

LE RÉCHAUFFEMENT CLIMATIQUE DANS L'ESPAGNE MÉDITERRANÉENNE

TENDANCE NATURELLE OU EFFET DE L'URBANISATION ?

José Quereda Sala⁽¹⁾, Antonio Gil Olcina⁽²⁾,
Jorge Olcina Cantos⁽²⁾, Antonio Rico Amoros⁽²⁾,
Enrique Montón Chiva⁽¹⁾ et José Escrig Barbera⁽¹⁾

(1) *Station de climatologie, Université Jaume I*

Ctra. Borriol s/n.

12080 Castellón

ESPAGNE

Courrier électronique : quereda@nuvol.uji.es

(2) *Université d'Alicante, Alicante, ESPAGNE*

RÉSUMÉ

L'analyse statistique des longues séries de mesures de température des principaux observatoires de l'Espagne méditerranéenne met en évidence une tendance significative au réchauffement, avec une augmentation de la température moyenne annuelle comprise entre 0,5 °C et 1,2 °C pour la période 1870-1996. Mais certains processus non climatiques, comme l'urbanisation autour des postes et le changement de localisation de la plupart des stations, doivent être pris en compte. Ainsi, une grande partie de la hausse de température observée pourrait résulter de l'effet de l'urbanisation. Pour la période 1940-1996, la comparaison entre stations météorologiques urbaines et stations météorologiques rurales permet une bonne estimation de l'effet d'urbanisation, trop souvent négligé dans les études de ce type. Au vu de ces résultats, l'hypothèse de la stabilité de la température dans l'Espagne méditerranéenne ne peut pas être rejetée pour la période 1940-1996.

ABSTRACT

The climatic warming in Mediterranean Spain: natural tendency or urban effect?

Statistical analysis of long temperature series made by the major observatories of Mediterranean Spain shows a significant warming trend, with an annual mean temperature rise of between 0.5 °C and 1.2 °C during the period 1870-1996. Nevertheless, this analysis is difficult because some non-climatic processes such as the urban effect and the changing sites of most of the meteorological stations must be taken into account. We have observed that a large part of the temperature increase may result from the urban effect. The comparison between urban and rural meteorological observatories in the 1940-1996 period allows a good estimation of the urban effect, too often neglected in research of this kind. In view of our results we may conclude that, after correcting for the urban effect, there has been little or no real increase of temperature between 1940 and 1996. The assumption of temperature stability in Mediterranean Spain should therefore not be rejected.

De nombreuses recherches sur les variations climatiques et sur l'influence éventuelle de l'homme sur le climat ont été conduites au cours des deux dernières décennies. Cette activité intense est justifiée par l'importance des conséquences d'une évolution du climat sur l'environnement de la planète. Mais de nombreuses incertitudes persistent dans ce domaine en pleine évolution. Par exemple, un simple

changement d'abri peut entraîner une variation de 0,5 °C de la température moyenne annuelle résultant de ses mesures.

Les recherches menées sur la température moyenne de la Terre indiquent que celle-ci aurait augmenté de 0,7 °C en un siècle (Kelly et al., 1985 ; Boden et al., 1994 ; Jones et al., 1994 ; Wilson et Hansen, 1994 ; Vinnikov et al., 1994). Cette augmentation a été estimée à partir de l'analyse des températures mesurées dans les principaux postes climatologiques. Mais ce type d'analyse est particulièrement difficile car certains processus non climatiques, comme l'extension de l'urbanisation au voisinage des postes climatologiques et le changement de localisation de la

plupart des stations, doivent être pris en compte. À cet égard, nous considérons que les analyses de la température à l'échelle régionale peuvent aider à vérifier l'homogénéité des séries de température et à détecter une éventuelle tendance au réchauffement (Quereda et Monton, 1994).

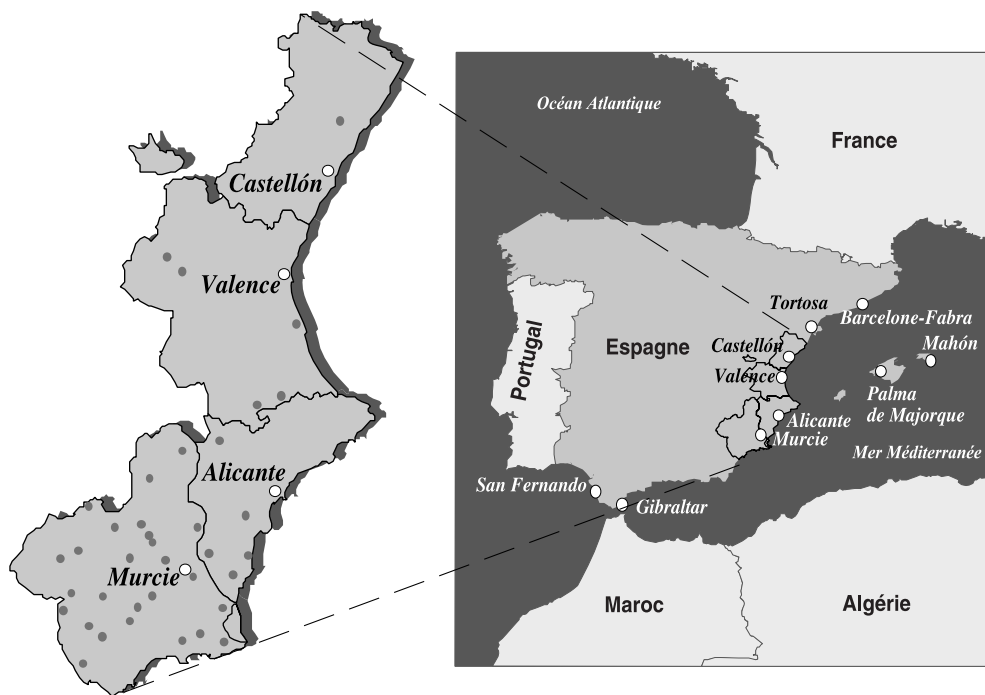


Figure 1 - En blanc, les postes de la première catégorie, pour lesquels on dispose de longues séries de mesures de température ; en gris, les postes de la deuxième catégorie, situés en milieu rural.

LE RÉSEAU DE STATIONS ET LES DONNÉES

Les données utilisées pour cette étude proviennent d'un réseau thermométrique comportant deux catégories de postes de mesures. La première catégorie comprend 10 postes (figure 1) répartis sur le littoral méditerranéen espagnol, dont les mesures remontant au XIX^e siècle permettent de couvrir la période 1870-1996. La deuxième catégorie comprend 37 postes pour la période actuelle 1940-1996. Il s'agit de postes climatologiques situés en milieu rural, peu ou pas influencés par les villes.

La station de Fabra, située en bordure de la ville de Barcelone, à 412 mètres d'altitude sur le mont Tibidabo, ne se trouve pas sous les vents dominants de l'agglomération.



Les données de base sont les moyennes mensuelles et annuelles des températures minimales et maximales. Elles proviennent de l'Instituto Nacional de Meteorología (INM) et, pour Gibraltar, du Meteorological Office britannique. Pour Barcelone, afin d'éviter les perturbations causées par les nombreux changements subis par l'observatoire de l'INM depuis 1970, la série a été reconstituée à partir de celle de cet observatoire et de celle de la station de Fabra, installée en 1912. De 1870 à 1913, la série de l'INM est corrigée à partir de l'écart moyen entre les observations de Fabra et celles de l'INM, calculé sur la période de mesures commune aux deux stations (1914-1970). À partir de 1914, on utilise la série de Fabra.

La qualité des données

Étant donné que la valeur de toute conclusion sur l'évolution du climat dépend de la qualité des données, toutes les séries utilisées ont fait l'objet d'un certain nombre d'opérations de contrôle (Lamarque et Jourdain, 1994).

La première étape du traitement des données a consisté à tester la continuité et la cohérence spatiale des moyennes mensuelles des températures minimales et maximales, après reconstitution des valeurs manquantes. Les valeurs qui n'étaient pas comprises dans l'intervalle de confiance à 99,9 % ont été rejetées. Ces valeurs, très peu nombreuses, ont été reconstituées à l'aide d'une interpolation simple des moyennes des postes les plus proches pour lesquels les coefficients de corrélation avec le poste considéré étaient satisfaisants (supérieurs à 0,7).

L'homogénéité des séries de température

Les valeurs manquantes étant peu nombreuses, on peut appliquer des tests d'homogénéité interne (méthodes de Wald-Wolfowitz) et le test d'homogénéité relative par la méthode d'Alexandersson (Alexandersson et Moberg, 1997 ; Moberg et Alexandersson, 1997). Au vu des résultats de ces tests, on peut rejeter, pour la plupart des séries étudiées, l'hypothèse selon laquelle il s'agit de séries aléatoires (observations obéissant à une unique loi de distribution).

Dans le test d'Alexandersson, analogue à d'autres tests d'homogénéité des séries chronologiques, une série de températures est dite homogène par rapport à une série synchrone de référence si les différences entre les observations simultanées constituent une série de nombres aléatoires, c'est-à-dire si la loi de distribution de ces différences n'a pas changé pendant toute la période étudiée. La série de référence doit impérativement vérifier les critères d'homogénéité et être bien corrélée avec la série étudiée. Mais, s'il est facile de trouver pour chaque poste à tester un poste proche présentant une bonne corrélation, il est en revanche délicat de caractériser l'homogénéité interne de chaque poste.

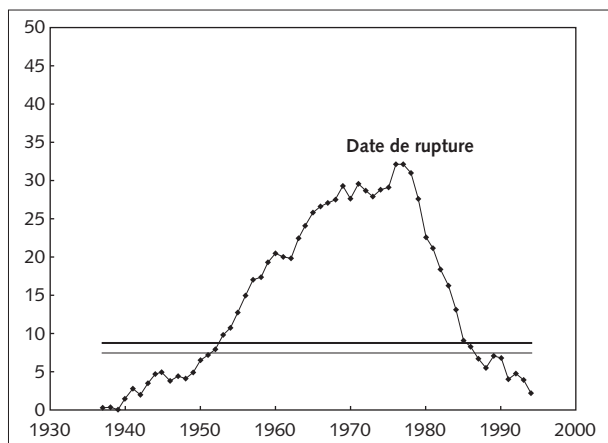


Figure 2 - Exemple de graphique de la méthode d'Alexandersson. La courbe correspond à la statistique du test pour Jumilla (Murcie). Les deux lignes horizontales représentent les intervalles de confiance du test : 90 % (en bas) et 95 % (au-dessus).

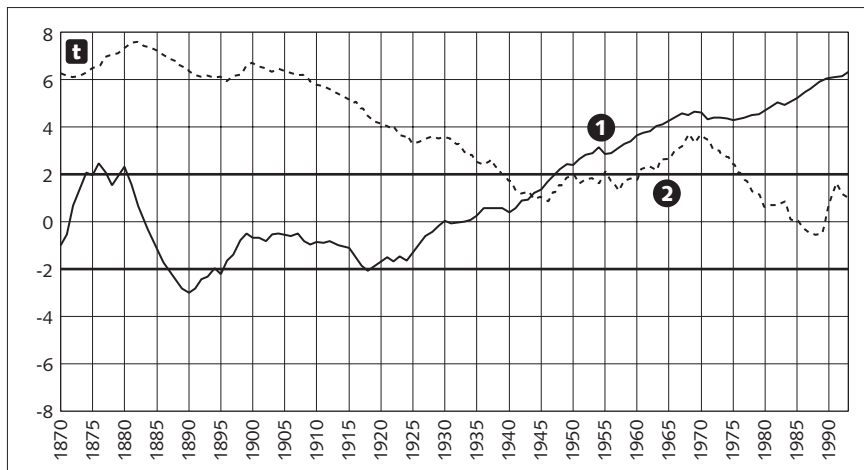
Pour constituer les séries de référence, on calcule les moyennes de plusieurs séries, en espérant atténuer l'effet d'éventuelles ruptures d'homogénéité. Afin d'éviter de fausser les résultats en raison d'une mauvaise qualité de la série de référence, nous avons pris la précaution d'écarter du calcul les séries clairement non homogènes. Une référence spécifique à chaque poste est ainsi calculée, en ne prenant en compte que les postes voisins pour lesquels le coefficient de corrélation avec le poste considéré est supérieur à 0,7. Le calcul consiste en une moyenne pondérée par les carrés des coefficients de corrélation.

Pour chaque station étudiée, on forme une série des différences entre les valeurs à tester et les valeurs de référence, cette série étant ensuite normalisée. Il s'agit donc de rechercher un changement dans la moyenne de cette série de différences. Pour chaque date, on calcule la valeur de la statistique du test et on la compare à la valeur critique pour une confiance donnée. En cas de dépassement de cette valeur critique, on considère qu'il y a hétérogénéité (figure 2). La date

la plus probable de rupture d'homogénéité correspond à la valeur maximale de la statistique du test. Ce test est en principe adapté à la recherche d'une rupture unique. Mais nous avons utilisé la procédure proposée par Easterling et Peterson (1992) et Peterson et Easterling (1994) pour déterminer des ruptures multiples. Cette méthode consiste à détecter une première rupture, à couper en deux la série de différences à l'endroit de cette première rupture, puis à poursuivre la détection sur chacune de ces sous-séries et ainsi de suite. Dans notre cas, il a fallu arriver jusqu'à trois ruptures pour quelques séries.



Figure 3 - Test de Mann-Kendall appliqué à la moyenne régionale des températures annuelles du réseau de première catégorie. Les lignes horizontales en trait fort représentent l'intervalle de confiance à 95 % du test. La courbe en trait plein est la série normale, la courbe en pointillé représente la série rétrograde.



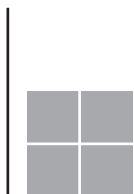
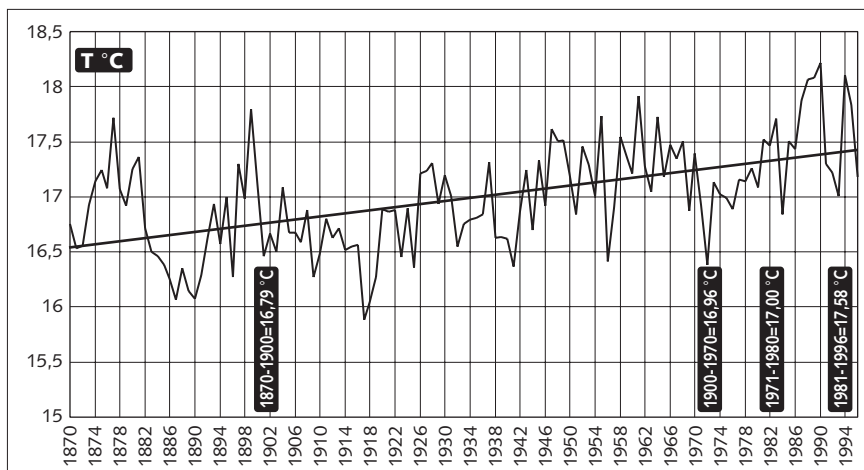
Sur les séries de températures du réseau de première catégorie, seules celles de Barcelone (INM-Fabra) et de San Fernando (Cadix) peuvent être considérées comme homogènes dans l'intervalle de confiance à 95 %. Toutes les séries des autres stations de première catégorie présentent quelques hétérogénéités. Cependant, l'étude de la moyenne régionale des longues séries (figure 3) montre une absence de rupture nette de l'homogénéité qui traduit peut-être l'existence d'une tendance. Cette difficulté, ainsi que celle de déceler s'il s'agit d'une fluctuation climatique réelle ou artificielle, nous a amenés à conserver toutes ces séries de première catégorie pour la suite de l'étude de la tendance climatique.

En revanche, la plupart des séries de deuxième catégorie (37 sur les 54 initialement considérées) ont pu être homogénéisées, avec la méthode d'Alexandersson, troisième étape de l'analyse. Cette méthode consiste à calculer un facteur d'ajustement à partir de la différence entre la moyenne sur la période à corriger et la moyenne sur la période homogène, en utilisant la formule proposée par Alexandersson (1986) dans le prolongement de son test d'homogénéité relative. En outre, l'historique de chaque poste de mesure a permis de valider les ruptures d'homogénéité détectées par le test.

LA TENDANCE CLIMATIQUE

Pour déceler la tendance climatique, nous avons employé deux méthodes statistiques : le test de Mann-Kendall (Sneyers, 1975) pour trouver la date de début et la régression linéaire simple pour calculer la valeur de la tendance. Sur la figure 4, on a tracé la moyenne régionale des températures moyennes annuelles des postes de la première catégorie. La hausse annuelle (0,0071 °C) correspond à une hausse de 0,9 °C pour les 127 années de la période 1870-1996.

Figure 4 - Évolution de la moyenne régionale des températures moyennes annuelles des postes de première catégorie et tendance correspondante. Dans les cartouches verticales, on indique la température moyenne calculée sur différentes périodes.

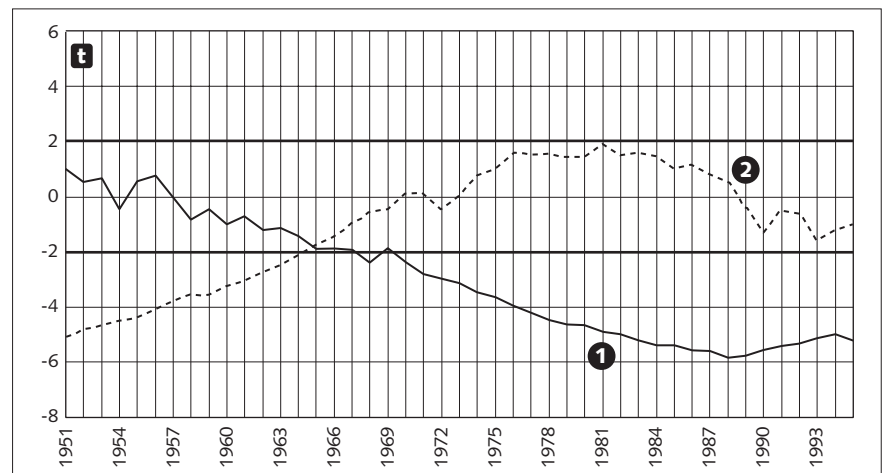


L'EFFET POSSIBLE DE L'URBANISATION

Il est bien évident que cette tendance linéaire constitue uniquement une hypothèse simplificatrice (Quereda, 1992). La réalité est plus complexe. En fait, une grande partie du réchauffement enregistré dans les stations de l'Espagne méditerranéenne pourrait résulter de l'urbanisation, car ces stations, implantées en bordure des agglomérations urbaines au siècle dernier, ont été absorbées progressivement par l'expansion des villes.

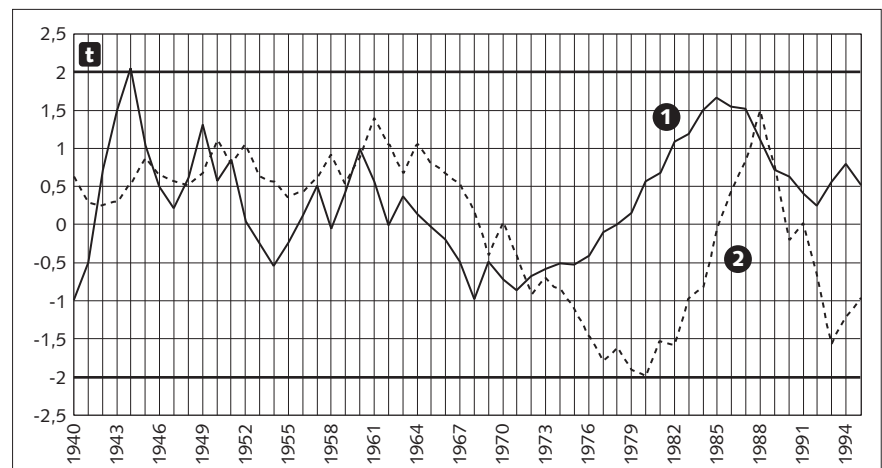
Nous avons donc essayé d'analyser plus finement le réchauffement observé dans les stations de première catégorie. À cet égard, nous avons étudié l'évolution de l'amplitude thermique diurne moyenne dans toutes les stations (Dettwiller, 1978). Le test de Mann-Kendall a mis en évidence que l'amplitude thermique décroît dans tous les postes, mais de façon différente suivant les postes. Ainsi, tandis qu'à Valence, Palma, Alicante et San Fernando l'amplitude décroît à peu près constamment après 1957 (figure 5), le processus commence plus tard dans les autres stations régionales de première catégorie. C'est le cas pour la station de Fabra, située hors de l'agglomération de Barcelone, sur le mont Tibidabo, et qui ne se trouve pas sous les vents dominants de la ville. L'évolution de la température moyenne annuelle à Fabra suggère que les apports thermiques urbains ont été pratiquement nuls jusqu'à la dernière décennie.

Figure 5 - Test de Mann-Kendall appliqué à la série des moyennes annuelles des différences entre les températures maximales et minimales (moyenne pour les stations de Valence, Palma, Alicante et San Fernando). Courbe 1, série normale ; courbe 2, série rétrograde. Les lignes horizontales en traits forts représentent l'intervalle de confiance à 95 % du test.



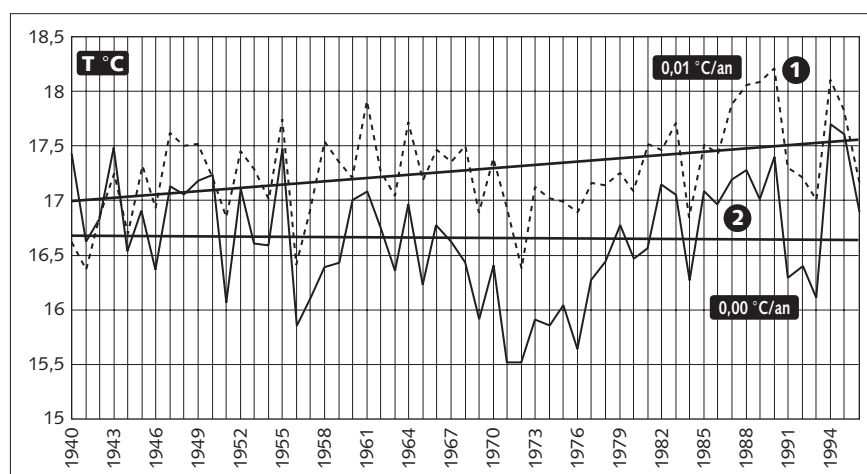
Ainsi, on peut admettre que l'effet des activités humaines est décelable dans toutes les longues séries de température des stations de première catégorie. Au contraire, le test de Mann-Kendall, appliqué sur les séries des différences entre les températures maximales et minimales moyennes annuelles, montre que cet effet urbain est nul ou négligeable pour les stations de deuxième catégorie (figure 6).

Figure 6 - Test de Mann-Kendall appliqué à la série des moyennes annuelles des différences entre les températures maximales et minimales (moyenne pour les stations de deuxième catégorie). Courbe 1, série normale ; courbe 2, série rétrograde. Les lignes horizontales en traits forts représentent l'intervalle de confiance à 95 % du test.



Afin d'estimer quelle part de la hausse de température est due à l'urbanisation, nous avons calculé la corrélation entre la tendance moyenne décelée par le réseau de première catégorie et celle décelée par le réseau de deuxième catégorie. Selon cette méthode, si l'on admet que la tendance calculée pour le réseau de deuxième catégorie est représentative de la tendance « naturelle » de la température, l'urbanisation serait responsable d'une hausse de 0,56 °C de la température moyenne régionale entre 1940 et 1996. On retrouve ainsi les résultats obtenus pour la série thermique moyenne régionale des stations de première catégorie (+ 0,56 °C) et la série moyenne du réseau de deuxième catégorie (+ 0,00 °C), en procédant à une opération très simple de soustraction (figure 7). Le coefficient de corrélation entre les moyennes régionales de première catégorie et celles de deuxième catégorie est élevé (supérieur à 0,8).

Figure 7 - Moyennes régionales de température moyenne annuelle en Espagne méditerranéenne. Courbe 1, stations de première catégorie (postes ayant de longues séries de mesures) ; courbe 2, stations de deuxième catégorie (stations rurales).



Tous ces résultats convergent : le réchauffement enregistré dans les stations de première catégorie semble résulter d'un effet urbain qui est aussi mis en évidence par la classique diminution de l'amplitude thermique diurne. En conséquence, à l'écart des agglomérations, l'hypothèse de la stabilité de la température ne peut pas être rejetée.

CONCLUSION

L'évolution de la température moyenne annuelle, pour les longues séries disponibles des principaux postes de première catégorie de l'Espagne méditerranéenne, met en évidence une tendance significative au réchauffement climatique. En moyenne régionale, cette tendance atteint 0,9 °C pour la période 1870-1996. Cependant, les différentes valeurs de la tendance (hausse de 0,5 à 1,2 °C par siècle) suggèrent que le réchauffement n'a pas affecté les stations de façon homogène.

Pour la période 1940-1996, la comparaison entre stations météorologiques urbaines et stations météorologiques rurales montre que la majeure partie de la hausse de température (0,56 °C pour la période 1940-1996) peut résulter de l'effet de l'urbanisation. En particulier, l'amplitude thermique diurne diminue dans les postes urbains, mais pas dans les postes ruraux.

Tous ces résultats conduisent à ne pas rejeter l'hypothèse de la stabilité de la température dans l'Espagne méditerranéenne pour la période 1940-1996.

BIBLIOGRAPHIE

Alexandersson H., 1986 : A homogeneity test applied to precipitation data. *Int. J. Climatol.*, 6, 661-675.

Alexandersson H. et A. Moberg, 1997 : Homogenization of Swedish temperature data. Part I: Homogeneity test for linear trends. *Int. J. Climatol.*, 17, 25-34.

Boden T. A., D. P. Kaiser, R. J. Sepanski et F. W. Stoss (eds), 1994 : *Trends 93: A compendium of data on global change* ORNL/CDIAC-65. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, Tennessee, États-Unis, 984 p.



- Dettwiller J., 1978 : L'évolution séculaire de la température à Paris. *La Météorologie* 6^e série, 13, 95-130.
- Easterling D. R. et T. C. Peterson, 1992 : Techniques for detecting and adjusting for artificial discontinuities in climatological time series: a review. 5th International Meeting on Statistical Climatology, June 22-26, 1992, Toronto, Canada, J28-J32.
- Jones P. D., T. M. L. Wigley et K. R. Briffa, 1994 : Global and hemispheric temperature anomalies-land and marine instrumental records, in Boden T. A., D. P. Kaiser, R. J. Sepanski et F. W. Stoss (eds). *Trends 93: A compendium of data on global change*. ORNL/CDIAC-65. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, Tennessee, États-Unis, 603-608.
- Kelly P. M., P. D. Jones, T. M. L. Wigley, R. S. Bradley, H. F. Diaz et C. Goodess, 1985 : The extended Northern Hemisphere surface air temperature record: 1851-1984. Preprints, Third Conference on Climate Variations and Symposium on Contemporary Climate: 1850-2100, American Meteorological Society, Boston, États-Unis, 23-24.
- Lamarque P. et S. Jourdain, 1994 : Élaboration de longues séries climatologiques homogènes pour l'étude de l'évolution climatique. *La Météorologie* 8^e série, 7, 61-69.
- Moberg A. et H. Alexandersson, 1997 : Homogenization of Swedish temperature data. Part II: Homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1861. *Int. J. Climatol.*, 17, 35-54.
- Peterson T. C. et D. R. Easterling, 1994 : Creation of homogeneous composite climatological reference series. *Int. J. Climatol.*, 14, 671-679.
- Quereda J., 1992 : Significant warming trend in the Spanish Mediterranean. *Weather*, 274-275.
- Quereda J. et E. Monton, 1994 : ¿Hacia un cambio climático? Universidad Jaume I, Castellón, Espagne, 27 p.
- Sneyers R., 1975 : Sur l'analyse statistique des séries d'observations. Organisation météorologique mondiale, Note technique n° 143, Genève, Suisse, 192 p.
- Vinnikov K. Y., P. Y. Groisman et K. M. Lugina, 1994 : Global and hemispheric temperature anomalies from instrumental surface air temperature records, in Boden T. A., D. P. Kaiser, R. J. Sepanski et F. W. Stoss (eds). *Trends 93: A compendium of data on global change*. ORNL/CDIAC-65. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, Tennessee, États-Unis, 615-627.
- Wilson H. et J. Hansen, 1994 : Global and hemispheric temperature anomalies from instrumental surface air temperature records, in Boden T. A., D. P. Kaiser, R. J. Sepanski et F. W. Stoss (eds). *Trends 93: A compendium of data on global change*. ORNL/CDIAC-65. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, Tennessee, États-Unis, 609-614.

