorrélation significative dans la série (test de Ljung-Box)	
Test de Mann-Kendall et calcul de la pente par la méthode de Sen (cf remarque du § 5.1.6.1)	Test de Mann-Kendall modifié: calcul d'un nombre d'observations supposées indépendantes $n^* < n$ 1) Bayley et Hammersley, 1946 2) Hamed et Rao (1998)	

Tableau 2 - Séquences de traitements des séries de données

5.2. PIÉZOMÈTRES EN BAISSÉ SIGNIFICATIVE

5.2.1. Exemples

a) Piézomètre 08511X0036 (nappe à cycle annuel)

L'évolution des profondeurs est présentée par l'illustration 55.

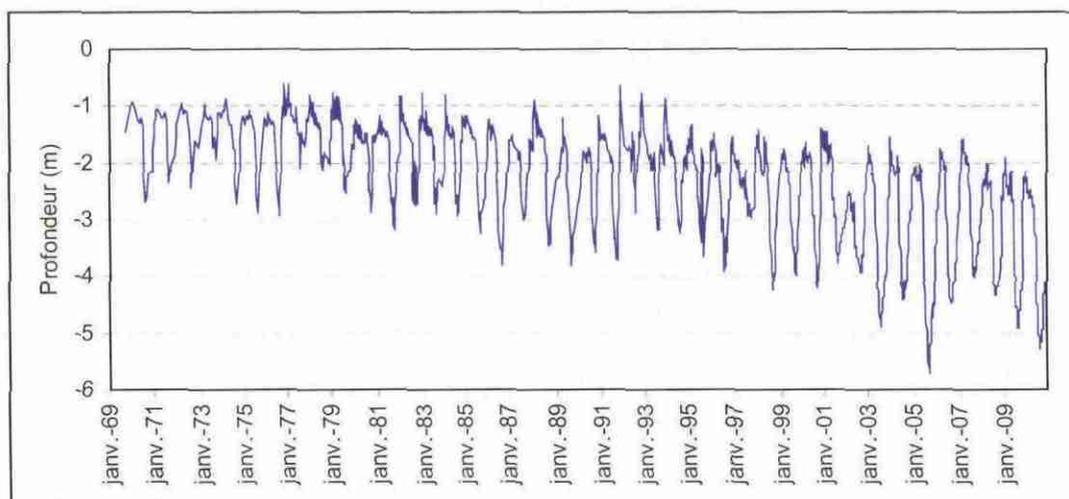


Illustration 55 – Evolutions des profondeurs au piézomètre 08511X0036 de 1969 à 2010

- Caractéristiques de la série des données brutes (tableau 3)
 - 42 années de mesure (1969-2010), 2235 valeurs.
 - Valeur minimale : -5.7 m
 - Valeur maximale : -0.6 m
 - Amplitude maximale : 5.1 m

Mise en garde pour l'interprétation : le nombre de mesures est inférieur à 50 par an sur 31 années.

- Autocorrélation (Illustration 56 et tableau 3)

L'autocorrélation sur les séries dérivées (moyennes, mini, maxi, ...) est forte (de 0.64 à 0.83 à l'ordre 1) et le test de Ljung Box est significatif au niveau de confiance de 1%.

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

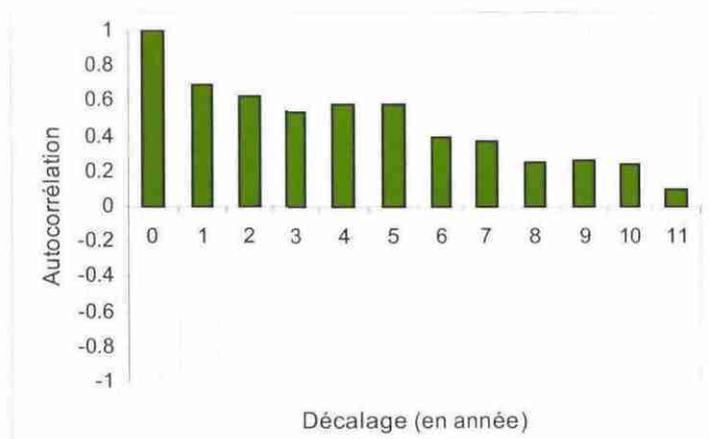


Illustration 56 - Piézomètre 08511X0036 : autocorrélation dans la série des minima

```

=====
97    PIEZOMETRE : 08511X0036
=====
Nombre de valeurs :          2235
Mini=   -5.72  Maxi=   -0.62  Amplitude max.    5.10
Moyenne=  -2.74  Ecart-type=  1.11  Coeff. variation(%)=  40.61

Nombre d années :          42 à partir de          1969
Attention ! moins de 50 valeurs pour          31 années:
1969 1970 1971 1972 1973 1974 1975 1976 1977 1978 1979 1980 1981 1982 1985
1986 1987 1988 1989 1990 1991 1992 1993 1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000
2002

AUTOCORRELATION
=====
1) sur valeurs moyennes annuelles
  0.829 0.774 0.711 0.658 0.604 0.501 0.447 0.362 0.263 0.211
  Test Ljung-Box signif. à 1%
2) sur valeurs maxi
  0.639 0.585 0.641 0.488 0.416 0.462 0.391 0.282 0.229 0.157
  Test Ljung-Box signif. à 1%
3) sur valeurs mini
  0.691 0.623 0.543 0.579 0.581 0.392 0.372 0.255 0.266 0.241
  Test Ljung-Box signif. à 1%
4) sur valeurs moyennes maxi
  0.806 0.731 0.693 0.669 0.569 0.482 0.441 0.374 0.262 0.206
  Test Ljung-Box signif. à 1%
5) sur valeurs moyennes mini
  0.836 0.758 0.714 0.679 0.594 0.499 0.445 0.361 0.263 0.214
  Test Ljung-Box signif. à 1%
6) sur valeurs moyennes du mois de Décembre
  0.676 0.573 0.417 0.388 0.308 0.268 0.151 0.065 0.025 0.039
  Test Ljung-Box signif. à 1%

```

Tableau 3 - Piézomètre 08511X0036 : test d'autocorrélation

• Vérification des conditions d'application du test de régression

Le tableau suivant, présente les résultats des calculs faits sur les résidus, résultats qui montrent que les conditions d'application sont remplies.

```

08511X0036
*** Valeurs moyennes ***
Moyenne : -3.9736431E-08
Autocorrelation : 0.295 0.130 0.115 0.041 0.189
Valeur du test DW: 1.360 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9796027 PW= 0.6461845
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs maxi ***
Moyenne : 4.1155587E-08
Autocorrelation : 0.171 0.115 0.354 -0.013 -0.128
Valeur du test DW: 1.601 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9669738 PW= 0.2604165
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs mini ***
Moyenne : -3.0440944E-07
Autocorrelation : 0.042 -0.078 -0.273 0.005 0.324
Valeur du test DW: 1.836 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9818876 PW= 0.7342764
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs max moy ***
Moyenne : -2.1216415E-07
Autocorrelation : 0.305 0.045 0.077 0.117 -0.061
Valeur du test DW: 1.335 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9751198 PW= 0.4823412
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs min moy ***
Moyenne : -4.0729842E-07
Autocorrelation : 0.299 0.023 0.060 0.086 0.037
Valeur du test DW: 1.354 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9854047 PW= 0.8602570
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
    
```

Tableau 4 – Piézomètre 08511X0036 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire

Exemple pour la série des valeurs moyennes annuelles :

- moyenne des résidus : -3.9710^{-8} ,
- le test de Durbin-Watson conclut à une autocorrélation non significative (à l'ordre 1, le coefficient d'autocorrélation est de 0.295),
- le test de Shapiro-Wilk ne conduit pas à un rejet de l'hypothèse de normalité (au seuil de 5%).

• Détection de tendances

Le tableau suivant résume les résultats obtenus dans le cas de l'option 1. Les 2 tests détectent une tendance à la baisse sur toutes les variables au seuil de 1% (sauf pour Mann-Kendall sur les valeurs de Décembre, où le seuil est de 5%).

	Autocorrélation	Test "modifié"	Significativité Régression	Significativité Man-Kendall	Test de Pettitt (rupture)
Valeurs moyennes	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1989)
Valeurs maximales	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1995)
Valeurs minimales	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1989)
Moyenne des maxi.	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	
Moyenne des mini.	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	
Valeurs moyennes de Déc.	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 5%	

Tableau 5 - Piézomètre 08511X0036 : résultats des tests de tendance et de rupture

L'illustration 57 représente les séries de valeurs moyennes annuelles, de minima et de maxima avec superposition des droites de régression.

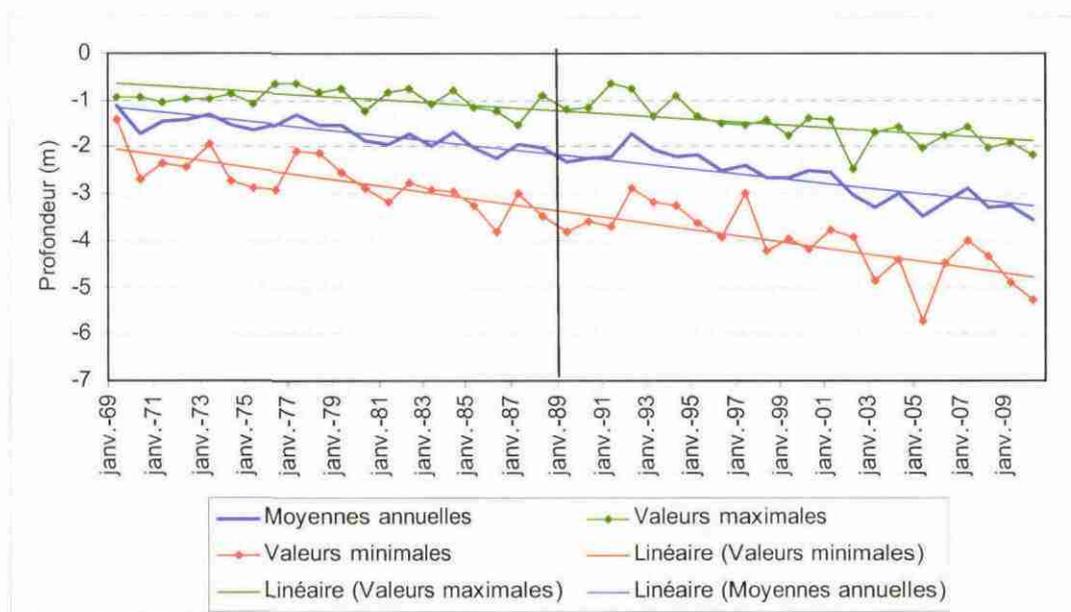


Illustration 57 – Tendances sur le piézomètre 08511X0036

Pour les valeurs moyennes, la pente est de 5 cm par an, soit une baisse de 2 m en 40 ans.

Pour les minima, elle est de 6.7 cm par an, soit une baisse de 2.7 m en 40 ans.

Pour les maxima, elle est de 2.9 cm par an, soit une baisse de 1.2 m en 40 ans.

Avec l'option 2, les 2 tests (régression et Mann-Kendall), concluent pour toutes les variables à des tendances toutes significatives au seuil de risque de 1%.

Les tableaux 6, 7 et 8 fournissent les détails des calculs réalisés.

REGRESSION LINEAIRE et Significativité	
=====	
1) sur valeurs moyennes annuelles	
Coeff. a de la droite at+b : -5.0337881E-02 Constante b: -1.176003	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000081	Nombre n* d'apres Bayley : 4
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-5.6089 -17.1043
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	1.6689301E-06
- Tendance significative au seuil de 1%	
2) sur valeurs maxi	
Coeff. a de la droite at+b : -2.9364713E-02 Constante b: -0.6525472	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000057	Nombre n* d'apres Bayley : 9
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-3.8843 -8.0551
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	3.7610531E-04
- Tendance significative au seuil de 1%	
3) sur valeurs mini	
Coeff. a de la droite at+b : -6.6770107E-02 Constante b: -2.047165	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000158	Nombre n* d'apres Bayley : 8
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-5.3044 -12.0097
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	4.4703484E-06
- Tendance significative au seuil de 1%	
4) sur valeurs moyennes maxi	
Coeff. a de la droite at+b : -4.5519833E-02 Constante b: -1.132217	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000081	Nombre n* d'apres Bayley : 5
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-5.0439 -14.5064
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	1.0311604E-05
- Tendance significative au seuil de 1%	
5) sur valeurs moyennes mini	
Coeff. a de la droite at+b : -5.4102637E-02 Constante b: -1.224187	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000089	Nombre n* d'apres Bayley : 4
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-5.7415 -17.8184
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	1.0728836E-06
- Tendance significative au seuil de 1%	
6) sur valeurs moyennes du mois de Décembre	
Coeff. a de la droite at+b : -4.7545169E-02 Constante b: -0.9661999	
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée: 0.000229	Nombre n* d'apres Bayley : 8
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-3.1452 -6.9282
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	3.2183528E-03
- Tendance significative au seuil de 1%	

Tableau 6 - Piézomètre 08511X0036 – Détection avec la méthode de régression linéaire (modifiée)

**Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique
sur les eaux souterraines – année 1**

TEST DE MANN-KENDALL et Significativité		
=====		
1) sur valeurs moyennes		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	4	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	5	
Correctif sur la variance :	7.491323	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	2.728287	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-4.8827298E-02	
Tendance significative au seuil de 1%		
2) sur valeurs maxi		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	9	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	10	
Correctif sur la variance :	3.892603	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	2.753525	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-2.6842104E-02	
Tendance significative au seuil de 1%		
3) sur valeurs mini		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	8	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	9	
Correctif sur la variance :	4.544271	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	3.331029	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-6.2352926E-02	
Tendance significative au seuil de 1%		
4) sur valeurs moyennes maxi		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	5	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	6	
Correctif sur la variance :	6.810968	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	2.724107	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-4.3393947E-02	
Tendance significative au seuil de 1%		
5) sur valeurs moyennes mini		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	4	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	5	
Correctif sur la variance :	7.706060	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	2.764024	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-5.1636361E-02	
Tendance significative au seuil de 1%		
6) sur valeurs du mois de Décembre		
*** Test de Mann-Kendall modifié ***		
Nombre n* d'apres Bayley :	8	
Nombre n* d'apres Hamed et Rao :	9	
Correctif sur la variance :	4.305977	
Valeur de la statistique Z du test (H&R):	2.353316	
Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% :	2.5758	1.9600
Pente calculée par la méthode de SEN	-4.5976177E-02	
Tendance significative au seuil de 5%		

Tableau 7 - Piézomètre 08511X0036 – Détection avec la méthode de Mann-Kendall (modifié)

TEST DE PETTITT et Significativité	
=====	
Hypothèse H0 testée: absence de rupture	
1) sur valeurs moyennes	
Valeur calculée du test de Pettitt :	414.0000
Probabilité de cette valeur:	2.5882780E-06
Rupture significative au seuil de risque de 1%	
Detectée au pas de temps :	1989
2) sur valeurs maxi	
Valeur calculée du test de Pettitt :	408.0000
Probabilité de cette valeur:	3.8233270E-06
Rupture significative au seuil de risque de 1%	
Detectée au pas de temps :	1995
3) sur valeurs mini	
Valeur calculée du test de Pettitt :	412.0000
Probabilité de cette valeur:	2.9495964E-06
Rupture significative au seuil de risque de 1%	
Detectée au pas de temps :	1989

Tableau 8 - Piézomètre 08511X0036 – Détection de rupture avec le test de Pettitt

b) Piézomètre 09724X0023 - Confluent Var-Esteron (nappe à cycle annuel)

L'évolution des profondeurs sur la série des données brutes est présentée par l'illustration 58.

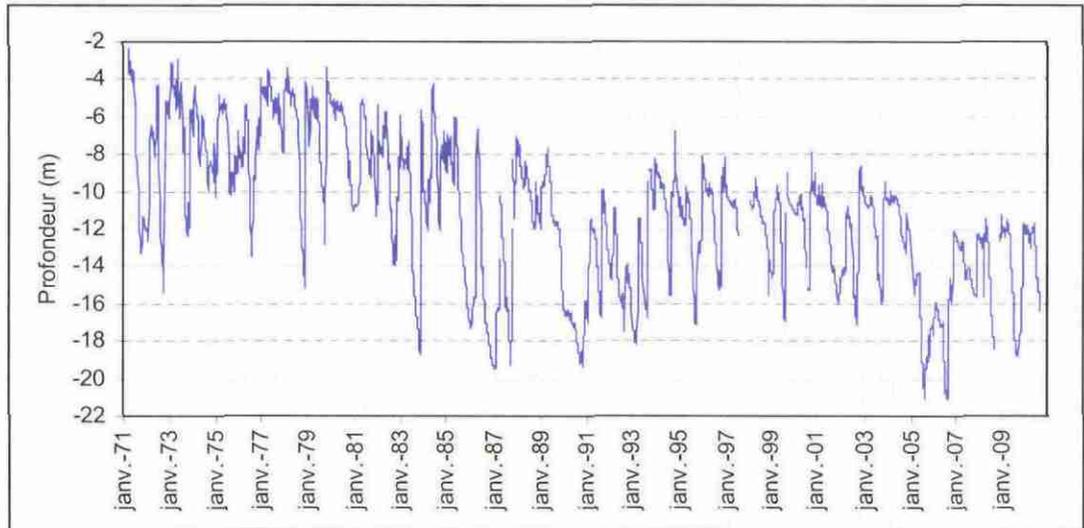


Illustration 58 – Piézomètre 09724X0023 : évolution des profondeurs de 1971 à 2010

- Caractéristiques de la série (tableau 9)
 - 40 années de mesure (1971-2010), 7112 valeurs (mais moins de 50 en 1971).
 - Valeur minimale : -21.07
 - Valeur maximale : -2.42
 - Amplitude maximale : 18.65
- Autocorrélation (Illustration 59 et tableau 9)

L'autocorrélation est présente significativement (au seuil 1%) sauf pour les valeurs minimales et les valeurs de Décembre.

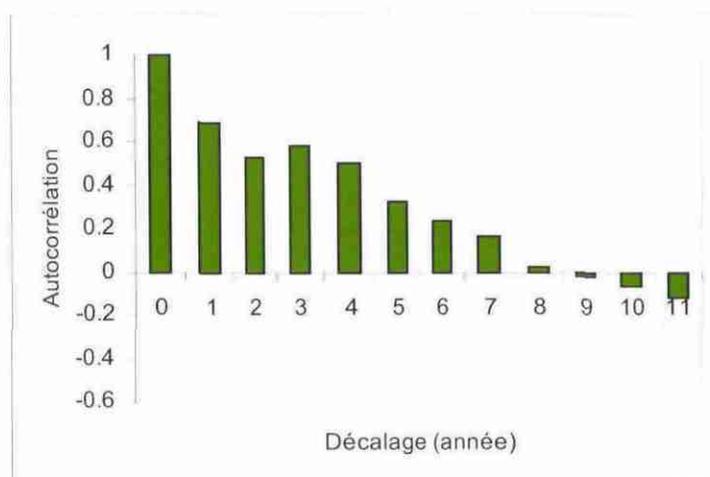


Illustration 59 - Piézomètre 09724X0023 – Autocorrélation dans la série des valeurs moyennes

```

=====
100  PIEZOMETRE : 09724X0023 CONFLUENT VAR ESTERON -P2
=====
Nombre de valeurs : 7112
Mini= -21.07 Maxi= -2.42 Amplitude max. 18.65
Moyenne= -12.47 Ecart-type= 3.61 Coeff. variation(%)=
28.96

Nombre d années : 40 à partir de 1971
Attention ! moins de 50 valeurs pour 1 années:
1971

AUTOCORRELATION
=====
1) sur valeurs moyennes annuelles
0.692 0.527 0.582 0.502 0.327 0.232 0.163 0.022 -0.022 -0.071
Test Ljung-Box signif. à 1%
2) sur valeurs maxi
0.737 0.681 0.563 0.462 0.436 0.321 0.277 0.221 0.164 0.130
Test Ljung-Box signif. à 1%
3) sur valeurs mini
0.385 0.232 0.438 0.389 0.070 0.092 0.174 -0.039 -0.055 -0.092
4) sur valeurs moyennes maxi
0.714 0.578 0.600 0.520 0.376 0.267 0.205 0.075 0.035 -0.022
Test Ljung-Box signif. à 1%
5) sur valeurs moyennes mini
0.669 0.495 0.595 0.493 0.297 0.243 0.148 0.018 -0.004 -0.073
Test Ljung-Box signif. à 1%
6) sur valeurs moyennes du mois de Décembre
0.388 0.103 0.174 0.347 0.341 0.135 -0.068 -0.111 0.009 -0.031

```

Tableau 9 - Piézomètre 09724X0023 : test d'autocorrélation

• Vérification des conditions d'application du test de régression

Le tableau suivant présente les résultats des calculs faits sur les résidus, résultats qui montrent que les conditions d'application du test de régression ne sont remplies que pour la série des valeurs minimales :

- moyenne des résidus : $-6.8 \cdot 10^{-7}$,
- le test de Durbin-Watson conclut à une autocorrélation non significative (à l'ordre 1, le coefficient d'autocorrélation est de 0.111),
- le test de Shapiro-Wilk ne conduit pas à un rejet de l'hypothèse de normalité (au seuil de 5%).

```

09724X0023
*** Valeurs moyennes ***
Moyenne : -3.9041043E-07
Autocorrélation : 0.413 0.110 0.305 0.210 -0.003
Valeur du test DW: 1.156 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.8804492 PW= 5.4123480E-04
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
*** Valeurs maxi ***
Moyenne : 4.0531160E-07
Autocorrélation : 0.313 0.237 0.030 -0.127 -0.040
Valeur du test DW: 1.367 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.7608100 PW= 1.1357910E-06
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
*** Valeurs mini ***
Moyenne : -6.7651274E-07
Autocorrélation : 0.111 -0.102 0.237 0.204 -0.157
Valeur du test DW: 1.762 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9750725 PW= 0.5124081
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs max moy ***
Moyenne : 1.5139580E-06
Autocorrélation : 0.382 0.128 0.286 0.193 0.030
Valeur du test DW: 1.216 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.8873785 PW= 8.3752477E-04
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
*** Valeurs min moy ***
Moyenne : 3.9637089E-07
Autocorrélation : 0.382 0.070 0.347 0.209 -0.035
Valeur du test DW: 1.216 Bornes théoriques : 1.250 1.340
Autocorrélation significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9067583 PW= 3.0244722E-03
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
*** Valeurs de Déc. ***
Moyenne : -1.0490418E-06
Autocorrélation : 0.200 -0.160 0.010 0.268 0.269
Valeur du test DW: 1.593 Bornes théoriques : 1.190 1.310
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9037225 PW= 4.9863704E-03
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
    
```

Tableau 10 – Piézomètre 09724X0023 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire

• Détection de tendances

Le tableau suivant résume les résultats obtenus dans le cas de l'option 1. Les 2 tests de tendance détectent une baisse sur toutes les variables, soit au seuil de 1%, soit au seuil de 5% (mais dans le cas de la régression, les conditions d'application ne sont remplies que pour la série des minima).

	Autocorrelation	Test "modifié"	Significativité Régression	Significativité Man-Kendall	Test de Pettitt (rupture)
Valeurs moyennes	oui	oui	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 5%	oui, au seuil 1% (en 1986)
Valeurs maximales	oui	oui	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1986)
Valeurs minimales	non	non	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1986)
Moyenne des maxi.	oui	oui	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 5%	
Moyenne des mini.	oui	oui	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 5%	
Valeurs moyennes de Déc.	non	non	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 1%	

Tableau 11- Piézomètre 09724X0023 : résultats des tests de tendance et de rupture

L'illustration 60 représente les séries de valeurs moyennes annuelles, de minima et de maxima avec superposition des droites de régression.

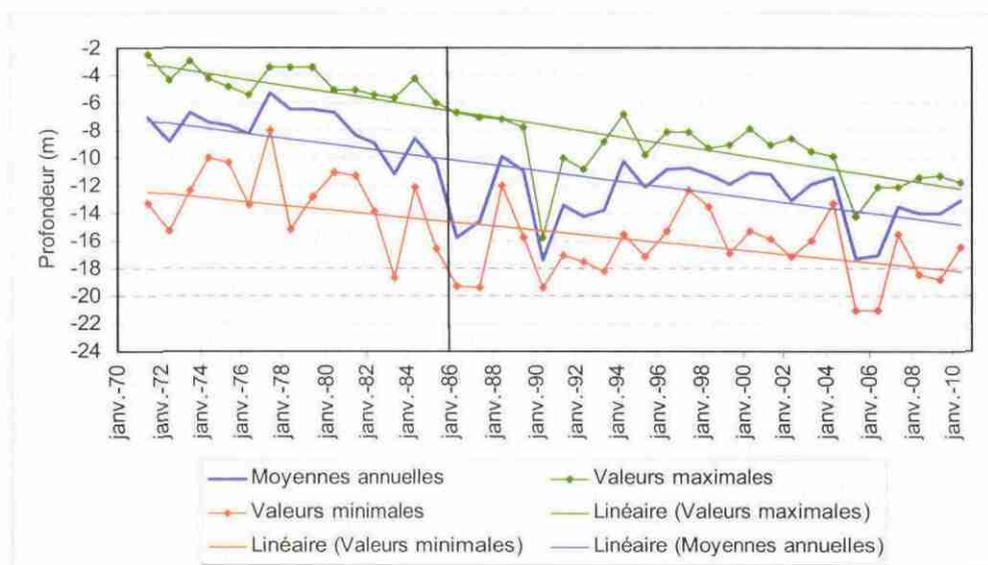


Illustration 60 - Tendances sur le piézomètre 09724X0023

Pour les valeurs moyennes, la pente est de 19.4 cm par an, soit une **baisse de 7.8 m en 40 ans**.

Pour les minima, elle est de 14.9 cm par an, soit une **baisse de 6 m en 40 ans**.

Pour les maxima, elle est de 23.1 cm par an, soit une **baisse de 9.2 m en 40 ans**.

Avec l'option 2, les 2 tests (régression et Mann-Kendall), concluent pour toutes les variables à des tendances toutes significatives au seuil de risque de 1%.

Les tableaux 12, 13 et 14 fournissent les détails des calculs réalisés.

REGRESSION LINEAIRE et Significativité	
=====	
1) sur valeurs moyennes annuelles	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.1946478 Constante b: -7.270186
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée:	0.004871 Nombre n* d'apres Bayley : 7
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-2.7889 -6.3108
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	8.2191825E-03
- Tendance significative au seuil de 1%	
2) sur valeurs maxi	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.2315760 Constante b: -3.213769
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée:	0.003701 Nombre n* d'apres Bayley : 6
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-3.8066 -9.3778
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	4.9906969E-04
- Tendance significative au seuil de 1%	
3) sur valeurs mini	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.1487852 Constante b: -12.42444
Significativité :	
- Valeur calculée du test de Student:	-4.125795
- Probabilité de cette valeur (pvalue):	1.9407272E-04
- Tendance significative au seuil de 1%	
4) sur valeurs moyennes maxi	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.2019722 Constante b: -6.582302
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée:	0.004483 Nombre n* d'apres Bayley : 7
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-3.0164 -7.1111
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	4.5440197E-03
- Tendance significative au seuil de 1%	
5) sur valeurs moyennes mini	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.1884328 Constante b: -8.157188
*** Tests avec correction autocorrélation ***	
Significativité avec correction Bayley :	
- Variance corrigée:	0.004556 Nombre n* d'apres Bayley : 8
- Val. calc. pour test Student avec et sans correction)	-2.7916 -6.0779
- Probabilité de la valeur corrigée (pvalue):	8.1624389E-03
- Tendance significative au seuil de 1%	
6) sur valeurs moyennes du mois de Décembre	
Coeff. a de la droite at+b :	-0.1863772 Constante b: -7.603776
Significativité :	
- Valeur calculée du test de Student:	-3.611715
- Probabilité de cette valeur (pvalue):	9.9778175E-04
- Tendance significative au seuil de 1%	

Tableau 12 - Piézomètre 09724X0023 – Détection avec la méthode de régression linéaire

TEST DE MANN-KENDALL et Significativité

=====

1) sur valeurs moyennes

*** Test de Mann-Kendall modifié ***

Nombre n* d'après Bayley : 7

Nombre n* d'après Hamed et Rao : 8

Correctif sur la variance : 4.512353

Valeur de la statistique Z du test (H&R): 2.298143

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.5758 1.9600

Pente calculée par la méthode de SEN -0.1820894

Tendance significative au seuil de 5%

2) sur valeurs maxi

*** Test de Mann-Kendall modifié ***

Nombre n* d'après Bayley : 6

Nombre n* d'après Hamed et Rao : 7

Correctif sur la variance : 5.220050

Valeur de la statistique Z du test (H&R): 2.855911

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.5758 1.9600

Pente calculée par la méthode de SEN -0.2233968

Tendance significative au seuil de 1%

3) sur valeurs mini

S de Kendall : 283.0000 Statistique Z du test : 3.285815

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.575800

1.960000

Pente calculée par la méthode de SEN -0.1395553

Tendance significative au seuil de 1%

4) sur valeurs moyennes maxi

*** Test de Mann-Kendall modifié ***

Nombre n* d'après Bayley : 7

Nombre n* d'après Hamed et Rao : 8

Correctif sur la variance : 4.842408

Valeur de la statistique Z du test (H&R): 2.366690

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.5758 1.9600

Pente calculée par la méthode de SEN -0.1902053

Tendance significative au seuil de 5%

5) sur valeurs moyennes mini

*** Test de Mann-Kendall modifié ***

Nombre n* d'après Bayley : 8

Nombre n* d'après Hamed et Rao : 9

Correctif sur la variance : 4.219186

Valeur de la statistique Z du test (H&R): 2.274545

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.5758 1.9600

Pente calculée par la méthode de SEN -0.1795153

Tendance significative au seuil de 5%

6) sur valeurs du mois de Décembre

S de Kendall : 241.0000 Statistique Z du test : 3.408344

Valeurs de la loi normale aux seuils 1% et 5% : 2.575800

1.960000

Pente calculée par la méthode de SEN -0.1949200

Tendance significative au seuil de 1%

Tableau 13 - Piézomètre 09724X0023 – Détection avec la méthode de Mann-Kendall

```
TEST DE PETTITT et Significativité
=====
Hypothèse H0 testée: absence de rupture
1) sur valeurs moyennes
Valeur calculée du test de Pettitt :    355.0000
Probabilité de cette valeur:    1.9726855E-05
Rupture significative au seuil de risque de 1%
Detectée au pas de temps :          1986
2) sur valeurs maxi
Valeur calculée du test de Pettitt :    359.0000
Probabilité de cette valeur:    1.5191885E-05
Rupture significative au seuil de risque de 1%
Detectée au pas de temps :          1986
3) sur valeurs mini
Valeur calculée du test de Pettitt :    355.0000
Probabilité de cette valeur:    1.9726855E-05
Rupture significative au seuil de risque de 1%
Detectée au pas de temps :          1986
```

Tableau 14 - Piézomètre 09724X0023 – Détection de rupture avec le test de Pettitt

c) Piézomètre 05264X0029 (nappe à double cycle avec l'annuel plus marqué)

L'évolution des profondeurs pour la série des données brutes est présentée par l'illustration 61.

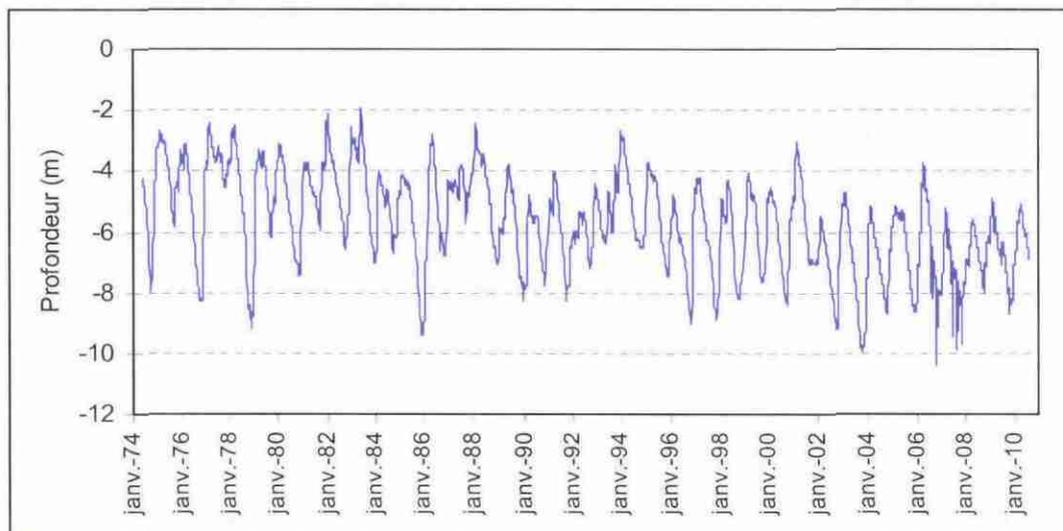


Illustration 61 - Piézomètre 05264X0029: évolution des profondeurs de 1974 à 2010

• Caractéristiques de la série (tableau 16)

- 37 années de mesure (1974-2010),
- 4244 valeurs, mais moins de 50 en : 1985 1988 1989 1990 1994 1997 1999 2002
- Valeur minimale : -10.39
- Valeur maximale : -1.90
- Amplitude maximale : 8.49

• Autocorrélation (Illustration 62 et tableau 15)

L'autocorrélation est présente significativement dans les séries (au seuil 1%) sauf pour les valeurs minimales et les valeurs de Décembre.

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

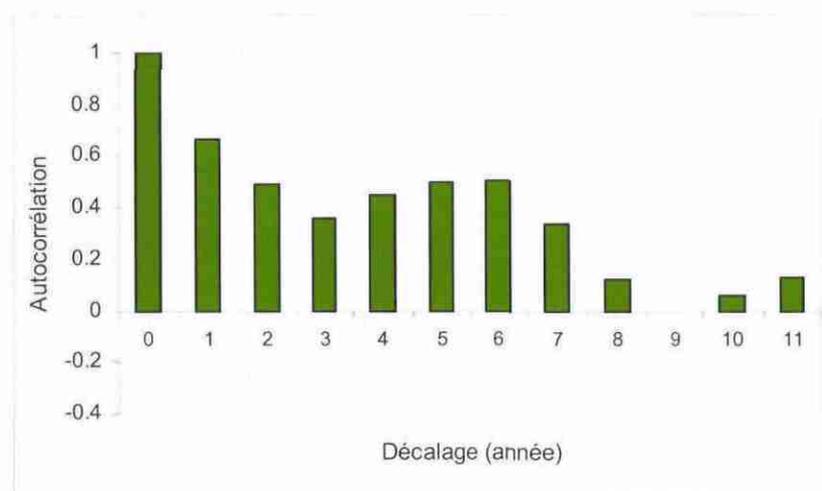


Illustration 62 - Piézomètre 05264X0029 – Autocorrélation dans la série des valeurs moyennes

```

=====
118  PIEZOMETRE : 05264X0029 champ captant de la Croix Millot
=====
Nombre de valeurs : 4244
Mini= -10.39 Maxi= -1.90 Amplitude max. 8.49
Moyenne= -6.15 Ecart-type= 1.54 Coeff. variation(%)=
25.11

Nombre d années : 37 à partir de 1974
Attention ! moins de 50 valeurs pour 8 années:
1985 1988 1989 1990 1994 1997 1999 2002

AUTOCORRELATION
=====
1) sur valeurs moyennes annuelles
0.666 0.489 0.357 0.446 0.497 0.506 0.341 0.125 -0.003 0.056
Test Ljung-Box signif. à 1%
2) sur valeurs maxi
0.553 0.465 0.414 0.296 0.524 0.452 0.278 0.173 0.000 0.029
Test Ljung-Box signif. à 1%
3) sur valeurs mini
0.211 0.079 0.026 0.072 0.110 0.313 0.246 -0.139 -0.138 0.062
4) sur valeurs moyennes maxi
0.629 0.540 0.346 0.453 0.497 0.501 0.359 0.142 0.029 0.058
Test Ljung-Box signif. à 1%
5) sur valeurs moyennes mini
0.594 0.521 0.345 0.441 0.424 0.446 0.316 0.115 0.006 0.080
Test Ljung-Box signif. à 1%
6) sur valeurs moyennes du mois de Décembre
0.150 0.203 0.025 -0.052 0.235 0.200 0.131 0.050 -0.032 0.038

```

Tableau 15 - Piézomètre 05264X0029

• Vérification des conditions d'application du test de régression

Les conditions requises pour l'application des tests de régression sont satisfaites, à l'exception de la série des valeurs maximales (tableau 16).

```

05264X0029
*** Valeurs moyennes ***
Moyenne : 9.9878048E-07
Autocorrelation : 0.130 -0.175 -0.471 -0.023 0.151
Valeur du test DW: 1.629 Bornes théoriques : 1.220 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9498169 PW= 9.5198683E-02
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs maxi ***
Moyenne : 7.0679832E-08
Autocorrelation : -0.052 -0.177 -0.176 -0.299 0.304
Valeur du test DW: 2.072 Bornes théoriques : 1.220 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9405988 PW= 4.8194781E-02
Hypothèse de normalité à rejeter au seuil 5%
*** Valeurs mini ***
Moyenne : -4.1562157E-07
Autocorrelation : -0.016 -0.142 -0.233 -0.082 -0.021
Valeur du test DW: 1.968 Bornes théoriques : 1.220 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9757439 PW= 0.5844661
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs max moy ***
Moyenne : -1.0954367E-07
Autocorrelation : -0.004 -0.068 -0.546 0.001 0.148
Valeur du test DW: 1.903 Bornes théoriques : 1.220 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9445902 PW= 6.4642355E-02
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs min moy ***
Moyenne : 4.5106219E-08
Autocorrelation : -0.013 -0.047 -0.466 0.054 0.093
Valeur du test DW: 1.901 Bornes théoriques : 1.220 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9640973 PW= 0.2715856
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%
*** Valeurs de Déc. ***
Moyenne : -7.0366596E-08
Autocorrelation : -0.126 -0.013 -0.213 -0.252 0.127
Valeur du test DW: 2.227 Bornes théoriques : 1.210 1.320
Autocorrélation non significative au seuil 2%
Test Shapiro-Wilk: W= 0.9439917 PW= 6.7693375E-02
Hypothèse de normalité non rejetée au seuil 5%

```

Tableau 16 - Piézomètre 05264X0029 : tests de vérification des conditions d'application de la régression linéaire

• Détection de tendances

Le tableau suivant résume les résultats obtenus dans le cas de l'option 1. Les 2 tests de tendance détectent une baisse sur toutes les variables, soit au seuil de 1%, soit au seuil de 5% (dans le cas de la régression, les conditions d'application ne sont pas remplies pour la série des maxima).

	Autocorrélation	Test "modifié"	Significativité Régression	Significativité Man-Kendall	Test de Pettitt (rupture)
Valeurs moyennes	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 5%	oui, au seuil 1% (en 1996)
Valeurs maximales	oui	oui	oui, au seuil 1% mais conditions non satisfaites	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1% (en 1996)
Valeurs minimales	non	non	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 5%	oui, au seuil 1% (en 1996)
Moyenne des maxi.	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 5%	
Moyenne des mini.	oui	oui	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	
Valeurs moyennes de Déc.	non	non	oui, au seuil 1%	oui, au seuil 1%	

Tableau 17- Piézomètre 05264X0029 : résultats des tests de tendance et de rupture

L'illustration 63 représente les séries de valeurs moyennes annuelles, de minima et de maxima avec superposition des droites de régression.

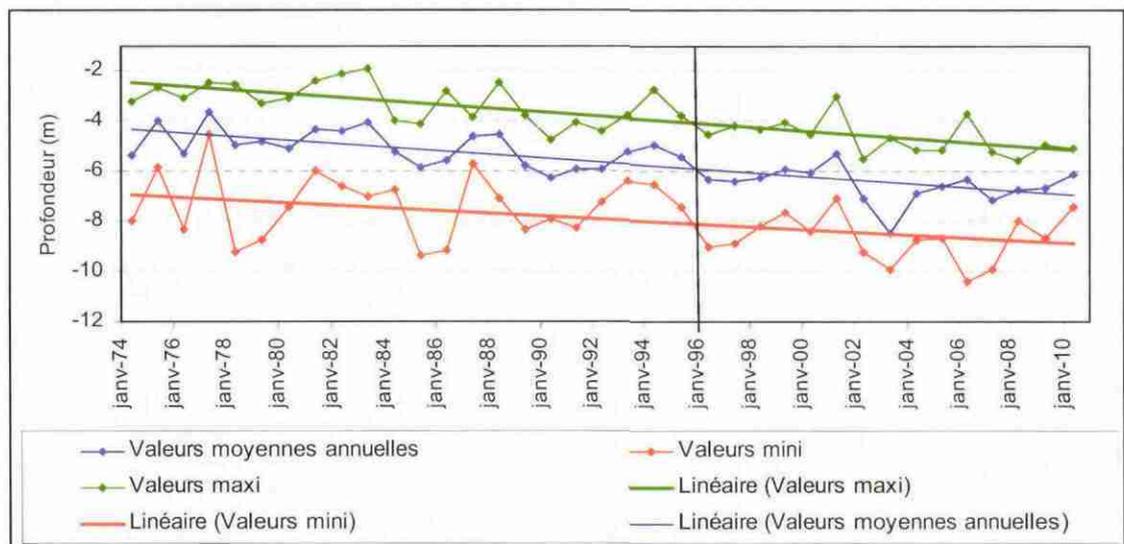


Illustration 63 - Tendances sur le piézomètre 05264X0029

Pour les valeurs moyennes, la pente est de 7.3 cm par an, soit une baisse de 2.7 m en 37 ans,

Pour les minima, elle est de 5.4 cm par an, soit une baisse de 2 m en 37 ans,

Pour les maxima, elle est de 7.4 cm par an, soit une baisse de 2.7 m en 37 ans.

5.2.2. Résultats par type de comportement

a) Nappes à cycles annuels (type c)

109 piézomètres ont été traités (ceux qui ont été écartés avaient des lacunes de données importantes). Les résultats obtenus pour les piézomètres à tendance significative sont présentés dans le tableau 18.

Option 1 : 35 séries avec baisse significative pour au moins une méthode et une variable, soit 32 % des piézomètres traités (109).

Option 2 : 34 séries avec baisse significative pour au moins une méthode et une variable, soit 31 % des piézomètres traités (109).

Mais, dans de le cas de l'option 2, il y a plus de variables détectées à la baisse que dans l'option 1. Pour les 32 séries communes et pour la régression, l'option 2 conduit à rejeter 96 fois l'hypothèse H_0 contre 84 fois pour l'option 1.

Comme l'analyse faite par B. Renard (2006) le montrait, l'option 2 (tendance retirée) conduit bien à rejeter l'hypothèse H_0 plus souvent que l'option 1 (tendance gardée).

Remarque sur les options 1 et 2

Lorsqu'une tendance linéaire est supposée, le calcul d'un nombre effectif d'observations indépendantes (n^*) se fait en principe avec le coefficient d'autocorrélation de la série des résidus (cf en particulier Yue et al, 2002, 2003, 2004). Ôter ou non la tendance est un choix discuté en détail dans la thèse de B. Renard qui fait remarquer que " *dans la réalité, l'objet du test est justement de déterminer si une tendance est présente et le respect du risque de première espèce doit être évalué sous l'hypothèse H_0 , c'est-à-dire sous l'hypothèse de stationnarité*" (chapitre 3, §1.2.3). Il ne serait donc pas pertinent d'ôter a priori la tendance, ce qui, d'après les tests effectués par B. Renard, conduirait de plus à rejeter trop souvent l'hypothèse H_0 .

Dans la présente étude, l'option 2 (tendance ôtée) a été utilisée par souci de confrontation avec l'option 1. Les résultats diffèrent sur le nombre de variables à la baisse (confirmant ainsi les tests de B. Renard), mais fournissent les mêmes piézomètres que l'option 1 (à 1 ou 2 près, cf. ci-dessus). Dans la synthèse des résultats cette option a donc été abandonnée.

Examen plus détaillé

Dans cet examen, on ne retient donc que l'option 1. La comptabilité est faite sans les valeurs de Décembre qui ne contribuent pas vraiment aux résultats. Il y a donc dans l'analyse, 34 séries retenues sur les 35 listées ci-dessus. Comme le montre le tableau 19 ci-après, il y a plusieurs cas de figure.

Ce sont les séries des valeurs minimales (minima annuels ou moyenne des minima mensuels) qui sont détectées le plus souvent en baisse significative (soit au seuil de risque de 5%, soit au seuil de 1%) :

- **20 séries sur 34 pour les minima annuels**, 16 détectées par les tests de régression (modifiés ou non modifiés et conditions d'application satisfaites), 19 par les tests de Man-Kendall (modifié ou non modifié), 15 détections communes, soit donc 20 séries ;
- **21 séries sur 34 pour les moyennes des minima**, 17 détectées par les tests de régression (modifiés ou non modifiés et conditions d'application satisfaites), 17 par les tests de Man-Kendall (modifié ou non modifié), 13 détections communes, soit donc 21 séries.

La tendance à la baisse sur les séries de valeurs moyennes est détectée sur 18 séries,

- 10 détections par les tests de régression,
- 16 détections par les tests de Mann-Kendall, dont 8 communes avec les tests de régression.

Pour les valeurs maximales (maxima annuels ou moyenne des maxima mensuels) les détections en baisse significative (soit au seuil de risque de 5%, soit au seuil de 1%) concernent:

- 13 séries sur 34 pour les maxima annuels, 7 détections par les tests de régression (modifié ou non modifié), 13 par les tests de Man-Kendall (modifié ou non modifié) dont 7 communes avec les tests de régression ;
- 12 séries sur 34 pour les moyennes des maxima, 7 détections par les tests de régression (modifié ou non modifié), 11 par les tests de Man-Kendall (modifié ou non modifié) dont 6 communes avec les tests de régression.

Pour 4 piézomètres (surlignés en bleu foncé dans le tableau 19 ci-après), si l'on exclut les séries des valeurs de Décembre, la baisse est significative pour toutes les autres variables avec la méthode Mann-Kendall.

Le piézomètre 03424X0029 ne satisfaisant pas aux conditions du test de régression et le test de Mann-Kendall étant négatif, ce piézomètre est écarté de la comptabilité.

Il y a donc au total, pour ce type de comportement, 33 piézomètres dont les niveaux baissent de façon significative.

Piézomètre	Option 1	Remarques sur la régression (résidus) hypothèse de "normalité" :	Piézomètre	Option 2
00026X0040	6R + 5MK	non rejetée au seuil 5%	00026X0040	4R+4MK
01347X0002	1R	non rejetée au seuil 5%	01347X0002	1R+1MK
01593X0014	2R+2MK	non rejetée au seuil 5%	01593X0014	2R+2MK
01894X0002	1R+1MK	non rejetée au seuil 5%	01894X0002	1R+1MK
01918X0006	1MK			
02267X0030	2R + 1MK	rejetée au seuil 5% pour les minima	02267X0030	2R+2MK
02344X0055	1R+4MK	non rejetée au seuil 5%	02344X0055	2R+4MK
02344X0062	5R+1MK	non rejetée dans les 5 cas	02344X0062	5R+4MK
02344X0070	2R	non rejetée au seuil 5%		
02347X0014	1R+1MK		02347X0014	1R+1MK
02351X0013	2R+1MK	rejetée au seuil 5% pour les maxima	02351X0013	1R+1MK
02352X0002	1R + 1 MK	rejetée au seuil 5%	02352X0002	1R+1MK
02621X0085	6R + 5MK	non rejetée dans 5 cas sur 6 (rejet pour Déc.)	02621X0085	6R+6MK
02636X0009	1R	non rejetée au seuil 5%	02636X0009	2R+1MK
02663X0001	1R + 1MK	non rejetée au seuil 5%	02663X0001	1R+1MK
02966X0010	2R + 2MK	non rejetée au seuil 5%	02966X0010	2R+3MK
03074X0013	1R + 1MK	non rejetée au seuil 5%	03074X0013	1R+1MK
03077X0238	6R + 6MK	non rejetée au seuil 5% dans les 6 cas	03077X0238	6R+6MK
03078X0014	2R + 1MK	non rejetée au seuil 5%	03078X0014	3R+1MK
03424X0029	1R	rejetée au seuil 5%	03424X0029	1R+1MK
03431X0027	2R + 2MK	rejetée au seuil 5% pour les maxima	03431X0027	3R+2MK
03693X0017	2R + 3MK	non rejetée au seuil 5%	03693X0017	2R+3MK
04697X0004	1MK			
			03788X0039	1R
			03791X0048	1R
05445X0081	1R+1MK	non rejetée au seuil 5%	05445X0081	1R+1MK
08511X0036	6R + 6MK	non rejetée au seuil 5% dans les 6 cas	08511X0036	6R+6MK
09146X0074	2R + 1MK	rejetée au seuil 5% pour les minima	09146X0074	1R+2MK
09665X0073	1R+1MK	rejetée au seuil 5%	09665X0073	2R+1MK
09724X0023	6R+6MK	rejetée au seuil 5% dans 5 des 6 cas (sauf minima)	09724X0023	6R+6MK
09907X0321	4R+4MK	rejetée au seuil 5% pour moyenne et moyenne des maxima	09907X0321	4R+4MK
10908X0263	5R + 6MK	non rejetée au seuil 5% dans 3 des 5 cas	10908X0263	5R+6MK
10912X0024	6R + 6MK	non rejetée dans 5 cas sur 6 (rejet pour Déc.)	10912X0024	6R+6MK
10912X0061	6R + 6MK	rejetée au seuil 5% dans 5 des 6 cas (sauf Déc.)	10912X0061	6R+6MK
10915X0255	3R + 3MK	rejetée au seuil 5% pour moyenne et moyenne des minima	10915X0255	3R+3MK
10916X0061	5R+5MK	non rejetée au seuil 5% dans les 5 cas	10916X0061	6R+6MK
10916X0062	1R	non rejetée au seuil 5%	10916X0062	2R+1MK

Tableau 18 – Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel
(R= régression MK =Mann-Kendall. Le chiffre associé correspond au nombre de variables sur 6)

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique
sur les eaux souterraines – année 1

Piézomètre	Valeurs moyennes		Valeurs mini.		Moyenne des mini. mensuels		Valeurs maxi		Moyenne des maxi. mensuels		Score
	REG	MK	REG	MK	REG	MK	REG	MK	REG	MK	
00026X0040	1	1	1	1	1	1	1		1	1	9
01347X0002					1						1
01593X0014	1	1			1	1					4
01894X0002					1	1					2
01918X0006	1	1									2
02267X0030			0	1	1						2
02344X0055		1				1	1	1		1	5
02344X0062	1		1	1	1				1		5
02344X0070	1				1						2
02347X0014							1	1			2
02351X0013							0	1	1		2
02352X0002							0	1			1
02621X0085	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10
02636X0009					1						1
02663X0001					1	1					2
02966X0010		1	1		1	1					4
03074X0013			1	1							2
03077X0238	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10
03078X0014			1	1							2
03424X0029			0								0
03431X0027							0	1			1
03693X0017		1	1	1	1	1					5
04697X0004								1			1
05445X0081			1	1							2
08511X0036	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10
09146X0074	1		0	1							2
09665X0073			0	1							1
09724X0023	0	1	1	1	0	1	0	1	0	1	6
09907X0321	0	1	1	1	1	1			0	1	6
10908X0263	1	1	1	1	0	1	1	1	0	1	8
10912X0024	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10
10912X0061	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	5
10915X0255	0	1	1	1	0	1					4
10916X0061	1	1	1	1	1	1			1	1	8
Score	10	16	16	19	17	17	7	13	7	11	

Tableau 19 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel variable par variable (séries des valeurs de Décembre exclues)

" 0 " est affecté aux variables ne satisfaisant pas les conditions d'application des tests de régression.

Détection de rupture

Parmi les dates de rupture indiquées par le test, reviennent très fréquemment les années **1984-1985, 1989-1990**, et secondairement 1994-1995-1996. Les piézomètres concernés sont indiqués dans le tableau 20. Comme pour les tendances, les facteurs explicatifs seront recherchés en année 2 du projet.

	Valeurs moyennes	Valeurs mini.	Valeurs maxi
00026X0040	1 (1989)	1 (1989)	1 (1989)
01347X0002	1 (1977)	1 (1977)	
01593X0014	1 (1990)	1 (1990)	
01894X0002		1 (1989)	
01918X0006	1 (1989)	1 (1996)	
02267X0030		1 (1989)	
02344X0055	1 (1984)	1 (1989)	1 (1984)
02344X0062	1 (1985)	1 (1984)	1 (1985)
02347X0014			
02351X0013			
02352X0002	1 (1990)		1 (1989)
02621X0085	1 (1985)	1 (1985)	1 (1985)
02636X0009	1 (1989)	1 (1989)	1 (1987)
02663X0001		1 (1996)	1 (1994)
02966X0010	1 (1995)	1 (1994)	1 (1990)
03074X0013			
03077X0238	1 (1996)	1 (1996)	1 (1996)
03078X0014	1 (1984)	1 (1984)	1 (1984)
03424X0029			
03431X0027	1 (1984)	1 (1984)	1 (1984)
03693X0017		1 (2002)	
04697X0004			
05445X0081			1 (1993)
08511X0036	1 (1989)	1 (1989)	1 (1995)
09146X0074		1 (2003)	
09665X0073		1 (1998)	
09724X0023	1 (1986)	1 (1986)	1 (1986)
09907X0321	1 (1989)	1 (1989)	1 (1989)
10908X0263	1 (1998)	1 (1998)	1 (1998)
10912X0024	1 (1992)	1 (1992)	1 (1992)
10912X0061	1 (1986)	1 (1986)	1 (1986)
10915X0255		1 (2000)	1 (2000)
10916X0061	1 (1998)	1 (1998)	1 (1998)
10916X0062	1 (1999)	1 (1999)	1 (1999)
Score	21	27	21

Tableau 20 - Résultats des tests de détection de rupture sur les piézomètres en baisse significative pour les nappes à cycle annuels et pour les valeurs moyennes, les maxima et minima.

b) Nappes à double cycle avec l'annuel plus marqué (type b1)

126 piézomètres ont été traités. Les résultats sont présentés dans les tableaux 21 et 22.

Options 1 : 11 piézomètres avec baisse significative pour au moins une méthode et une variable, soit 9 % du total (126).

Options 2 : 9 piézomètres avec baisse significative pour au moins une méthode et une variable, soit 7 % du total (126).

Piézomètre	Option 1	Remarques sur la régression (résidus) : hypothèse de "normalité" :	Piézomètre	Option 2
00225X0077	2R + 2MK	rejetée au seuil 5%	00225X0077	1R+1MK
00654X0014	1R+1MK			
00868X0016	1R	non rejetée au seuil 5%	00868X0016	1R+1MK
01266X1013	1MK		01266X1013	1MK
01463X0103	1MK			
02615X0020	4R + 4MK	non rejetée au seuil 5%	02615X0020	4R+4MK
03043X0056	5R + 4MK	non rejetée au seuil 5% dans 4 cas sur les 5 (rejet pour valeurs mini.)	03043X0056	5R+4MK
04134X0022	1R	non rejetée au seuil 5%	04134X0022	1R
04138X0019	3R + 1MK	non rejetée au seuil 5% dans les 3 cas	04138X0019	5R+3MK
05264X0029	6R + 6MK	non rejetée au seuil 5% dans 5 cas sur 6 (rejet pour valeur maxi.)	05264X0029	6R+6MK
07488X0011	5R + 5MK	rejetée au seuil 5% pour valeurs maxi et Déc.	07488X0011	5R+4MK

Tableau 21 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel

Examen plus détaillé

Comme pour les nappes à cycles annuels il y a aussi des cas différents suivant les piézomètres, résumés dans le tableau 22 (option 1).

Piézomètre	Valeurs moyennes		Valeurs mini.		Moyenne des mini. mensuels		Valeurs maxi		Moyenne des maxi. mensuels		Score
	REG	MK	REG	MK	REG	MK	REG	MK	REG	MK	
00225X0077							0	1			1
00654X0014					1	1					2
00868X0016					1						1
02615X0020	1	1	1	1	1	1			1	1	8
03043X0056	1	1	0	1	1	1			1	1	7
04134X0022							1				1
04138X0019	1						1	1	1		4
05264X0029	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	9
07488X0011	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	9
Score	4	4	2	4	5	5	2	4	3	4	

Tableau 22 - Résultats des tests de détection de tendance pour les nappes à cycle annuel variable par variable (séries des valeurs de Décembre exclues)

Remarque : pour les piézomètres 01266X1013 et 01463X0103 seules les valeurs de Décembre (non reportées dans ce tableau) sont en baisse significative.

Soit 9 piézomètres dont les niveaux baissent de façon significative.

Détection de ruptures

Comme dans le cas précédent, les années **1989-1990** sont fréquemment détectées en tant que dates de rupture significative.

	Valeurs moyennes	Valeurs mini.	Valeurs maxi.
00225X0077	1 (1990)	1 (1990)	1 (1990)
00654X0014		1 (1990)	
00868X0016	1 (1990)	1 (1990)	1 (1990)
01266X1013		1 (1996)	
01463X0103		1 (1989)	
02615X0020	1 (1989)	1 (1989)	1 (1989)
03043X0056	1 (1989)	1 (1989)	1 (1989)
04134X0022	1 (1971)	1 (1971)	1 (1971)
04138X0019	1 (1972)	1 (1972)	1 (1972)
05264X0029	1 (1996)	1 (1996)	1 (1996)
07488X0011			
Score	7	10	7

Tableau 23 - Résultats des tests de détection de rupture sur les piézomètres en baisse significative pour les nappes à cycle pluriannuels avec cycles annuels plus marqués et pour les valeurs moyennes, les maxima et minima.

c) Nappes à cycle mixte (type b2)

52 piézomètres ont été traités.

Option 1 : aucune baisse significative n'est détectée

Option 2 : 1 seul piézomètre (01392X0110) avec baisse significative des valeurs de Décembre uniquement et au seuil 5% (Régression modifiée et Man-Kendall modifié).

d) Nappes à double cycle avec les cycles pluriannuels plus marqués (type b3)

38 piézomètres ont été traités.

Option 1 : un seul piézomètre (03302X1012) avec baisse significative des valeurs minimales uniquement (Régression linéaire au seuil de 5 % et Mann-Kendall au seuil de 1%)

Option 2 : aucun

e) Nappes à cycles pluriannuel (type a)

Ces nappes ne peuvent relever des traitements ci-dessus en raison de leur très forte inertie (cf tableau 24 donnant les coefficients d'autocorrélation jusqu'à des séparations de 5 ans pour les valeurs moyennes annuelles) et des grands cycles qui les caractérisent (cf Illustration 64 et Illustration 65 pour 2 piézomètres captant la nappe des Calcaires de Beauce). Sur 40 à 45 années de mesures, le nombre de cycle est au plus de 3 (souvent incomplets : 3^{ème} cycle souvent inachevé en 2010 ou début du 1^{er} cycle manquant).

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique
sur les eaux souterraines – année 1

Indice	Localisation	Autocorrélation				
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans
02931X0008	Roinvilliers	0.922	0.774	0.567	0.316	0.062
02927X1013	Andonville	0.908	0.715	0.477	0.229	0.008
02926X0013	Mérouville	0.907	0.705	0.461	0.211	-0.005
02936X2005	Mainvilliers	0.905	0.694	0.422	0.137	-0.12
02923X0007	Congerville	0.904	0.713	0.49	0.259	0.047
03272X0006	Trancrainville	0.902	0.701	0.461	0.212	-0.012
02918X0027	Boisville	0.9	0.698	0.465	0.224	0.016
02921X0029	Louville	0.899	0.682	0.442	0.211	0.033
02935X1019	Sermaises	0.893	0.674	0.42	0.16	-0.057
03268X0003	Loigny	0.891	0.708	0.503	0.28	0.096
02922X1006	St Escobille	0.88	0.651	0.394	0.129	-0.096
02921X0030	Aunainville	0.873	0.614	0.317	0.026	-0.199
02566X0019	Allainville	0.865	0.611	0.329	0.074	-0.126
02913X0021	Prunay-le-Gillon	0.862	0.587	0.323	0.115	-0.02
00993X0002	La Vaupalière	0.844	0.56	0.291	0.115	0.046
02913X0030	Voise	0.832	0.535	0.265	0.045	-0.074
01273X0038	St Vaast Les Mells	0.829	0.571	0.319	0.131	0.046
01293X0071	Villers-Cotterets	0.797	0.467	0.135	-0.143	-0.298
01491X0009	Goupillières	0.782	0.393	0.055	-0.133	-0.161
01551X1006	Puisieux	0.78	0.502	0.33	0.309	0.353
00987X0009	Fourmetot	0.767	0.356	0.034	-0.098	-0.083
01493X0001	Semerville	0.718	0.352	0.037	-0.17	-0.232
00286X0405	Villers-en-Cauchies	0.681	0.071	-0.415	-0.539	-0.286
01461X0012	Cintheaux	0.68	0.293	-0.013	-0.145	-0.074

Tableau 24 – Autocorrélation des séries de valeurs moyennes annuelles pour les nappes à
grands cycles pluriannuels

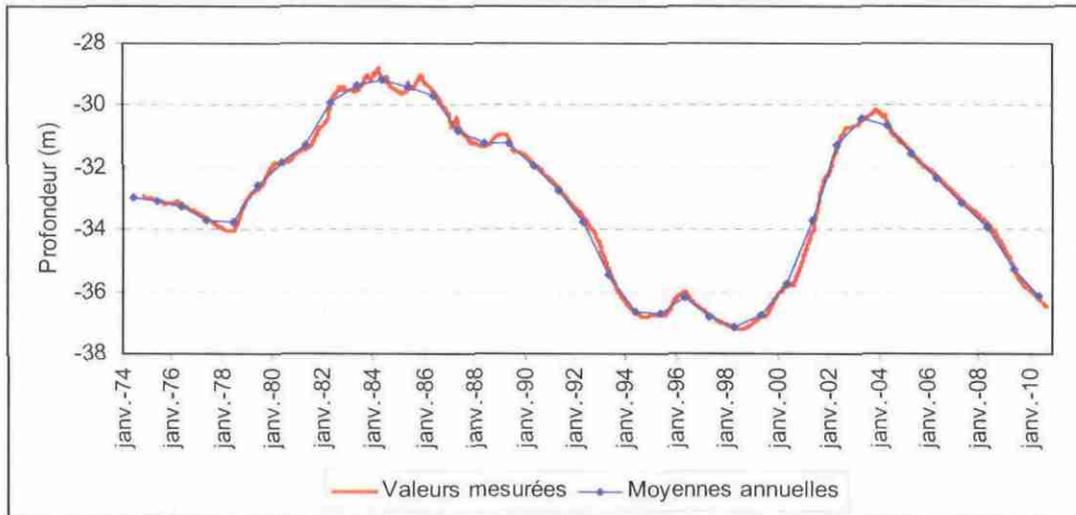


Illustration 64 - Evolution des profondeurs au piézomètre de Congerville

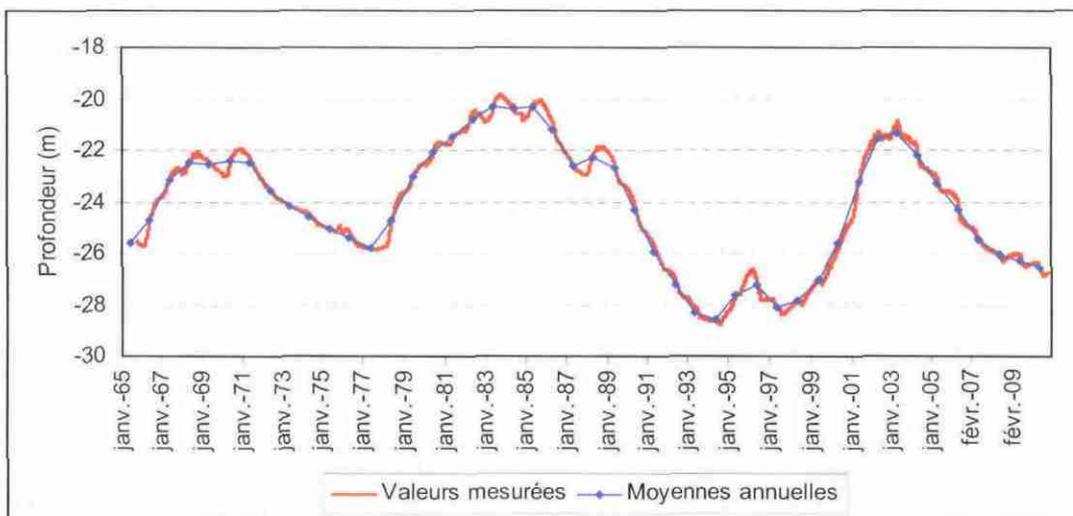


Illustration 65 - Evolution des profondeurs au piézomètre de Tranrainville

5.3. PIÉZOMÈTRES EN HAUSSE SIGNIFICATIVE

La même analyse que celle détaillée au § 5.2 a été effectuée pour identifier les piézomètres en hausse significative.

Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 25 ci-dessous. Le "score" est calculé de la même façon que pour les piézomètres à la baisse (tableaux 19 et 22 ci-dessus) en particulier :

- la variable "valeurs moyenne de Décembre" n'est pas prise en compte dans la comptabilité (la note maximale est donc de 10) ;
- lorsque les conditions d'application de la régression ne sont pas satisfaites sur une variable, le calcul du "score" n'en tient pas compte.

Indice	Type de comportement	Score
00112X0012	c	3
00115X0011	c	2
00117X0023	c	4
00146B0737	c	2
00173X0083	c	1
00174X0014	c	3
00174X0026	c	3
01853X0002	c	2
02347X0062	c	1
02653X0001	c	4
02663X0001	c	4
02726X0016	c	6
02966X0010	c	2
03082X0023	c	1
03423X0017	c	1
03614X0016	c	2
03745X0021	c	2
03782X0080	c	7
03795X0037	c	1
05445X0081	c	1
10915X0255	c	1
00065X0011	b1	1
00067X0183	b1	2
00122X0064	b1	1
00147D0218	b1	10
00187X0005	b1	8
00203A0033	b1	2
00207X0133	b1	9
00625X0002	b1	5
00675X0019	b1	1
10157X0104	b1	1
01066X0133	b3	4
01256X0002	b3	2
03302X1012	b3	3

Tableau 25 – Résultats des tests de détection de tendance à la hausse significative

5.4. SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

5.4.1. Bilan

Sur les 325 piézomètres traités (50 sur les 375 initiaux ayant été écartés car les séries présentaient des lacunes ou bien les valeurs étaient trop auto-corrélées) et pour les variables autres que les "valeurs moyennes de Décembre" (abandonnées car non contributives aux résultats),

- **43 présentent une baisse significative** (option 1) pour au moins une méthode et une variable sur les 5 retenues, soit 13 %.
- **34 présentent une hausse significative** (option 1) pour au moins une méthode et une variable sur les 5 retenues, soit 10,5 %.

Remarque

Sur le même piézomètre, certaines des variables peuvent être détectées en baisse significative et d'autres en hausse significative (toujours les valeurs maximales). Pour les nappes à cycles annuels, cela concerne 5 piézomètres :

- 02663X0001 (en hausse : valeurs maximales et moyenne des valeurs maximales)
- 02966X0010 (en hausse : valeurs maximales et moyenne des valeurs maximales)
- 03423X0017 (en hausse : moyenne des valeurs maximales)
- 05445X0081 (en hausse : valeurs maximales)
- 10915X0255 (en hausse : moyenne des valeurs maximales)

Pour les nappes de type b3 (à double cycles, avec cycles pluriannuels plus marqués), 1 piézomètre :

- 03302X1012 (en hausse : valeurs maximales et moyenne des valeurs maximales)

5.4.2. Localisation des piézomètres et masses d'eau concernées

5.4.2.1. Localisation

La carte de l'illustration 66 précise la localisation des piézomètres en baisse significative et des piézomètres en hausse significative.

La carte de l'illustration 67 (piézomètres en baisse significative) et celle de l'illustration 68 (piézomètres en hausse significative) indiquent pour chaque piézomètre la "note" obtenue (de 1 à 10).

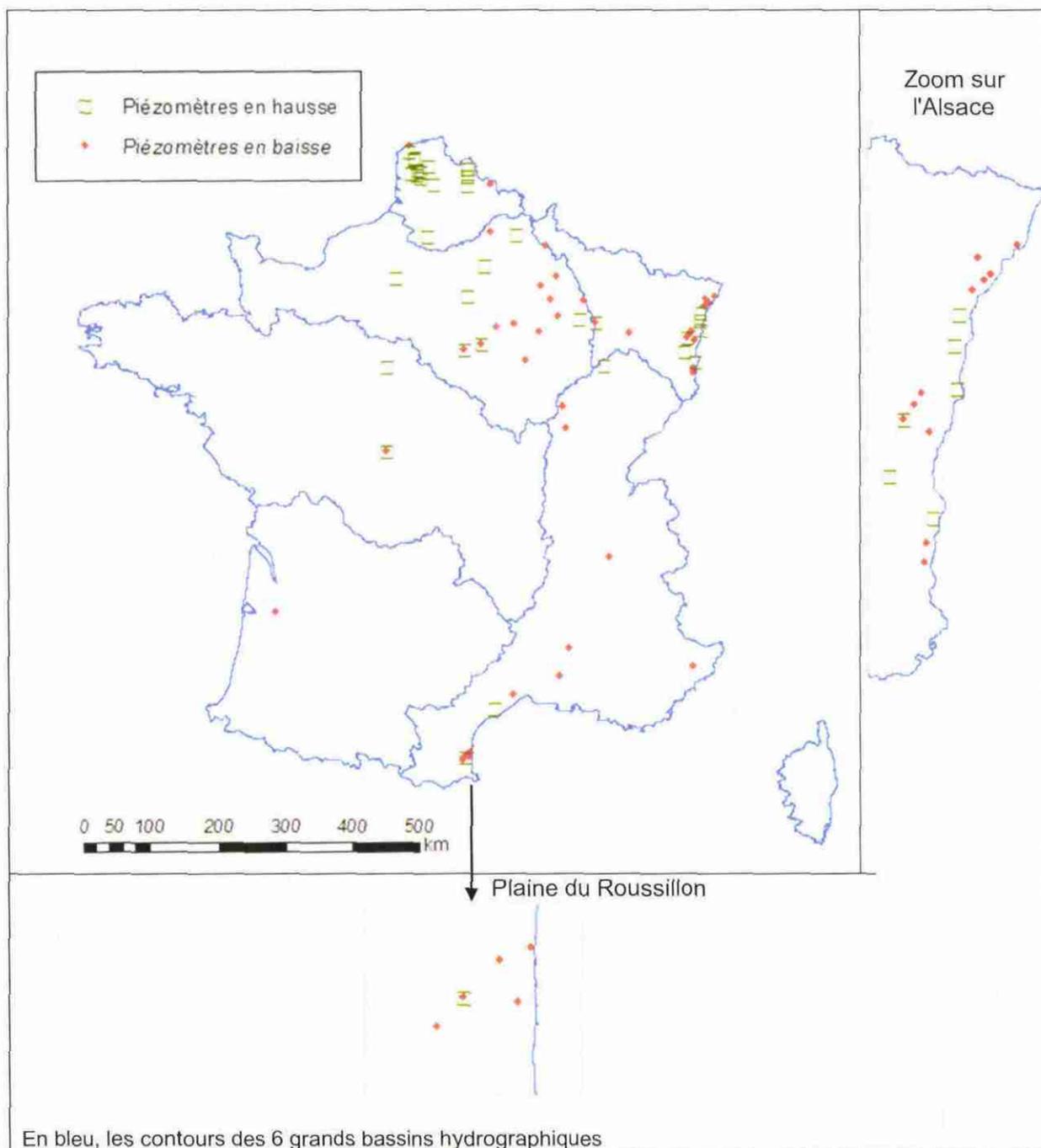


Illustration 66 – Localisation des piézomètres à tendances significatives (baisse et hausse des niveaux), aux niveaux de confiance 1% et 5%.

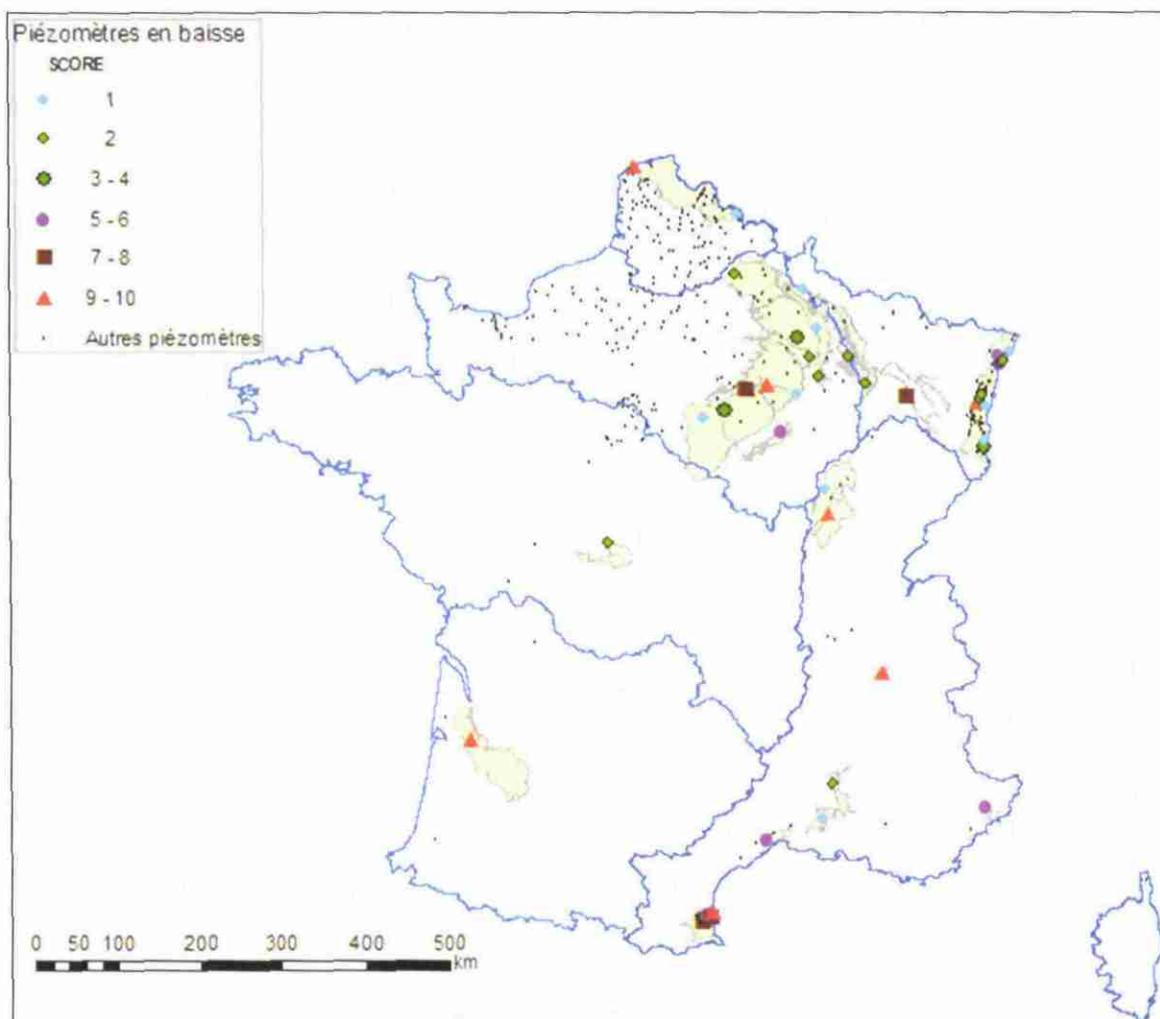


Illustration 67 – Localisation des piézomètres dont le niveau est en baisse significative pour tout ou partie des variables étudiées (hors Décembre) et masses d'eau concernées (en jaune clair)

La nappe de l'aquifère "Multicouche pliocène et alluvions quaternaires du Roussillon" serait en partie captive et les piézomètres influencés par les pompages. Ce point sera vérifié en année 2 de l'étude.

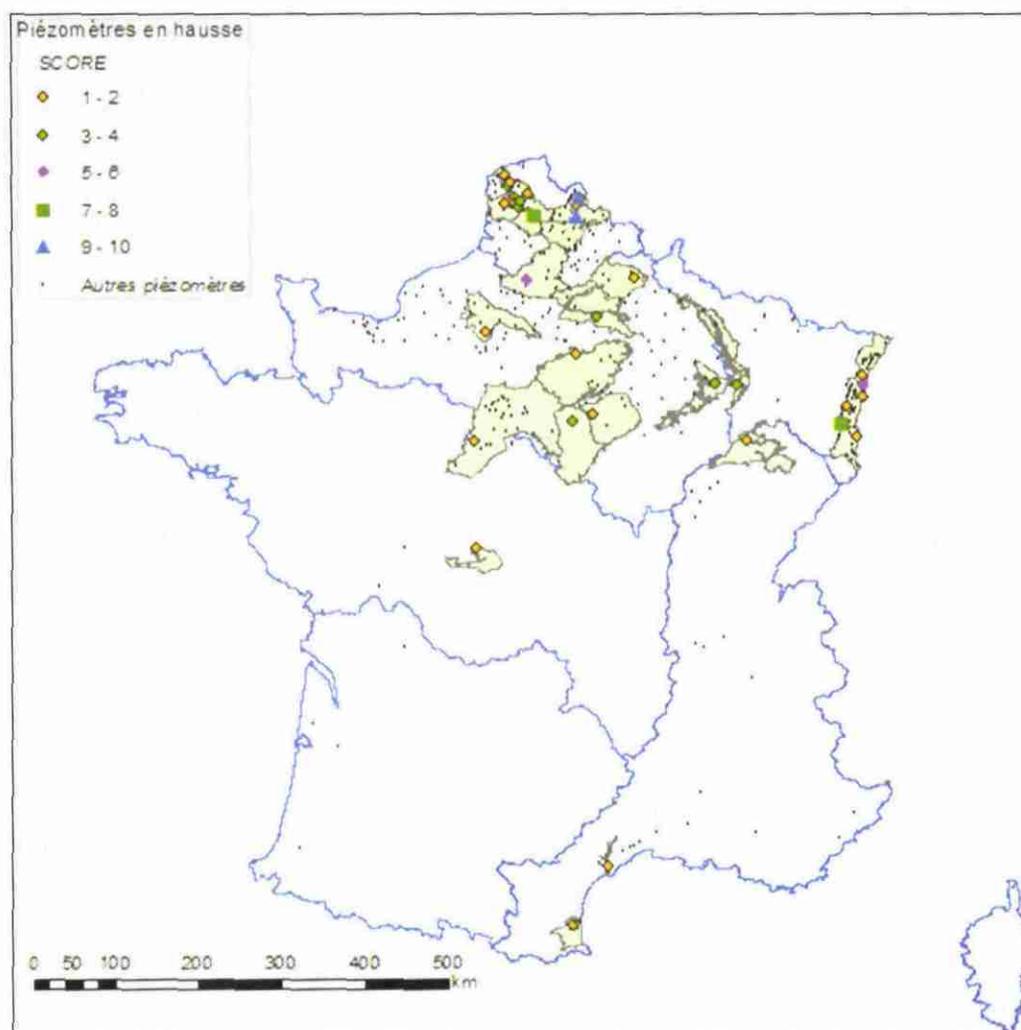


Illustration 68 – Localisation des piézomètres dont le niveau est en hausse significative pour tout ou partie des variables étudiées (hors Décembre) et masses d'eau concernées (en vert clair)

5.4.2.2. Masses d'eau captées

L'illustration 69 et les tableaux 26 et 27 indiquent les masses d'eau captées par les piézomètres en baisse et en hausse.

Pour les piézomètres en baisse (43), les masses d'eau captées sont les suivantes :

- *Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace* (11 piézomètres),
- *Multicouche pliocène et alluvions quaternaires du Roussillon* (6 piézomètres, mais la masse d'eau serait en partie captive et les piézomètres influencés par les pompages. Ce point sera vérifié en année 2 de l'étude),
- Masses d'eau de la Craie du bassin Seine Normandie, en particulier en Champagne (8 piézomètres),
- Masses d'eau des Calcaires du Jurassique, dans l'est du bassin de Paris (6 piézomètres),
- divers masses d'eau alluvionnaires (10 piézomètres),
- autres (2 piézomètres).

Les piézomètres en hausse se répartissent pour la plupart sur 3 types de masses d'eau, concernées aussi par la baisse, mais, sauf pour l'Alsace, dans des zones différentes :

- les masses d'eau de la Craie, en particulier en Artois-Picardie (11 masses d'eau et 19 piézomètres),
- *Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace* (6 piézomètres),
- des masses d'eau dans les calcaires, en région Centre et dans le sud-est du bassin de Paris (4 masses d'eau avec 1 piézomètre dans chacune).

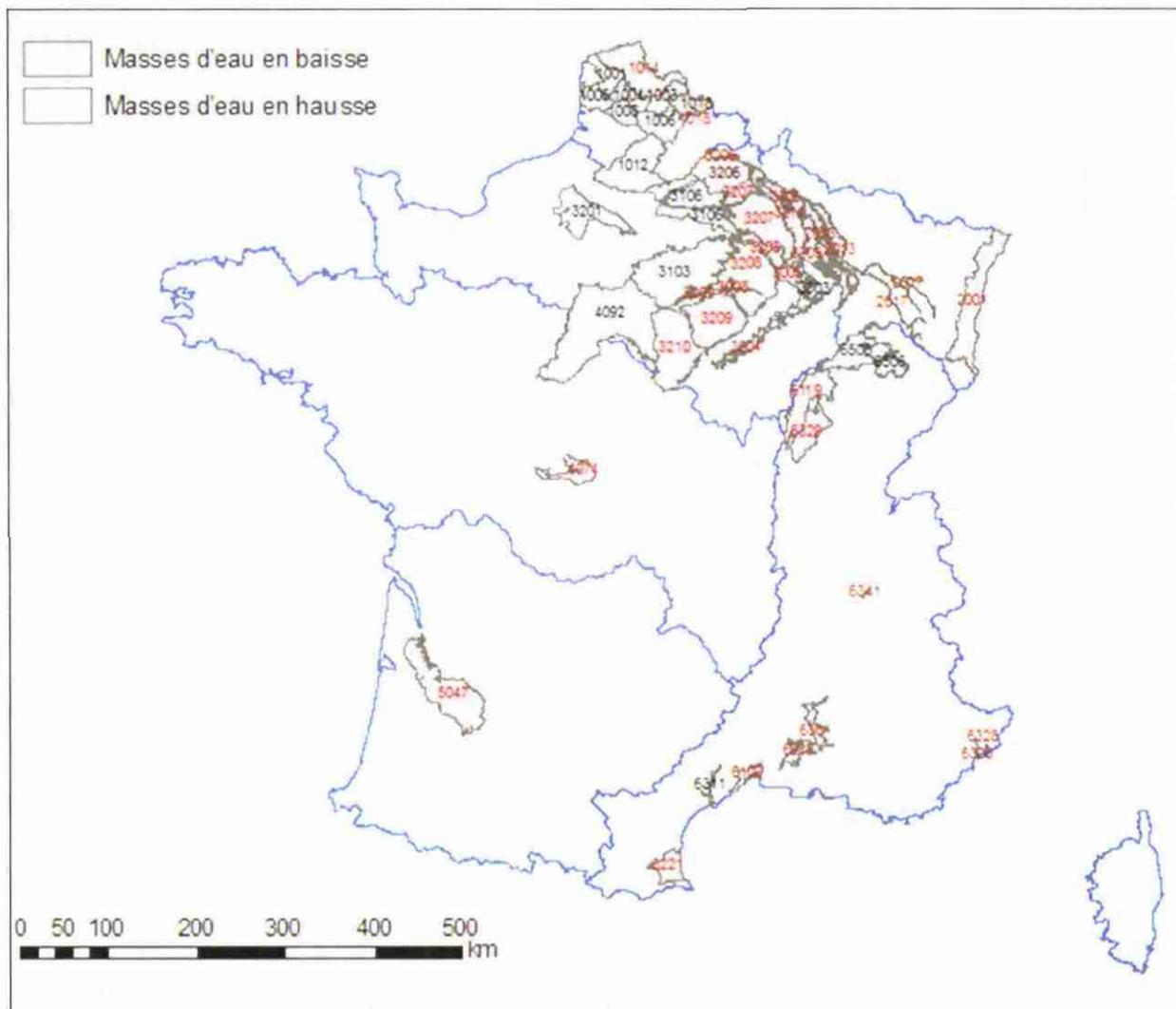


Illustration 69- Masses d'eau captées par les piézomètres en baisse significative et en hausse significative
Les numéros des masses d'eau reportés sur cette carte sont dans les tableaux 26 et 27 avec le nom des masses d'eau.



Piézomètre	Type	Masse d'eau captée	Département
01347X0002	c1	Albien-néocomien libre entre Ornain et limite de district - 3214	51
09907X0321	c1	Alluvions anciennes entre Vidourle et Lez et littoral entre Montpellier et Sète – 6102	34
03043X0056	b1	Alluvions de la Meurthe et de la Moselle en amont de la confluence avec la Meurthe - 2017	88
02621X0085	c1	Alluvions de l'Aube - 3008	10
02636X0009	c1	Alluvions de l'Aube - 3008	10
09146X0074	c1	Alluvions des plaines du Comtat et des Sorgues - 6301	84
07488X0011	b1	Alluvions du Guiers - Herretang - 6341	38
02267X0030	c1	Alluvions du Perthois - 3005	52
09665X0073	c1	Alluvions du Rhône du confluent de la Durance jusqu'à Arles et Beaucaire + alluvions du Bas Gardon - 6323	13
09724X0023	c1	Alluvions du Var et Paillons - 6328	6
05264X0029	b1	Alluvions plaine des Tilles, nappe de Dijon sud + nappes profondes - 6329	21
05445X0081	c1	Calcaires et marnes du Jurassique supérieur et moyen de l'interfluve Indre - Cr - 4074	36
04697X0004	c1	Calcaires jurassiques du seuil et des Côtes et arrières-côtes de Bourgogne dans BV Saône en RD - 6119	21
00868X0016	b1	Calcaires kimmeridgien-oxfordien karstique nord-est du district (entre Ornain et limite de district) - 3305	8
01918X0006	c1	Calcaires kimmeridgien-oxfordien karstique nord-est du district (entre Ornain et limite de district) - 3305	55
02663X0001	c1	Calcaires oxfordiens - 2013	55
03693X0017	c1	Calcaires tithonien karstique entre Yonne et Seine - 3304	10
01593X0014	c1	Craie de Champagne nord - 3207	51
01894X0002	c1	Craie de Champagne sud et centre - 3208	51
00654X0014	b1	Craie de Thiérache-Laonnois-Porcien - 3206	2
03302X1012	b3	Craie du Gâtinais - 3210	89
02966X0010	c1	Craie du Senonais et Pays d'Othe - 3209	89
02615X0020	b1	Craie du Senonais et Pays d'Othe - 3209	10
00225X0077	b1	Craie du Valenciennois - 1007 Sables du Landénien d'Orchies - 1018	59
10908X0263	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66
10915X0255	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66
10912X0061	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66
10916X0061	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

10916X0062	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66
10912X0024	c1	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221	66
03077X0238	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
03078X0014	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
03074X0013	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
04138X0019	b1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	68
04134X0022	b1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	68
03431X0027	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
02347X0014	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
02344X0062	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
02344X0055	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
02351X0013	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
02352X0002	c1	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001	67
00026X0040	c1	Sables du Landénien des Flandres - 1014	62
08511X0036	c1	Sables plio-quadernaires du bassin de la Garonne et terrasses anciennes de la Garonne - 5047	33

Tableau 26 – Masse d'eau captée par les piézomètres en baisse significative (43 piézomètres)

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

Piézomètre	Type	Masse d'eau captée	Département
10157X0104	b1	Alluvions de l'Hérault - 6311 ;	34
05445X0081	c	Calcaires et marnes du Jurassique supérieur et moyen de l'interfluve Indre - Cr - 4074 ;	36
02663X0001	c	Calcaires oxfordiens - 2013 ;	55
03614X0016	c	Calcaires tertiaires libres de Beauce - 4092 ;	28
02653X0001	c	Calcaires tithonien karstique entre Seine et Orvain - 3303 ;	55
00625X0002	b1	Craie de la moyenne vallée de la Somme - 1012 ;	80
00187X0005	b1	Craie de la vallée de la Canche amont - 1008 ;	62
00115X0011	c	Craie de la vallée de la Canche aval - 1005 ;	62
00203A0033	b1	Craie de la vallée de la Deûle - 1003 ;	59
00146B0737	c	Craie de la vallée de la Deûle - 1003 ;	59
00147D0218	b1	Craie de la vallée de la Deûle - 1003 ;	59
00174X0014	c	Craie de l'Artois et de la vallée de la Lys - 1004 ;	62
00174X0026	c	Craie de l'Artois et de la vallée de la Lys - 1004 ;	62
00173X0083	c	Craie de l'Artois et de la vallée de la Lys - 1004 ;	62
00122X0064	b1	Craie de l'Artois et de la vallée de la Lys - 1004 ;	62
00065X0011	b1	Craie de l'Audomarois - 1001 ;	62
00067X0183	b1	Craie de l'Audomarois - 1001 ;	62
00112X0012	c	Craie de l'Audomarois - 1001 ;	62
00117X0023	c	Craie de l'Audomarois - 1001 ;	62
00675X0019	b1	Craie de Thiérache-Laonnois-Porcien - 3206 ;	2
00207X0133	b1	Craie des vallées de la Scarpe et de la Sensée - 1006 ; Sables du Landénien d'Orchies - 1018	59
03302X1012	b3	Craie du Gâtinais - 3210 ;	89
02966X0010	c	Craie du Senonais et Pays d'Othe - 3209 ;	89
01256X0002	b3	Craie du Vexin normand et picard – 3201 ;	27
03745X0021	c	Domaine triasique et liasique de la bordure vosgienne sud-ouest BV Saône - 6506 ;	52
01066X0133	b3	Lutétien – Yprésien du Soissonnais-Laonnois - 3106 ;	2
10915X0255	c	Multicouche pliocène et alluvions IVaires du Roussillon - 6221 ;	66
03795X0037	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	68
03423X0017	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	67
02726X0016	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	67
03082X0023	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	67
02347X0062	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	67
03782X0080	c	Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace - 2001 ;	68
01853X0002	c	Tertiaire - Champigny - en Brie et Soissonnais - 3103 ;	77

Tableau 27 – Masse d'eau captée par les piézomètres en hausse significative

- Pour les piézomètres captant les masses d'eau de la Craie, la hausse se manifeste essentiellement dans le bassin Artois-Picardie, tandis que la baisse concerne surtout l'est du bassin Seine-Normandie.
- Pour les piézomètres captant les masses d'eau des calcaires, hausse et baisse apparaissent dans des masses d'eau différentes du bassin Seine-Normandie, à l'exception des Calcaires de l'Oxfordien (des côtes de Meuse) où sur le même piézomètre certaines variables sont à la baisse et d'autres à la hausse (cf § 5.4.1. ci-dessus)
- En Alsace (*Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace*), hausse et baisse coexistent.
- Les piézomètres du *Multicouche pliocène et alluvions quaternaires du Roussillon* captent le Pliocène (et non les alluvions). La nappe du Pliocène étant captive dans certaines zones, on vérifiera en année 2 le contexte hydrogéologique local de ces piézomètres.

Remarque :

Pour les piézomètres dont le niveau baisse, l'écart est important entre les 13 % de l'analyse statistique ci-dessus et les 60 % indiqués par l'analyse préliminaire des tendances effectuées sur les séries brutes (chapitre 4). Mais cette analyse préliminaire, outre le fait qu'elle a porté sur les séries brutes, intègre un grand nombre de piézomètres montrant une tendance très faible que les tests, au pas de temps annuel, n'ont pas révélé significatives aux niveaux de confiance 1% et 5%. L'écart aurait pu être réduit en allant jusqu'au niveau de confiance 10%, mais le choix a été fait d'être plus restrictif et de se limiter aux niveaux de confiance de 1% et 5%.

...



6. Conclusion

La synthèse bibliographique confirme le manque de travaux sur la détection de l'influence du changement climatique sur le niveau des nappes d'eau souterraine. Cela s'explique probablement par l'absence de séries de données suffisamment longues (plus de 50 ans). A l'inverse on trouve de nombreux travaux de simulation de l'évolution future de la recharge et des niveaux de nappes à partir de scénarios climatiques calculés par les modèles climatiques pour différents scénarios d'émission de gaz à effet de serre. La pertinence de ces simulations dépend naturellement fortement de la validité des scénarios climatiques. Pour la France, les scénarios climatiques actuels montrent des différences sensibles pour les précipitations d'hiver, sachant que ce sont elles qui conditionnent la recharge des nappes d'eau souterraine.

Des calculs de tendance d'évolution des niveaux piézométriques ont été réalisés à deux niveaux :

- une approche simple, sans prétention statistique, appliquée à 375 piézomètres, en utilisant uniquement une régression linéaire appliquée aux données brutes ;
- une approche par des tests statistiques permettant de détecter des non stationnarités dans les séries. Les tests ont été appliqués à 325 piézomètres retenus parmi les 375. Ont été exclus, des piézomètres présentant trop de lacunes dans la série et les piézomètres captant les nappes à cycles pluriannuels, à forte inertie, pour lesquelles il y a une forte autocorrélation.

Sur les 375 piézomètres traités, les coefficients de régression linéaire (la pente de la droite ajustée) varient entre -5.10^{-4} m/jour (-18 cm/an) et $+4.10^{-4}$ m/jour (+15 cm/an). La tendance est à la baisse pour 54%, à la hausse pour 29% et à la stabilité pour 17% d'entre eux.

Concernant la deuxième approche, les méthodes et tests statistiques suivants ont été utilisés :

- pour la détection d'une tendance:
 - régression linéaire et test de significativité du coefficient de régression,
 - régression linéaire "modifiée" dans le cas d'une autocorrélation présente dans la série étudiée,
 - méthode et test de Mann Kendall,
 - test de Mann-Kendall modifié dans le cas d'une autocorrélation ;
- pour la détection d'une rupture :
 - test de Pettitt.

Ces différentes méthodes ont été appliquées aux variables suivantes calculées ou extraites des séries de données brutes (la plupart au pas de temps irrégulier, sauf les dernières années où le pas de temps est journalier) :

- valeurs moyennes annuelles,
- valeurs maximales et minimales relevées chaque année dans la série,
- valeurs moyennes maximales et minimales,

soit 5 variables, l'objectif étant de consolider les résultats des tests (les valeurs moyennes d'un mois particulier, décembre, ont aussi été soumises à l'analyse, mais cette variable ne contribue pas de manière significative aux résultats).

Sur les 325 piézomètres retenus,

- **43 présentent une baisse significative** pour au moins une méthode et une variable sur les 5 retenues, soit 13 %.
- **34 présentent une hausse significative** pour au moins une méthode et une variable sur les 5 retenues, soit 10,5 %.

Les piézomètres avec une baisse significative des niveaux se répartissent sur 5 types de masses d'eau :

- masses d'eau de la Craie du bassin Seine Normandie, en particulier en Champagne (8 piézomètres),
- masses d'eau des Calcaires du Jurassique, dans l'est du bassin de Paris (7 piézomètres),
- Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace (12 piézomètres),
- Multicouche pliocène et alluvions quaternaires du Roussillon (6 piézomètres),
- divers systèmes alluvionnaires (10 piézomètres).

Les piézomètres caractérisés par une hausse significative des niveaux se répartissent pour la plupart sur 3 types de masses d'eau, concernées également par la baisse :

- les masses d'eau de la Craie, principalement en Artois-Picardie (11 masses d'eau et 19 piézomètres),
- la masse d'eau du "*Pliocène de Haguenau et nappe d'Alsace*" (6 piézomètres),
- des masses d'eau dans les calcaires, en région Centre et dans le sud-est du bassin de Paris (4 masses d'eau avec 1 piézomètre dans chacune).

L'étude se poursuivra en 2011 selon les axes suivants :

- poursuite des tests statistiques,
- étude approfondie du contexte des ouvrages sélectionnés pour rechercher des facteurs expliquant les tendances observées (influences anthropiques, période climatique particulière, ...)
- sectorisation du territoire pour définir des zones susceptibles de contenir chacune un piézomètre ou une station hydrométrique (source) pour le suivi de l'impact du changement climatique,
- sélection de stations de référence à partir du réseau existant et en tenant compte du réseau de référence pour la surveillance des étiages mis en place par le Cemagref (Giuntoli et Renard, 2010),
- modalité de création de nouvelles stations dans les secteurs intéressants qui en sont dépourvus,
- modélisation du comportement de certains piézomètres sélectionnés en fonction de scénarios de changement climatique.

7. Bibliographie

- Bates, B. C., Z. W. Kundzewicz, S. Wu et J. P. Palutikof, éd., (2008) - Le changement climatique et l'eau, document technique publié par le Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat, Secrétariat du GIEC, Genève, 236 p.
- Blum A., Lopez B., Guilbert M., Noel Y., Chery L. (2009) - Bilan national des efforts de surveillance des eaux souterraines à partir d'ADES. Indicateurs d'évaluation de l'état qualitatif et quantitatif des eaux souterraines : exemples de réalisations et recommandations. Rapport final, rapport BRGM/RP-57943-FR
- Boé J. (2007) - Changement global et cycle hydrologique : Une étude de régionalisation sur la France, thèse de doctorat de l'université de Toulouse, 256 p.
- Boé J., L. Terray, E. Martin, F. Habets, (2009) - Changes in component of the hydrological cycle in French river basins during the 21st century, *Water Resour. Res.*, 45, W08426, doi:10.1029/2008WR007437
- Caballero Y., K. Chaouche, L. Neppel, D. Salas y Melia, E. Martin, I. Terrason, S. Chazot, J.M. Citeau, L. Maton, J.D. Rinaudo, P. Fleury, B. Ladouche, N. Dorfliger, J.L. Pinault (2008), Vulnerability of Mediterranean hydrosystems to climate changes and human activities: the VULCAIN project Assessing potential impacts of likely future precipitation and temperature modifications for the 2020-2040 and 2040-60 periods over a Mediterranean basin, Congrès mondial de l'eau, Montpellier.
- Chen Z, Grasby SE, Osadetz KG. 2004. Relation between climate variability and groundwater levels in the upper carbonate aquifer, southern Manitoba, Canada. *Journal of Hydrology*, **290**: 43–62.
- Döll P and Fiedler K (2008) - Global-scale modeling of groundwater recharge *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 12 863–85
- Döll P. (2009) - Vulnerability to the impact of climate change on renewable groundwater resources : a global-scale assessment, *Environ. Res. Lett.* **4** 035006
- Ducharne A, Habets F, Déqué M, Evaux L, Hachour A, Lepaillier A, Lepelletier T, Martin E, Oudin L, Pagé C, Ribstein P, Sauquet E, Thiéry D, Terray L, Viennot P, Boé J, Bourqui M, Crespi O, Gascoin S, Rieu J (2009) - Projet RExHySS, Impact du changement climatique sur les Ressources en Eau et les Extrêmes Hydrologiques dans les bassins de la Seine et la Somme, rapport final, 62 p.
- Giuntoli I., Renard B. (2010) - Identification des impacts hydrologiques du changement climatique : constitution d'un réseau de référence pour la surveillance des étiages, rapport Cemagref 2010, 66 p.
- Habets F., J. Boé, M. Déqué, P. Quintana, Segui, L. Terray, E. Martin, P. Viennot, A. Ducharne (2008), Impact du changement climatique sur l'hydrogéologie des bassins de la Seine et du Rhône, Poster pour les journées RST, Nancy 2008.
- Hamed, K.H., Rao, A.R., 1998. A modified Mann–Kendall trend test for autocorrelated data. *J. Hydrol.* 204, 182–196.
- Herrera-Pantoja M., Hiscock K.M. (2008) - The effects of climate change on potential groundwater recharge in Great Britain *Hydrol. Process.* 22, 73–86

Jouzel J., Peings Y., Jamous M., Planton S., Le Treut H. (2011) – Scénarios climatiques : indices sur la France métropolitaine pour les modèles français ARPEGE-Climat et LMDz et quelques projections pour les DOM-COM, rapport final, 140 p.

Kundzewicz, Z. W. & Robson, A. (eds) (2000). Detecting Trend and Other Changes in Hydrological Data. World Climate Programme — Water, World Climate Programme Data and Monitoring, WCDMP-45, WMO/TD no. 1013. World Meteorological Organization.

Kundzewicz Z W and Döll P (2009) - Will groundwater ease freshwater stress under climate change? *Hydrol. Sci. J.* 54 665–75

ONERC (2007) - Fiche Indicateur ONERC, Températures moyennes de l'air en métropole, 03/03/2007, version 1.0

McCallum JL, Crosbie RS, Walker GR, Dawes WR (2010) Impacts of climate change on groundwater in Australia: a sensitivity analysis of recharge. *Hydrogeol J.*, 18: 1625-1638

Moisselin JM, Schneider M, Canellas C, Mestre O. 2002. Les changements climatiques en France au XXe siècle. *La Météorologie* 38: 45–56.

Okkonen J., Jyrkama M., Kløve B. (2010) - A conceptual approach for assessing the impact of climate change on groundwater and related surface waters in cold regions (Finland), *Hydrogeology Journal*, 18: 429–439

Renard B. (2006). Détection et prise en compte d'éventuels impacts du changement climatique sur les extrêmes hydrologiques en France. Thèse INP Grenoble.

Seguin J.J., Gomez E., Wuilleumier A. – 2009 - Les indicateurs piézométriques. Un outil dans la gestion des hydrosystèmes. Orientations méthodologiques. BRGM/RP-58139-FR

Soubeyrou J.M., J.-P. Vidal, J. Najac, N. Kitova, M. Blanchard, P Dandin, E. Martin, C. Pagé, F. Habets (2011) - Projet ClimSec, Impact du changement climatique en France sur la sécheresse et l'eau du sol, Rapport final du projet

USGS (2007) - Fact Sheet <http://pubs.usgs.gov/fs/2007/3003/> - Ground-Water Climate Response Network

Vernoux J.F., Lions J., Petelet-Giraud E., Seguin J.J., Stollsteiner P., Lalot E. (2009) – Contribution à la caractérisation des relations entre eau souterraine et eau de surface en lien avec la DCE, rapport BRGM/RP-57044-FR, 207 pages

Vidal J.P., Martin E., Franchistéguy L., Baillon M. and Soubeyrou J.M. (2009) - A 50-year high-resolution atmospheric reanalysis over France with the Safran system, *Int. J. Climatol.*

Yue, S., Wang, C.Y., 2002a. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann–Kendall test. *Water Resour. Res.* 38 (6), 1068. doi:10.1029/2001WR000861.

Yue, S. & Wang, C. Y. (2002) Assessment of the significance of serial correlation by the bootstrap test. *Water Resour. Manage.* 16, 23–35.

Yue, S., Pilon, P. & Cavadias, G. (2002) Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *J. Hydrol.* 259, 254–271.

Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique sur les eaux souterraines – année 1

Yue, S., Pilon, P. & Phinney, B. (2003) Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. *Hydrol. Sci. J.* **48**(1), 51–63.



Annexe 1

Champs de la table PIEZOS_METROPOLE

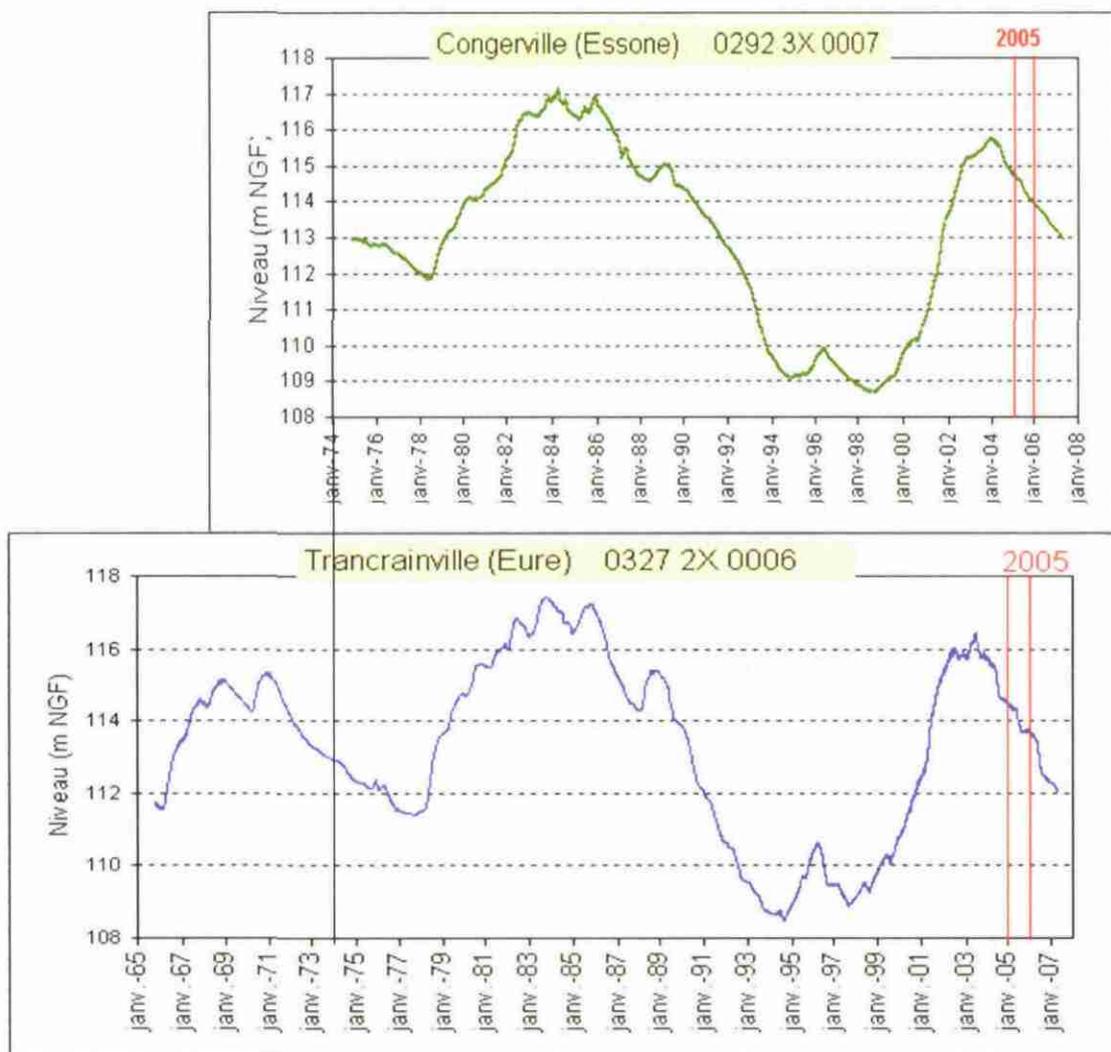
Établissement d'un réseau de référence piézométrique pour le suivi de l'impact du changement climatique
sur les eaux souterraines – année 1

champs Access	signification	exemple
CODE_BSS	Indice national	01347X0002/S1
LIBELLE_POINT	Libellé du point	PIEZOMETRE DE VIENNE-LA-VILLE - 51
LIEU_DIT_POINT	Lieu-dit du point	Pn 92
COMMENTAIRE		
DATE_DEBUT_PIEZO	Date de mise en service de l'ouvrage	15/01/1969
DATE_MIN_PIEZO		15-janv-69
DATE_MAX_PIEZO		28-juin-10
NB_ANNEES_DATA		41.45
ANNEE_DEBUT		1969
DATE_HORS_SERVICE		
ANNEE_HORS_SERVICE		
NOMBRE_ANNEES		41
ETAT_POINT		Opérationnel
NATURE_POINT		Puits
TYPE_POINT		Artificiel
STATIONS_HYD_POINT		
PROFONDEUR_DEBUT		
PROFONDEUR_FIN		
CODE_INSEE		51620
NOM		VIENNE-LA-VILLE
DEPARTEMENT		51
NOM_DEPT		MARNE
REGION		REG21
AGENCE		Seine-Normandie
PROJECTION		5
XCOML2E		784159
YCOML2E		2466336
CODE_BDRHFV1	Code du référentiel hydrogéologique	017a;
NOM_BDRHFV1		Argonne / Ouest - 017a ;
CODE	Code de la masse d'eau souterraine	3214
NOM_MASSE_EAU		Albien-néocomien libre entre Ornain et limite de district - 3214 ;
influence_anthropique	Code de qualification de l'influence anthropique	1
libre_captif	Code de qualification de la nature libre ou captive de la nappe	1
tendance	Coefficient de régression linéaire	-8.00E-05
battement	Différence entre les plus hautes eaux et les plus basses eaux connues	5.1
recharge_annuelle	Recharge annuelle de la nappe en mm	
modelisation_globale	Les données ont été utilisées dans le cadre d'une modélisation	
comportement	Code de qualification du comportement de la nappe	c
classes_SN	Classement des piézomètres du bassin Seine-Normandie par méthode géostatistique	1
remarques		

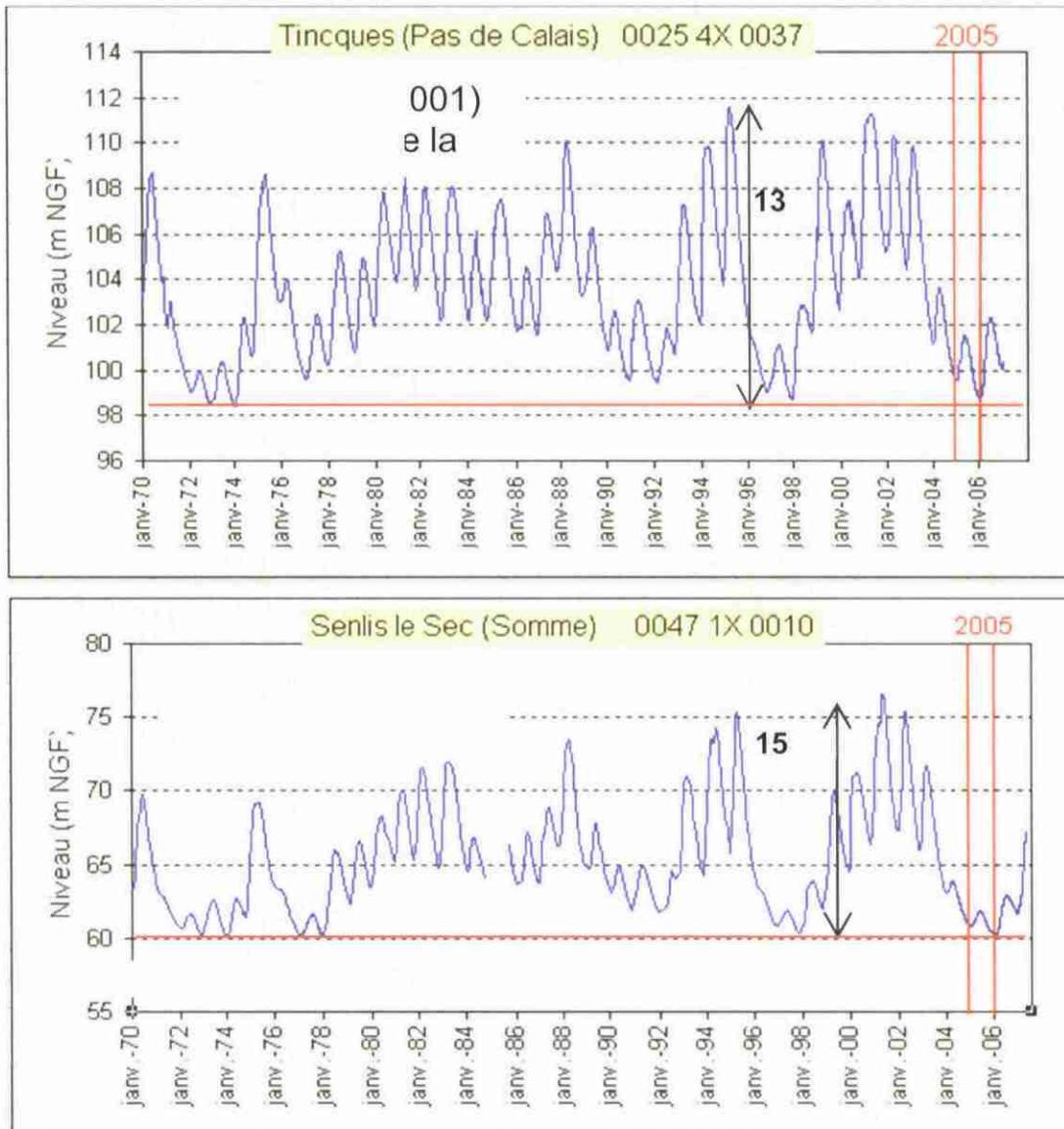


Annexe 2

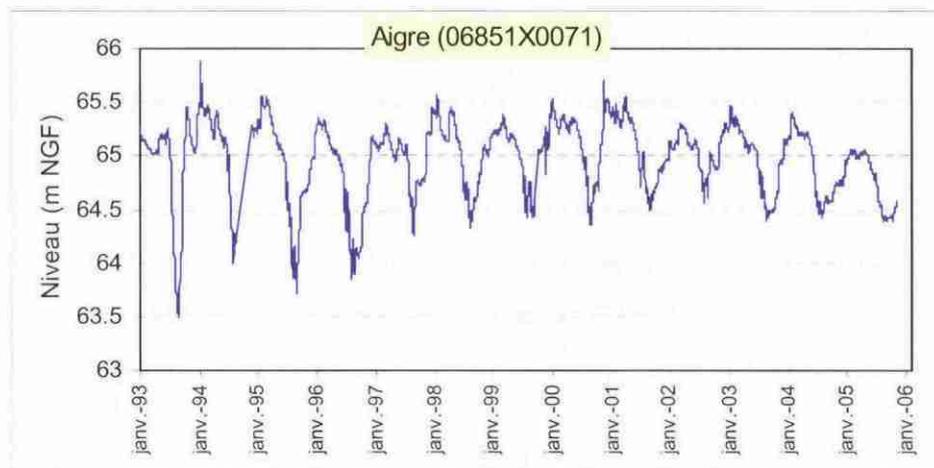
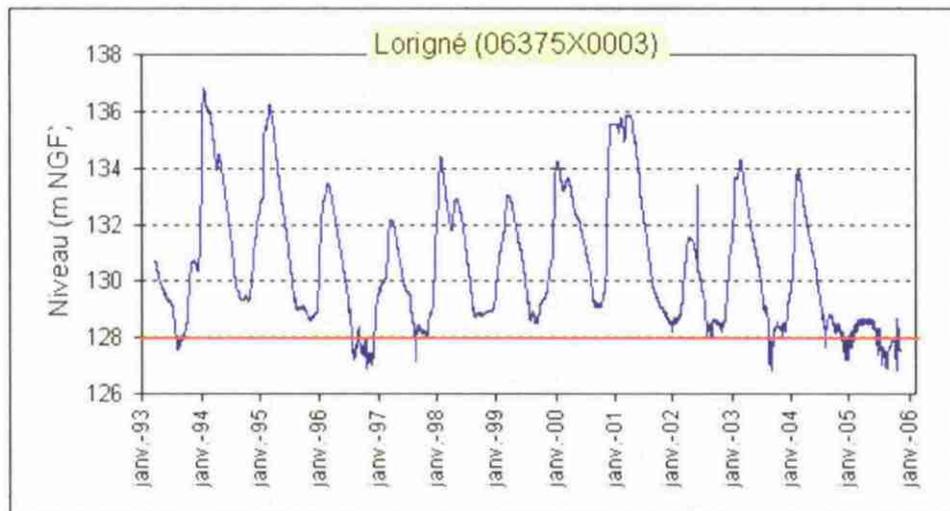
Dynamique des nappes d'eau souterraine



Exemple de nappe à cycles pluriannuels: la nappe des Calcaires de Beauce



Exemple de nappe à doubles cycles : la nappe de la Craie



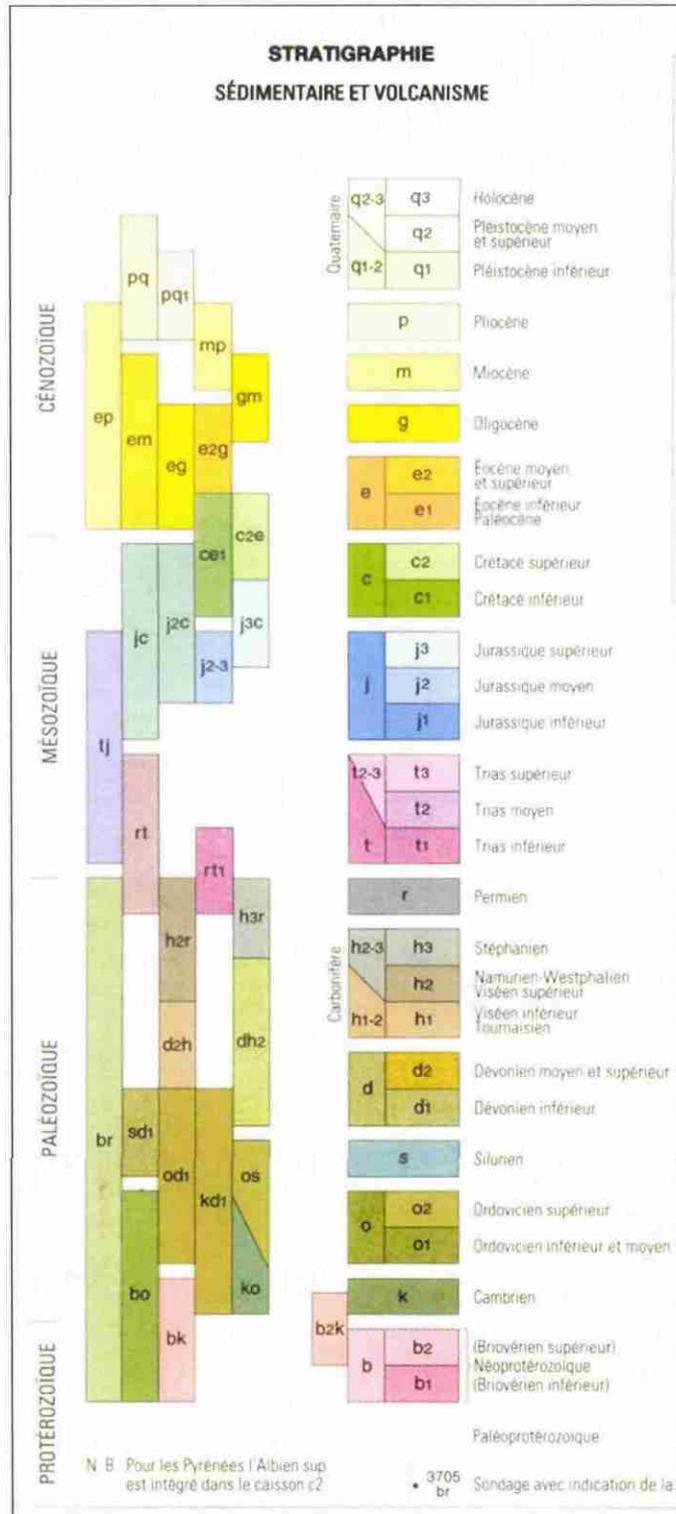
Exemple de nappe à cycles annuels : la nappe des Calcaires du Jurassique

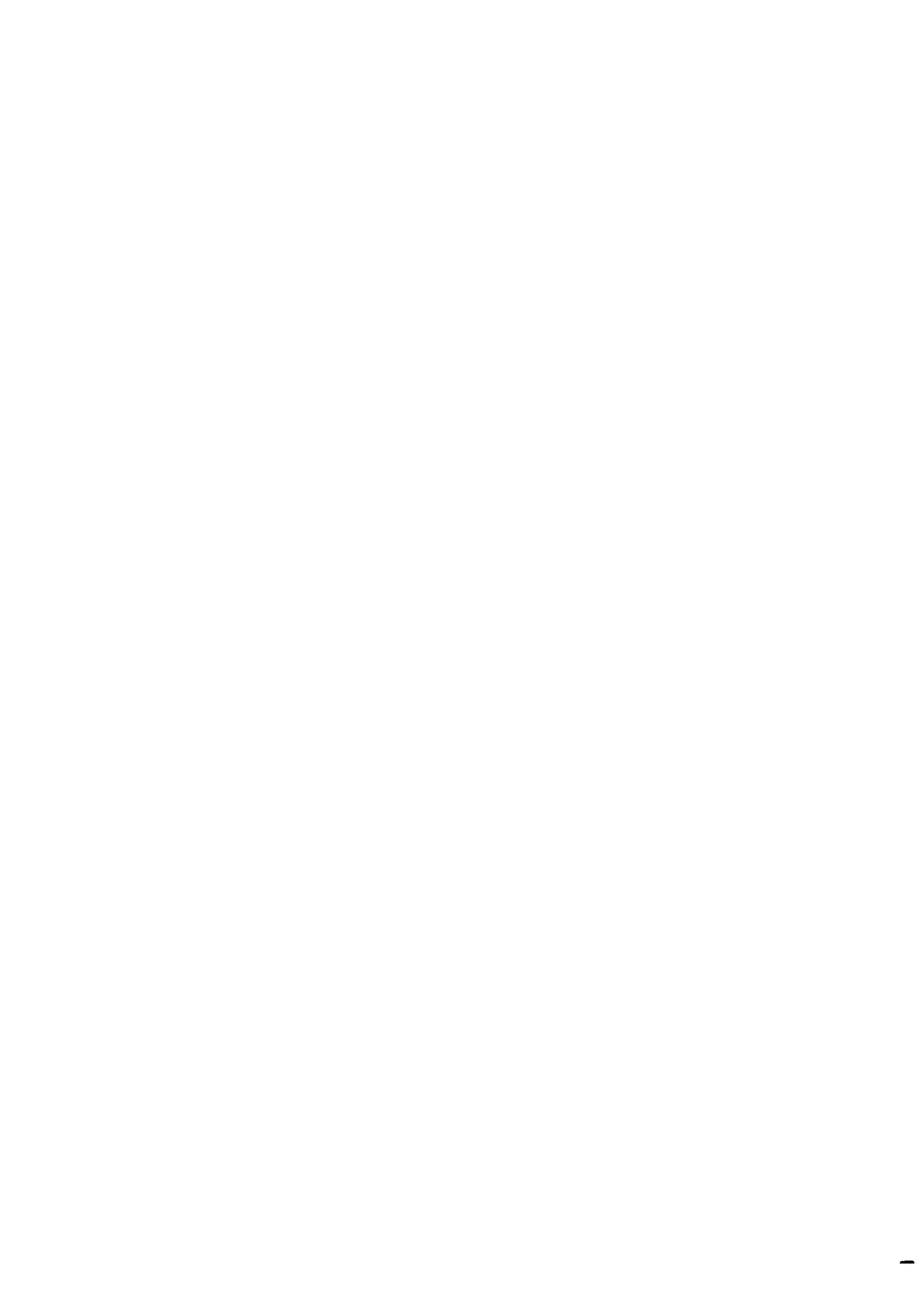


Annexe 3

Légende de la carte géologique de la France au million







Annexe 4

Tests statistiques

(Shapiro-Wilk et Durbin-Watson)



1. Test de Shapiro-Wilk

Ce test de "normalité" est décrit dans :

Shapiro, S. S.; Wilk, M. B. (1965). "An analysis of variance test for normality (complete samples)". *Biometrika* 52 (3-4): 591–611.

Le test de Shapiro-Wilk est considéré comme un test de "normalité" très puissant pour les petits effectifs ($n < 50$). Il teste l'hypothèse nulle selon laquelle un échantillon de données x_1, \dots, x_n est issu d'une population distribuée suivant une loi normale.

Il utilise la "statistique" W suivante :

$$W = \frac{\sum_{i=1}^{n/2} (a_i (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}))^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$x_{(i)}$ correspond à la série des données triées,

$n/2$ est la partie entière du rapport (n pouvant être pair ou impair),

les a_i sont des constantes générées à partir de la matrice de variance-covariance des quantiles d'un échantillon de taille n distribué suivant une loi normale. Ces constantes sont fournies dans des tables spécifiques.

Si la valeur calculée de W est inférieure à la valeur $W_{1-\alpha, n}$ correspondant au niveau de signification α choisi, alors l'hypothèse de normalité doit être rejetée (ou, de façon équivalente, si la p -value calculée est inférieure au niveau α).

Dans cette étude, le test a été introduit dans la programmation à partir de l'algorithme AS R94 (SWILK) publié dans la revue *Applied Statistics* (1995) Vol.44, n°4 (Royston J.P., *Shapiro-Wilk normality test and P-value*).

2. Test de Durbin Watson

Ce test est destiné à vérifier l'indépendance des "résidus" d'une série de données sur laquelle un modèle a été ajusté (absence d'autocorrélation d'ordre 1).

Il est décrit dans :

Durbin, J., and Watson, G. S. (1951) "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II." *Biometrika* 38, 159–179.

Sous l'hypothèse nulle, il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre 1 ; sous l'hypothèse alternative il y a autocorrélation positive ou négative. La statistique utilisée par le test est :

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n r_i^2}$$

n est le nombre de données,

les " r_i " sont les résidus.

La distribution de la statistique D est comprise entre deux bornes d_L et d_U . La règle de décision est :

- $0 < d < d_L$: autocorrélation positive
- $d_L < d < d_U$: zone d'indécision
- $d_U < d < 4 - d_U$: pas d'autocorrélation
- $4 - d_U < d < 4$: autocorrélation négative

...



**Centre scientifique et technique
Service EAU**

3, avenue Claude-Guillemin
BP 36009 – 45060 Orléans Cedex 2 – France – Tél. : 02 38 64 34 34