

Klimawandel – Trend der Lufttemperatur im Inneren Bayerischen Wald (Böhmerwald)

Climate change – trend of air temperature in the Innerer Bayerischer Wald (Bohemian Forest)

Claus Bässler

*Nationalparkverwaltung Bayerischer Wald, Freyunger Strasse 2, D-94481 Grafenau, Deutschland
claus.baessler@npv-bw.bayern.de*

Abstract

The trend of the air temperatures on the basis of selected meteorological stations of the Innerer Bayerischer Wald (German side of the Bohemian Forest) has been analysed. Mean air temperature, mean daily minimum and maximum temperature were considered. After data preparation and data check, time series analysis (trend and cutpoint analysis) and examination of spatial and time representation was carried out. To consider orographic differences, two representative meteorological stations (Waldhäuser for hillside locations, 1948–2002 and extended with data from the station Hohenpeißenberg 1781–2003; Zwieselberg for valley locations, 1948–2002) were analysed. Overall positive trends were noticeable for the period under consideration. The highest trend of mean air temperature was calculated for May ($0.04 \text{ K} \cdot \text{a}^{-1}$ for hillside locations and 0.03 K for valley locations) and august ($0.02 \text{ K} \cdot \text{a}^{-1}$ for hillside locations and 0.03 K for valley locations). Thus, there was a trend of $0.02 \text{ K} \cdot \text{a}^{-1}$ (hillside) respectively $0.01 \text{ K} \cdot \text{a}^{-1}$ (valley) for the growing season (May–August). On the other hand, there was any significant trend neither considering the annual average values, nor the climatological seasons, especially winter. More distinct were the trends of the mean monthly minimum temperature, almost all trends were positive. In contrast the mean maximum temperature showed much more moderate reaction. There is a common cutpoint in 1988 for the meteorological stations Waldhäuser, Zwieselberg and the reference station Hohenpeißenberg. Hence, the detected overall trend is mostly a result of the increasing temperature since this point in time.

Key words: air temperature, trend analysis, climate change

Einleitung

Meteorologische Messungen zeigen entscheidende Änderungen des globalen Klimas im 20. Jahrhundert. Demnach geben klimabestimmte Parameter eindeutige Hinweise auf eine weltweite, aber regional durchaus sehr unterschiedliche Erwärmung. Seit Beginn der instrumentellen Messungen (z.B. in Bayern seit 1781) waren die bodennahen Durchschnittstemperaturen der Erde noch nie so hoch wie in den letzten Jahrzehnten (IPCC 2007a). Allerdings bestehen regional sehr unterschiedliche Trends signale (KLIWA 2006, DEUTSCHER WETTERDIENST 2001). Die folgende Analyse hat zum Ziel, konkrete Trendwerte anhand ausgewählter Klimastationen des Untersuchungsgebietes zu Tage zu fördern. Neben natürlichen Faktoren für die Veränderung des globalen Klimas treten zunehmend anthropogene Einflüsse auf, die in Form der Immission von Treibhausgasen im 21. Jahrhundert aller Voraussicht nach deutlich hervortreten werden (BAYERISCHER KLIMAFORSCHUNGSVERBUND 1999, IPCC 2007a). Für die Absicherung von Prognosen werden Klimamodelle eingesetzt. Aktuelle Klimaprojekti-

onen ergeben eine Erhöhung der globalen Mitteltemperatur, abhängig vom gewählten Emissionsszenario von 1,8 (1,1–2,9 K) – 4,0 K (2,4–6,4 K) (2090–2099 im Vergleich zu 1980–1999). Szenariobeeinflussende Faktoren sind z.B. die Entwicklung der Weltbevölkerung, zukünftiger Energieverbrauch und eingesetzte Energieträger (CUBASCH 2004). Aktuelle Prognosen, basierend auf den SRES-Szenarien (IPCC 2007a) für ganz Deutschland, zeigen einen Anstiegstrend, der eine Erwärmung um bis zu 3 K zum Ende des 21. Jahrhunderts nahe legt (SPEKAT 2007). Zahlreiche Studien belegen den Zusammenhang zwischen der Zunahme der globalen Kohlendioxidkonzentration und der deutlichen Erwärmung der letzten Jahrzehnte einerseits sowie einem Wandel der Ökosysteme andererseits (KASANG 2004, IPCC 2007a).

Die vorliegende Untersuchung soll einer ersten Einschätzung dienen, in wie weit sich die auf globaler, deutschland- und süddeutschlandweiter Ebene beobachteten Trends im Zusammenhang mit der Lufttemperatur ebenfalls auf lokaler Ebene (Böhmerwald, v.a. Nationalpark Bayerischer Wald) wieder finden. Die Analyse soll wesentliche Veränderungen bezüglich der mittleren Lufttemperaturen und Extremtemperaturen detektieren. Im Anschluss an die erste Einschätzung sollen in weiteren Studien die Auswirkungen des Klimawandels auf Ökosysteme untersucht werden. Hierfür soll ein Bioindikationssystem entwickelt werden, anhand dessen ein Wandel langfristig nachgewiesen werden kann.

MATERIAL UND METHODEN

Untersuchungsgebiet und verwendete Klimastationen

In Tab. 1 sind die für die Analyse herangezogenen Klimastationen sowie die entsprechenden Höhenangaben aufgeführt. Hauptziel soll die klimatologische Betrachtung des Nationalparks und seines Umfeldes sein, um lokale Aussagen über Entwicklungen treffen zu können (Abb. 1). Der ARBEITSKREIS STANDORTSKARTIERUNG (1985) ordnet den untersuchten Naturraum des Böhmerwaldes in die Wuchsbezirkskategorie Innerer Bayerischer Wald ein.

Tabelle 1. Zur Analyse herangezogene Klimastationen, vorliegende Daten und Höhenlage der Klimastationen (m üNN).

Table 1. Meteorological stations used for the analyses, available data and elevation of the meteorological stations (m a.s.l.).

Stationsname	Erfassungszeitraum	Höhe (m üNN)
Waldhäuser	1972–2003	945
Grosser Arber	1983–2003	1437
Grosser Falkenstein	1947–1981	1307
Klingenbrunn Bahnhof	1981–2004	756
Mauth/Finsterau	1942–1956	1004
Hausstein	1936–1944, 1947–1952	648
Buchenau	1900–1929	750
Zwieselberg	1948–2002	590
Grainet/Rehberg	1958–2000	645
Taferlbruck	1980–2004	771
Fichtelberg	1949–2004	1213
Hohenpeißenberg	1781–2004	977

Die Stationen Fichtelberg und Hohenpeißenberg dienen als Referenz im Zusammenhang mit Datenprüfungen (Homogenitätsanalyse). Die Station Hohenpeißenberg findet weithin für Reduktionen zum Verlängern von Zeitreihen Verwendung, da ihre instrumentelle Messlänge seit 1781 für Bayern einmalig ist. Der Fichtelberg ist naturräumlich dem Erzgebirge zuzuordnen und befindet sich ca. 200 km nord-westlich vom Untersuchungsgebiet. Es handelt sich ebenfalls um ein Mittelgebirge mit kontinentaler Prägung und starker vertikaler Gliederung und ist somit mit dem Klimaraum des Böhmerwaldes vergleichbar. Die Station Hohenpeißenberg befindet sich im Alpenvorland (Wuchsbezirk Oberbayerische Jungmoräne und Molassevorberge) und ist ca. 250 km Luftlinie vom Untersuchungsgebiet entfernt.

Datengrundlage

Als Datengrundlage dienen insbesondere Messreihen des Deutschen Wetterdienstes. Ein Teil der Daten stammt von Klimastationen des Nationalparks Bayerischer Wald, die z.T. im Rahmen bestimmter Forschungsvorhaben eingerichtet wurden (z.B. Station Taferluck, Forschungsprojekt „Große Ohe“) oder als Privatstation geführt werden (z.B. Klingenbrunn Bahnhof). Die genannten Daten liegen nahezu alle in Tagesauflösung vor. Entsprechend fanden zur Aggregation der Mittelwerte für die untersuchten Klimaparameter die Tageswerte Verwendung.



Abb. 1. Übersicht über das Untersuchungsgebiet mit den Standorten der verwendeten Klimastationen (ohne Station Fichtelberg und Hohenpeißenberg).

Fig. 1. Study area and sites of the meteorological stations (without the stations of Fichtelberg and Hohenpeißenberg).

Datenaufbereitung, Prüfung der Datenvoraussetzung als Grundlage statistischer Tests und Basisanalysen

Für den einfacheren Umgang mit den Daten wurden einheitliche Tabellen erstellt. Im Falle lückenhafter Messreihen erfolgte eine Datenergänzung mit Hilfe von Regressionsbeziehungen zu vorhandenen Messreihen benachbarter Stationen. Zweifelhafte oder z.T. unvollständige Reihen wurden aus Sicherheitsgründen entfernt.

Zu Beginn der Analyse wurden alle Zeitreihen einem Homogenitätstest unterzogen. Die Prüfung sollte Inhomogenitäten bzw. Instationarität aufdecken (SCHÖNWIESE 2000, RAPP 2000). Es wurden sowohl absolute als auch relative Homogenitätsprüfungen angewendet. Als absoluter Homogenitätstest wurde das ABBESche Homogenitätskriterium (PAESLER 1983) verwendet. Dieser Test lässt sich allerdings nur unter Vorbehalt anwenden, da mit Hilfe der zu prüfenden Datenreihe Inhomogenitäten ausschließlich indirekt aufgedeckt werden können. Dieses Verfahren bewertet auch solche Reihen als inhomogen, die relativ ausgeprägte langfristige Schwankungsanteile beinhalten, die durchaus auch natürlich verursacht sein können (SCHÖNWIESE 2000). Aus diesem Grund wurden zusätzlich relative Homogenitätstests durchgeführt. Hierfür sind nachweislich homogene Zeitreihen als Referenz verwendet worden. Für diese Prüfung wurde der relative Test nach CRADDOCK (1979) angewandt (Test der kumulativen Abweichung), sie wurde rein graphisch ausgewertet. Die verwendeten Terme folgen der World Meteorological Organization (WMO 2003). Um die mit Hilfe des Craddock-Tests detektierten Inhomogenitäten quantifizieren zu können, wurde zusätzlich der Test nach Alexanderson angewendet. Vergleichstests ergaben weitgehende Übereinstimmung, wengleich dieser Test insbesondere für Niederschlagsdaten entwickelt wurde (ALEXANDERSON 1986). Es fand weiterhin eine graphische Prüfung in Form des Vergleichs der zu prüfenden Zeitreihe mit entsprechenden Referenzreihen statt. Hierfür wurden die Daten gefiltert (Gauß'scher Tiefpassfilter), um Abweichungen leichter aufzeigbar zu machen. Zuletzt wurden noch die Differenzen der Jahresmittel zwischen Referenzdaten und Prüfdaten gebildet, um langfristig gerichtete Veränderungen zu detektieren.

Als Voraussetzung des Craddock-Tests gilt das Vorliegen normalverteilter Daten. Aus diesem Grund wurden alle verwendeten Zeitreihen auf Normalverteilung (NV) getestet und mit dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test geprüft. Nach SCHÖNWIESE (2000) ist der Kolmogoroff-Smirnoff-Anpassungstest verlässlicher als der ebenfalls häufig verwendete χ^2 -Anpassungstest, da dieser anfälliger gegenüber relativ unwichtigen Verteilungsabweichungen im Bereich relativ geringer Häufigkeiten (bei eingipfeligen Verteilungen wie der NV im Bereich der „Verteilungsränder“) ist. Dies kann eine Fehlentscheidung hinsichtlich zu schlechter Anpassung hervorrufen, die unter Umständen nicht gerechtfertigt ist. Voraussetzung für den Test ist ein Stichprobenmindestumfang von $n > 35$, nach SACHS (1997) erzielt man mit $n > 50$ verlässlichere Ergebnisse; dies entspricht einer Mindestklassenzahl von $K = 6$ nach der Sturges-Formel. Diese Bedingungen werden erfüllt. Neben dem Datensatz wurden ebenfalls die Residuen auf Normalverteilung getestet (nach RAPP 2000 Voraussetzungen zur Anwendung des linearen Regressionsmodells).

Die verwendeten Tests zur Feststellung von Trends sind parameterfrei. Die mathematische Statistik setzt bei der Anwendung ihrer Methoden voraus, dass die Daten der betrachteten Kollektive voneinander unabhängig sind. Allerdings ist diese Voraussetzung in der Regel für meteorologische Zeitreihen nicht erfüllt. Um diese Daten dennoch statistisch auswerten zu können, sind bestimmte Bedingungen einzuhalten (WERNER 2002). Demzufolge wurde die Persistenz (Erhaltungsneigung) der Daten über die Autokorrelationsprüfung getestet (WERNER 2000). Es sollte festgestellt werden, in wie weit die Werte nicht signifikant (auf dem 95%- bzw. 99%-Niveau) von den vorangehenden abweichen. Zur Prüfung und zur

quantitativen Kennzeichnung wurde der Autokorrelationskoeffizient berechnet (SCHÖNWIESE 2000).

Als maximale Zeitverschiebung M empfiehlt SCHÖNWIESE (2000) als empirischen Richtwert: $M \max. n/2$ oder $n/3$, mit $n \geq 30$ oder besser $n \geq 100$. Die Prüfung der Daten wurde mit $M 30\%$ von n durchgeführt. Für die Autokorrelationsfunktion wurde ein Mutungsbereich auf dem 99%-Niveau ($\alpha = 0,01$) und zum Vergleich auf dem 95%-Niveau ($\alpha = 0,05$) berechnet.

Um für eine bestimmte Station eine Zeitreihe von gewünschter Länge für die Analyse zu erhalten, wurde diese auf der Grundlage vorhandener, insbesondere benachbarter Stationen verlängert. Dies erfolgte für die Klimastationen innerhalb des Nationalparks mit dem von BÄSSLER (2004) errechneten vertikalen Temperaturgradient, der aufgrund von innerjährlichen Schwankungen für jeden Monat identifiziert ist. Die Eignung des Gradienten bzw. der Ausgangsdaten für die jeweilige Reduktion wurde mit Hilfe des Pearson-Korrelationskoeffizienten getestet (SCHÖNWIESE 2000). Da der Korrelationskoeffizient als Gütemaß nicht ausreichend ist, wurde weiterhin die Qualität der Anpassung mit Hilfe eines Prognosegütemaßes geprüft. Hierfür fand der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient (ANDRES & SPIWOKS 2000) Verwendung. Der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient U nimmt Werte zwischen Null (vollständige Übereinstimmung) und Eins (vollständige Unabhängigkeit) an und kann in relative Fehlerkomponenten zerlegt werden. MF dient der systematischen Fehleinschätzung des Niveaus (Mittelwertfehler), VF dient der systematischen Fehlschätzung der Schwankungen (Varianzfehler) und der ZF ist die zufällige, nichtsystematische Fehlerkomponente (Zufallsfehler).

Grundlage der Zeitreihenanalyse ist die Berechnung des Trends. Dieser setzt sich aus einer Richtung (Vorzeichen), einem Betrag sowie der statistischen Signifikanz zusammen (RAPP 2000). Die Berechnung basiert auf der Annahme eines linearen Trends der jeweilig betrachteten Zeitreihe, entsprechend wurde das lineare Regressionsmodell verwendet. Beim linearen Trend wird durch die Zeitreihe y_n der Länge N eine Regressionsgerade ($y_n = b x_n + a$) nach dem Kriterium der kleinsten Quadrate gelegt. Der lineare Trend ergibt sich aus der Differenz der Ordinatenwerte am Anfang und Ende der Regressionsgeraden, welche durch die Zeitreihenwerte führt (SCHÖNWIESE 2000).

Als Trendtest diente das Verfahren nach Mann-Kendall. Dieser ist nach RAPP (2000) ein geeignetes Verfahren zur Abschätzung der Signifikanz, ohne dass eine Normalverteilung der Daten oder die Linearität des Trends vorausgesetzt wird (nicht parametrischer Test).

Zur Charakterisierung der Zeitreihe diente die Bruchpunktanalyse nach Mann-Whitney (Pettitt-Test, WMO 2003). Diese Analyse stellt einen verteilungsfreien Homogenitätstest für die Zeitreihe dar. Sie liefert als Information den wahrscheinlichsten Zeitpunkt innerhalb einer Zeitreihe, an der mit einer definierten Wahrscheinlichkeit eine Änderung vorliegt. Somit geht die Bedeutung über die Funktion eines Homogenitätstests hinaus, da der Bruchpunkt ein Charaktermerkmal des Zeitreihenverlaufs darstellt. Die Bruchpunktanalyse erfolgt über die in KLIWA (2003) dargestellten Terme.

Der wahrscheinlichste Bruchpunkt liegt bei dem Zeitschritt k , für den die Prüfgröße K_n ein Maximum darstellt. Die Wahrscheinlichkeit des Bruchpunkts kann somit geschätzt werden. Der errechnete und benannte Zeitpunkt über die Bruchpunktanalyse ist das erste Jahr nach dem Wechsel.

Zur Abschätzung der zeitlichen Stabilität des Trends wurde der rückschreitender Trend (zeitliche Repräsentanz) berechnet. Unter der zeitlichen Repräsentanz ist die Veränderlichkeit des Trendwertes zu verstehen, falls der Analysezeitraum sukzessiv variiert (RAPP 2000). Diese Prüfung berücksichtigt, ob bestimmte Entwicklungen auch zeitlich stabil verlaufen.

Über den rückschreitenden Trend kann für eine Zeitreihe beurteilt werden, wie sich das

Trendverhalten bei konstantem Zeitreihenende als Funktion der Beobachtungslänge verändert. Es ergibt sich die Trendsteigung in Abhängigkeit der Beobachtungslänge als Ganmlinie. Als minimale Zeitreihenlänge wurde $n = 20$ Jahre festgelegt (KLIWA 2003). Für den rück-schreitenden Trend wurde die Signifikanz berechnet.

Mit der räumlichen Repräsentanz sollte geprüft werden, inwieweit sich die zeitliche Schwankungsstruktur, einschließlich der Trends, auch in der Umgebung der Station widerspiegelt (BÄSSLER 2004). Die räumliche Repräsentanz wurde mit dem zweidimensionalen linearen Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten nach Pearson (r) geprüft (z.B. SCHÖN- WIESE 2000). Dieser beschreibt die Ähnlichkeit von Zeitreihen zweier Stationen (RAPP 2000). Das Bestimmtheitsmaß r^2 ist der Betrag der gemeinsamen Varianz der beiden Zeitreihen und in Prozent angegeben (SACHS 1993, SCHÖN WIESE 2000).

Als Mindestkriterium nennen SCHÖN WIESE et al. (1990) einen Koeffizient von $r = 0,7$ (ge- meinsame Varianz von r^2 ca. 50 %) für eine befriedigend hohe Repräsentanz. Allerdings erlaubt die geringe räumliche Variabilität der monatlichen Temperaturmittel mit Koeffizien- ten von $r = 0,8$ oder sogar $r = 0,9$ ein anspruchsvolleres Kriterium (RAPP 2000).

ERGEBNISSE

Ergebnis der Datenprüfung und Datenaufbereitung

Es wurden alle Klimastationen für die Parameter T_{mit} (mittlere Lufttemperatur), T_{min} (mitt- lere Minimumtemperatur) und T_{max} (mittlere Maximumtemperatur) auf Inhomogenität ge- testet. Das absolute Homogenitätskriterium nach ABBE wurde für die genannten Parameter und Klimastationen angewendet. Hierbei konnte festgestellt werden, dass für keine Reihe Homogenität gegeben war. Auch der Test an der nachweisbar homogenen Zeitreihe Fichtel- berg (DEUTSCHER WETTERDIENST 2005) ergab nach ABBE Inhomogenität. Dieses Ergebnis unterstreicht den Hinweis von SCHÖN WIESE (2000), dass absolute Homogenitätstests nur unter Vorbehalt anzuwenden sind. Es ist festzustellen, dass diese Prüfung für die folgende Analy- se unbrauchbar ist, da selbst klimatologische Trends als Inhomogenität detektiert werden. Die relativen Tests zeigten insbesondere verlässliche Zeitreihen an. Für die folgenden Analy- sen wurden nur Zeitreihen verwendet, welche auf der Basis der genannten Kriterien ho- mogen sind. Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test bestätigt für alle Stationen Normalverteilung auf dem 95%-Niveau. Es wurden alle Jahresmittel sowie die einzelnen Monate berücksich- tigt.

Für alle Stationen wurden für die mittleren Luft- und Extremtemperaturen Autokorrela- tionsfunktionen errechnet. Alle berechneten Funktionen zeigen kaum zyklische oder perio- dische Varianz. Die Kurven variieren i.d.R. insignifikant um Null. Es konnten keine starken Ausreißer beobachtet werden. Das Ergebnis der Prüfung aller herangezogenen Stationen wurde zur Sicherheit mit bereits analysierten Stationen (vorangegangene Untersuchungen) verglichen, um ein quantitatives Vertrauensmaß zu erhalten. Auffällig ist ein einheitliches Muster der Persistenz. So besitzen die geprüften Stationen ein ähnliches Bild wie die bereits häufig herangezogene Station Hohenpeißenberg (z.B. RAPP 2000).

Zum Schluss wurden die Residuen graphisch ausgewertet. Die Residuen schwanken zu- fällig um den Mittelwert. Somit sind die Voraussetzungen für die Anwendung des linearen Regressionsmodells erfüllt.

Mit Hilfe des vertikalen Temperaturgradienten (BÄSSLER 2004) wurde die Zeitreihe der Klimastation Waldhäuser (1972–2003) auf der Basis der Station Großer Falkenstein (1947– 1980) reduziert. Die gemeinsame Zeitreihe von 1972–1980 wurde zur Prüfung der Anpas- sung verwendet. Die Berechnungen fanden auf der Ebene der Tages- und Monatsmittel statt.

Dabei lag r^2 bis auf wenige Ausnahmen bei $>90\%$. Für eine differenziertere Aussage stehen die Ergebnisse der Prüfung nach dem THEILSchen Ungleichheitskoeffizient zur Verfügung. Hierbei trat zutage, dass für T_{mit} , T_{min} und T_{max} U bei allen Monaten nahe Null liegt. Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Anpassung aufgrund der hohen Korrelationskoeffizienten sowie den günstigen U -Werten akzeptabel ist. THEIL (1961 in ANDRES & SPIWOKS 2000) schätzt, dass U für eine brauchbare Prognose nicht höher liegen darf als 0,3–0,4. Die Berechnungen ergaben für November (T_{min}) als ungünstigsten Monat eine Güte von $U = 0,22$.

Da für das Untersuchungsgebiet Zeitreihen bis in das 19. Jhd. nicht zur Verfügung stehen, der Analysezeitraum aber eine Mindestlänge aufweisen muss um eine Einschätzung der Klimavariabilität des Untersuchungsraumes vornehmen zu können, wurde die Zeitreihe Hohenpeißenberg (1781–2004) auf ihre Eignung geprüft, in wie weit die Werte, entsprechend dem Gradient, auf die Gegend des Böhmerwaldes übertragbar sind. Das Ergebnis für die Jahresmittel und die einzelnen Monate ist sehr differenziert. Bis auf Januar ($r^2 = 78\%$) zeigen alle Monate ein Bestimmtheitsmaß $>80\%$. Die Werte für U liegen alle nahe Null. Alle Fehlerkomponenten liegen im akzeptablen Rahmen ($ZF > 0,8$). Eine Ausnahme bildet Februar, der eine Varianzschwäche von 0,29 aufweist. Hieraus wird deutlich, dass der Gradient für die angegebene Distanz zwischen Hohenpeißenberg und Waldhäuser für die mittleren Lufttemperaturen sehr stabil ist. RAPP (2000) geben als Maß für die Repräsentanz der Lufttemperatur (Jahresmittelwerte) ca. 1000 km an. Die Entfernung zwischen Waldhäuser und Hohenpeißenberg liegt Luftlinie unter 250 km. Um Sicherheit über den Zeitraum der Verlängerung zu erhalten, wurden zusätzlich die berechneten Werte mit lückenhaft vorhandenen Klimadokumentationen aus Archivaufzeichnungen des Untersuchungsgebietes verglichen. Hierfür dienten Angaben aus Buchenau und Mauth/Finsterau für den Zeitraum von 1900–1927 und 1942–1947. Die Prüfung der Temperaturverläufe zeigt ein einheitliches Bild, die Temperaturdifferenzen sind erklärbar. Somit kann der wahrscheinliche Verlauf auf der Reduktionsgrundlage Hohenpeißenberg akzeptiert werden. Dieser Vergleich bestätigt den vermutlichen Temperaturverlauf mit eher normalen Temperaturverhältnissen zwischen 1900 und 1950 mit einer wärmeren Periode gegen Ende der 40er Jahre.

Trendanalyse

Gegenstand der Trendanalyse sind die Stationen Waldhäuser und Zwieselberg für die gemeinsame Zeitreihe 1948–2002. Beide Stationen besitzen die längste Zeitreihe. Die Station Waldhäuser repräsentiert die für den Naturraum typischen „warmen Hanglagen“, die Station Zwieselberg repräsentiert die ebenfalls für den Raum typischen Inversionsstandorte. Ein Vergleich (Korrelationsvergleich) der Stationen Großer Arber (1437 m üNN) und Fichtelberg (1213 m üNN) mit Waldhäuser bestätigen die Annahme, dass das Trendverhalten der Hochlagen dem der Hanglagen entspricht (Tab. 2). Die Analysen aller anderen Stationen bestätigen den analogen Trendverlauf. Somit ist der beobachtete Naturraum durch die verwendeten Stationen Waldhäuser und Zwieselberg sehr gut repräsentiert (vgl. Räumliche Repräsentanz).

Generell lässt sich feststellen, dass unabhängig von Lage und Klimaparameter insbesondere positive Trends für die Zeitreihen bestehen (Tab. 3). Keines der negativen Trendsignale ist signifikant. Deutlichstes Anstiegssignal ist für die mittleren Minimumtemperaturen der Tallagenstandorte zu verzeichnen. Für alle Prüfparameter und Standorte sind die Jahresmittel mit positiven Trends belegt. Allerdings bestehen nur für die mittleren Minimumtemperaturen signifikante Signale von $0,03 \text{ K}\cdot\text{a}^{-1}$ (Tallage) bzw. $0,02 \text{ K}\cdot\text{a}^{-1}$ (Hang- und Hochlage). Die von Mai bis August aggregierten Werte als Maß für die Vegetationsperiode zeigen star-

Tabelle 2. Korrelation der mittleren Lufttemperatur nach Pearson zur Prüfung der räumlichen Repräsentanz und zur Prüfung der Voraussetzung für den Homogenitätstest anhand von Fichtelberg und Hohenpeißenberg.

Table 2. Correlation coefficients of mean air temperature according to Pearson to assess spatial representation and suitability of the time series of Fichtelberg and Hohenpeißenberg as basis for the tests of homogeneity.

Stationenkombination	Korrelationskoeffizient (PEARSON)												
	Jan.	Febr.	März	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	Oktober	Nov.	Dez.	Mittel
Waldhäuser-Zwieselberg	0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	0,9
Waldhäuser-Fichtelberg	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	1,0
Waldhäuser-Hohenpeißenberg	0,9	1,0	1,0	0,9	1,0	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
Waldhäuser-Greinet	0,9	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9
Waldhäuser-Klingenbrunn Bhf.	0,9	1,0	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	1,0
Waldhäuser-Taferlruck	0,8	0,9	0,9	0,6	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,8	0,8	0,6	0,6
Waldhäuser-Großer Arber	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0
Zwieselberg-Hohenpeißenberg	0,8	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,8	0,9
Zwieselberg-Fichtelberg	0,8	0,9	0,9	0,9	1,0	0,9	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	0,8	0,9
Zwieselberg-Greinet	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Zwieselberg-Klingenbrunn Bhf.	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Zwieselberg-Taferlruck	0,8	1,0	0,9	0,6	0,9	0,9	0,9	0,7	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7
Zwieselberg-Großer Arber	0,6	0,9	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,5	0,9
Fichtelberg-Hohenpeißenberg	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,8	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
Fichtelberg-Greinet	0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	0,9	1,0	0,8	0,8	0,9	0,9
Fichtelberg-Klingenbrunn Bhf.	0,8	0,9	1,0	0,8	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,6	0,9
Fichtelberg-Taferlruck	0,7	0,8	0,8	0,5	0,9	0,9	0,9	0,7	0,9	0,8	0,7	0,4	0,6
Fichtelberg-Großer Arber	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0
Hohenpeißenberg-Greinet	0,8	0,9	1,0	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,9
Hohenpeißenberg-Klingenbrunn Bhf.	0,9	0,9	1,0	0,8	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,7	1,0
Hohenpeißenberg-Taferlruck	0,8	0,9	0,8	0,5	0,8	0,8	0,8	0,7	0,8	0,7	0,7	0,6	0,6
Hohenpeißenberg-Großer Arber	0,8	0,9	1,0	0,9	1,0	0,9	1,0	0,9	0,9	0,9	1,0	0,8	0,9
Greinet-Klingenbrunn Bhf.	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	0,9	1,0
Greinet-Taferlruck	0,8	0,9	0,9	0,6	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7
Greinet-Großer Arber	0,7	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	0,8	0,8	0,5	0,9
Klingenbrunn Bhf.-Taferlruck	0,8	1,0	0,9	0,7	0,9	0,9	0,9	0,7	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7
Klingenbrunn Bhf.-Großer Arber	0,6	0,9	0,9	0,8	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	0,8	0,4	0,9
Taferlruck-Großer Arber	0,6	0,8	0,9	0,4	0,9	0,9	0,9	0,8	0,9	0,8	0,7	0,3	0,7

Tabelle 3. Trendwerte (T) und Signifikanz über Mann-Kendall Test (MK) für Zwieselberg und Waldhäuser und Waldhäuser (1948–2002). Si>95 % fettgedruckt.
Table 3. Trendvalues (T) and significance according to Mann-Kendall Test (MK) for the meteorological stations Waldhäuser and Zwieselberg, P>95% in bold.

	T _{mit}						T _{min}						T _{max}					
	Zwieselberg			Waldhäuser			Zwieselberg			Waldhäuser			Zwieselberg			Waldhäuser		
	T	MK		T	MK		T	MK		T	MK		T	MK		T	MK	
Januar	0,02	74,9		0,03	86,4		0,03	86,0		0,04	97,9		0,02	59,3		0,04	94,6	
Februar	0,03	55,9		0,03	64,7		0,04	83,2		0,04	84,3		0,03	74,0		0,02	61,2	
März	0,02	83,5		0,01	51,0		0,05	99,7		0,03	85,9		0,00	26,7		-0,004	6,4	
April	-0,01	55,0		-0,01	21,2		0,01	40,9		0	9,8		-0,02	67,3		-0,02	38,9	
Mai	0,03	97,7		0,04	99,8		0,03	99,4		0,03	99,1		0,03	98,3		0,03	98,6	
Juni	-0,002	12,1		0,004	17,3		0,02	97,9		0,01	81,4		-0,01	35,3		0,001	2,9	
Juli	0,01	25,1		0,01	42,4		0,02	96,2		0,02	83,9		0,00	3,5		0,01	30,0	
August	0,03	99,7		0,02	98,8		0,04	>99,9		0,04	97,6		0,02	90,4		0,02	94,6	
September	-0,01	63,6		-0,02	86,9		0,02	89,9		-0,004	36,3		-0,03	89,8		-0,03	92,0	
Oktober	0,01	76,1		0,001	9,8		0,04	99,8		0,02	78,0		-0,01	72,7		-0,01	25,1	
November	-0,01	49,1		-0,01	65,9		0,004	21,2		-0,004	31,0		-0,01	77,2		-0,01	69,1	
Dezember	0,01	30,0		-0,01	46,3		0,03	74,3		0,01	47,7		-0,001	16,7		-0,005	42,4	
Jahr	0,01	90,6		0,01	89,6		0,03	>99,9		0,02	99,6		0,001	38,9		0,004	44,3	
Vegetationsperiode (Mai–Aug.)	0,01	96,6		0,02	98,9		0,03	>99,9		0,03	>99,9		0,01	89,8		0,02	94,9	
Frühjahr (März–Mai)	0,01	90,1		0,02	84,7		0,03	>99,9		0,02	97,0		0,004	39,4		0,01	39,9	
Sommer (Juni–Aug.)	0,01	88,2		0,01	92,6		0,03	>99,9		0,02	99,6		0,004	64,0		0,01	91,3	
Herbst (Sept.–Nov.)	-0,001	39,4		-0,01	82,8		0,02	99,3		0,003	23,4		-0,02	93,7		-0,02	92,6	
Winter (Dez.–Febr.)	0,02	89,3		0,02	64,0		0,03	97,3		0,03	96,8		0,02	76,1		0,02	73,6	

ke Trends für die mittleren Temperaturen und den mittleren Minimumtemperaturen bis $0,03 \text{ K.a}^{-1}$. Jahreszeitlich Trends finden sich ausschließlich bei den mittleren Minimumtemperaturen, die bis auf den Herbst der Hang- und Hochlagen durchwegs signifikant sind bis $0,03 \text{ K.a}^{-1}$ betragen. Diese Auffälligkeiten spiegeln sich bei Betrachtung der Einzelmonate wider. Demnach sind offensichtlich Mai und August für das signifikante Signal der Vegetationsperiode verantwortlich. Für Mai liegen alle Trends (alle Parameter und Lagen) zwischen $0,03$ und $0,04 \text{ K.a}^{-1}$. Ein ähnliches Bild zeigt August, allerdings liegen hier die Werte bei den mittleren Maximumtemperaturen nur knapp unter dem Signifikanzniveau. Die Unterschiede zwischen den Tallagen und den Hang- und Hochlagen sind für die mittleren Minimumtemperaturen am deutlichsten. Demnach zeigt Januar in den Hang- und Hochlagen ein signifikantes Anstiegssignal von $0,04 \text{ K.a}^{-1}$, welches in der Tallage nicht zu erkennen ist. Weiterhin lassen sich für die Tallagen für März ($0,05 \text{ K.a}^{-1}$), für die Sommermonate Juni und Juli ($0,04 \text{ K.a}^{-1}$) sowie für Oktober ($0,04 \text{ K.a}^{-1}$) signifikante Trends finden. Somit findet sich das stärkste Anstiegssignal in den Tallagen für die mittleren Minimumtemperaturen.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass beide Höhenstufen ein ähnliches Bild im Trendverhalten zeigen. Dies zeigt sich insbesondere bei Monaten mit einem starken Trend (Mai und August). Die Tallagenstandorte grenzen sich deutlich durch stärkere Trends im Sommer und Herbst gegenüber den Hang- und Hochlagen bei den mittleren Minimumtemperaturen ab.

Bruchpunktanalyse (Mann-Whitney)

Die für die Zeitreihen der Klimastationen des Inneren Bayerischen Waldes durchgeführte Bruchpunktanalyse wurde durch die Analyse der Zeitreihe von Hohenpeißenberg ergänzt, um näheres über Unterschiede bzw. die räumliche Repräsentanz (spezifischer räumlicher Charakter) in Bezug auf Trendveränderungen zu erfahren. Für die folgende Analyse wurde ausschließlich die Zeitreihe T_{mit} (mittlere Lufttemperatur) herangezogen.

In Tab. 4 sind die errechneten Bruchpunkte sowie deren Signifikanz der einzelnen Monate und der Jahresmittel für die Stationen Waldhäuser, Zwieselberg und Hohenpeißenberg dargestellt (1948–2002). Hieraus lässt sich für die Jahresmittel ein gemeinsamer signifikanter Bruchpunkt im Jahr 1988 detektieren. Eine weitgehende Übereinstimmung der Bruchpunkte ist für die Monate Januar und Februar sowie April bis Juli feststellbar (± 2 Jahre). Für März und August besteht in so weit Ähnlichkeit, da bei Berücksichtigung der sekundären Maxima (die Maxima der Funktion identifizieren die wahrscheinlichen Bruchpunkte) ebenfalls gute Übereinstimmung besteht. Ab September besteht für keinen der festgestellten Bruchpunkte Signifikanz. Die erfolgte Bruchpunktanalyse bestätigt die graphische Einschätzung des steilen Anstiegs der mittleren Lufttemperatur am Ende der 80er Jahre, der bis heute sichtbar anhält (Abb. 2).

Die Monate mit den stärksten und sichersten Trends zeigen ebenfalls signifikante Bruchpunkte. Demnach liegt der Bruchpunkt im Mai bei den herangezogenen Stationen im Jahr 1985 ($>95\%$). Für August liegen die Bruchpunkte bei vergleichbarer Sicherheit ($>95\%$) in Waldhäuser im Jahr 1990, in Zwieselberg in 1982 und am Hohenpeißenberg in 1980. Jedoch rücken die Jahre, wie oben beschrieben, bei Berücksichtigung der sekundären Bruchpunkte sehr nahe zusammen. Erwähnenswert ist weiterhin April, welcher für alle Stationen einen Bruchpunkt um das Jahr 1968 aufweist. Bei graphischer Betrachtung der Zeitreihe fällt auf, dass bis ca. 1968 ein deutlicher negativer Trend besteht und sich der Trend danach deutlich positiv entwickelt. Der gegenläufige Trend dieser Zeitabschnitte steigert das Rauschen der Gesamtzeitreihe, sodass hierfür kein Trend festzustellen ist (vgl. Trendanalyse).

Tabelle 4. Bruchpunkte nach Mann-Whitney und Signifikanz (Si) für Waldhäuser, Zwieselberg und Hohenpeißenberg (1948–2002), Si>95 % fettgedruckt.

Table 4. Cutpoints according Mann-Whitney and significance (Si) for the meteorological stations Waldhäuser, Zwieselberg, and Hohenpeißenberg (1948–2002), Si>95% in bold.

Monat	Waldhäuser		Zwieselberg		Hohenpeißenberg	
	Jahr	Si (%)	Jahr	Si (%)	Jahr	Si (%)
Januar	1988	95,0	1988	86,6	1988	96,0
Februar	1987	71,4	1988	72,2	1989	90,9
März	1972	67,9	1989	85,9	1989	86,8
April	1969	69,9	1967	84,4	1969	68,3
Mai	1985	99,7	1985	99,0	1985	99,1
Juni	1992	69,1	1992	62,3	1992	77,8
Juli	1982	70,6	1982	73,6	1982	89,5
August	1990	99,3	1982	99,7	1980	99,8
September	1971	70,2	1970	52,0	1993	48,1
Oktober	1970	46,6	1976	84,1	1976	58,7
November	1971	69,5	1965	57,8	1955	21,7
Dezember	1960	77,1	1977	52,0	1971	79,6
Jahr	1988	97,0	1988	98,8	1988	99,5

Räumliche Repräsentanz

Alle Stationen mit durchgehend vergleichbaren Zeitreihen wurden gegeneinander mit Hilfe des Korrelationskoeffizienten nach Pearson getestet (Monate und Jahresmittel für T_{mit} , Tab. 2). Zusammenfassend lässt sich sagen, dass in fast allen Fällen die Kriterien für eine ausreichend hohe Repräsentanz vorliegen. Insbesondere bei Beteiligung der Klimastation Taferlruok konnten ungünstige Koeffizienten ermittelt werden. Da die Homogenitätsanalyse für Taferlruok positiv ausfiel, sind die klimatologischen Differenzen in der Inversionsprägung zu suchen. Dieser Sachverhalt wird durch weitere Korrelationschwächen im Zusammenhang von Hang- und Hochlagenstandorten mit Kaltluftstaustandorten gestützt. Das Korrelationsbild der Kaltluftstaustandorte untereinander ist wiederum günstig. Das gleiche Muster kann innerhalb der Hang- bzw. Hochlagenstandorte beobachtet werden. Hier liegen die Korrelationskoeffizienten häufig bei 1,0. Durch dieses Ergebnis wird ebenfalls deutlich, dass eine Trennung der Analyse zwischen der Hang- bzw. Hochlage und Tallage sinnvoll ist.

Ein weiteres Maß für die Qualität der räumlichen Repräsentanz ist die Richtung und der Betrag des Trends. Die Betrachtung gemeinsamer Perioden macht deutlich, dass für alle Stationen, getrennt nach Hang- bzw. Hochlage und Tallage ein einheitliches Trendmuster besteht. Somit lässt sich feststellen, dass die Übertragbarkeit der Ergebnisse von Waldhäuser und Zwieselberg auf das Untersuchungsgebiet voll gegeben ist.

Rückschreitender Trend (Zeitliche Repräsentanz)

Der rückschreitende Trend wurde für Waldhäuser und Zwieselberg für die gemeinsame Zeitreihe 1948–2002 berechnet (Abb. 2). An beiden Standorten ist der Ganglinienverlauf sehr ähnlich. Auffällig ist der nahezu konstant größer werdende Trend ($K \cdot a^{-1}$) seit Beginn der Messungen auf sehr hohem Signifikanzniveau. Die sehr starke Zunahme des Trends bei sukzessiver Verschiebung des Beobachtungsrahmens zum Ende der Periode bestätigt bisherige Beobachtungen, die den Gesamttrend insbesondere auf den Anstieg der letzten Jahrzehnte zurückführen. Demnach ist der Gesamttrend von $0,01 K \cdot a^{-1}$ für beide Standorte eher instabil.

Die mittlere Lufttemperatur im Inneren Bayerischen Wald seit 1781

Die verlängerte Zeitreihe von Waldhäuser auf der Datengrundlage der Station Hohenpeißenberg ermöglicht es, zumindest annäherungsweise, die mittlere Temperaturentwicklung seit 1781 zu analysieren. Bei Betrachtung der gesamten Periode fällt ein zweigeteilter Temperaturverlauf auf (Abb. 3). Seit Beginn der Aufzeichnungen bis ca. 1890 können tendenziell sinkende mittlere Temperaturen beobachtet werden. In ähnlichem Maß, wie die Temperaturen bis zum Zeitpunkt 1890 sanken, stiegen sie im weiteren Verlauf mit einem vergleichbaren Betrag wieder an. Dies wird durch die Berechnung der Regressionen deutlich. Weiterhin lässt sich dieses Bild bei Betrachtung der 20-jährig tiefpassgefilterten Werte bestätigen.

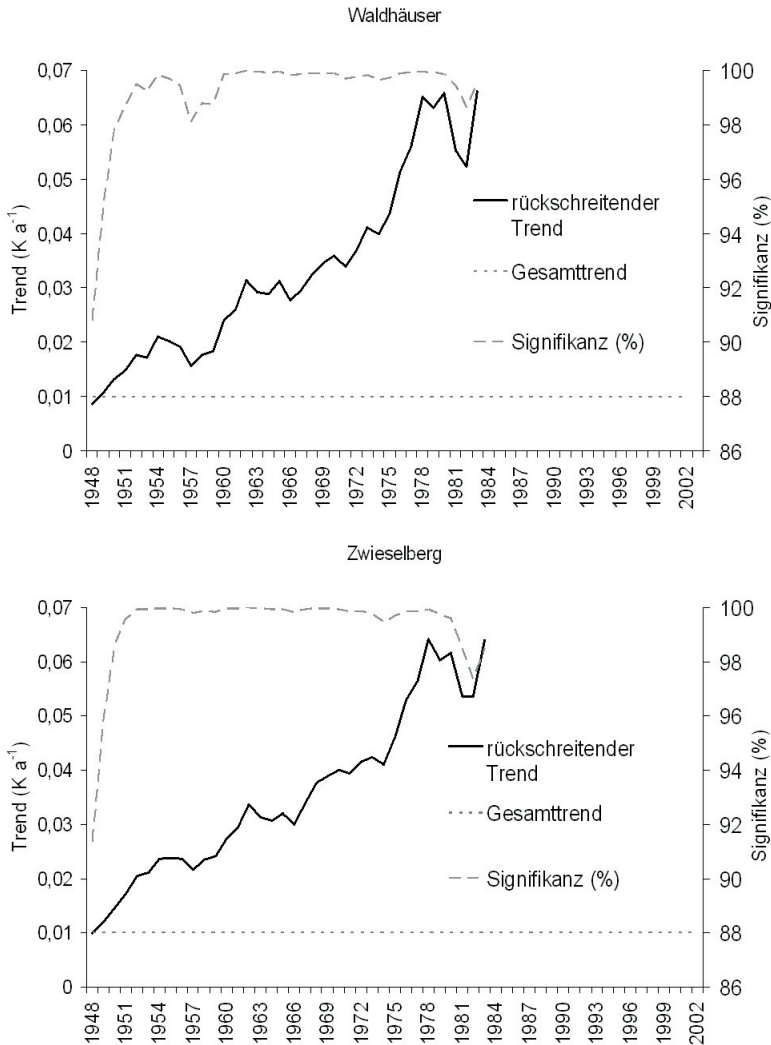


Abb. 2. Rückschreitender Trend und Signifikanz für Waldhäuser und Zwieselberg (1948–2002).
Fig. 2. Regressive trend and significance for the meteorological stations of Waldhäuser and Zwieselberg (1948–2002).

Der Trend ist für die gesamte Periode bei einer Signifikanz <95 % sehr schwach (0,002 K.a⁻¹ bzw. 0,4 K für den gesamten Zeitraum). Für das Teilintervall 1781 bis 1890 beträgt der Trend -0,01 K.a⁻¹ und für das Teilintervall 1891 bis 2003 0,01 K.a⁻¹, die Signifikanz nach Mann-Kendall überschreitet hierbei jeweils 99,9 %. Dies wird ebenfalls durch die Berechnung des rückschreitenden Trends deutlich (Abb. 4). Für die gesamte Reihe besteht ein sehr schwacher, nicht signifikanter Trend. Ausschlaggebend für den positiven Trend scheint die Zeit ab ca. 1945, da der Temperaturverlauf ab diesem Zeitpunkt sehr stark ansteigt. Bestätigt wird dieser Zeitpunkt durch das Ergebnis der Bruchpunktanalyse, welche als wahrscheinlichsten Veränderungszeitpunkt das Jahr 1943 (Si 99,8 %) detektiert. Es lässt sich aussagen, dass der Gesamttrend nicht stabil ist, sondern die Zeitreihe ab dem Bruchpunkt im Jahr 1943 einen sehr steilen Trendanstieg erfährt. Hierdurch wird der Trend erst ab dem Jahr 1811 einen sehr steilen Trendanstieg erfährt. Hierdurch wird der Trend erst ab dem Jahr 1811 signifikant (Si >95 %). Der Signifikanzeinbruch ab dem Jahr 1942 bis 1948 findet seine Erklärung in der relativ kalten Phase zwischen 1960 und 1980.

Das letzte Jahrzehnt des 20. Jahrhunderts gilt als das wärmste seit 1781. Jedoch ist auch das letzte Jahrzehnt des 18. Jahrhunderts erwähnenswert, da hier die mittleren Lufttemperaturen nur um ein zehntel Grad unter den 1990er Jahren liegt. Weiterhin kann festgestellt werden, dass die mittleren Dezenniumtemperaturen seit 1941, mit Ausnahme der 60er Jahre, immer über dem Gesamtdurchschnitt der Lufttemperatur liegen.

Das langjährige Mittel beträgt 5,4 °C (±0,8). Das kälteste Jahresmittel betrug 3,5 °C (1829), das wärmste 7,4 °C (1811). Demnach liegt das Maximum der Jahresmittel nicht am Ende des 20., bzw. am Beginn des 21. Jahrhunderts (2002 mit 7,2 °C).

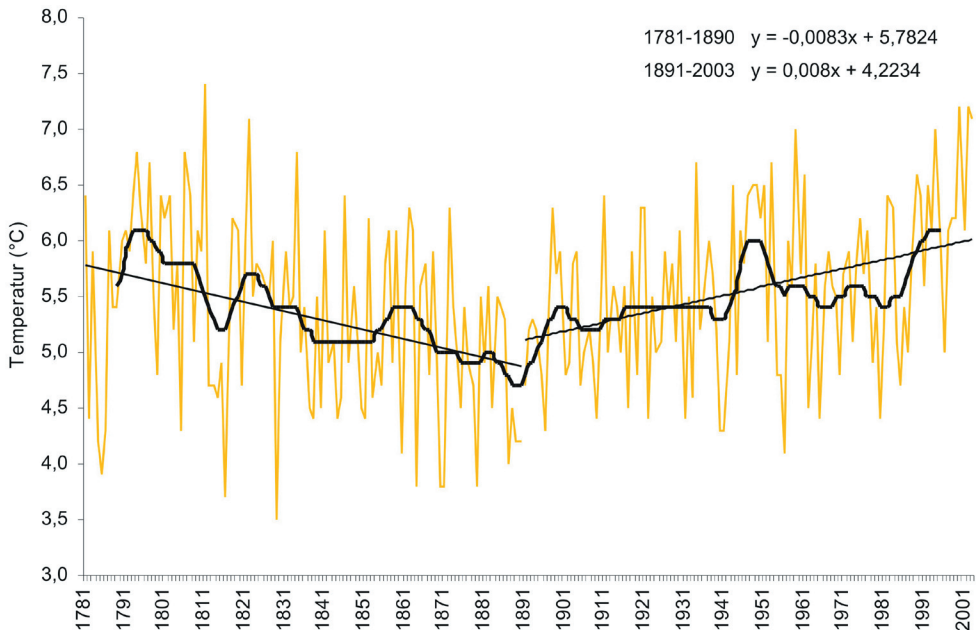


Abb. 3. Jahresmitteltemperatur (20-jährig tiefpassgefiltert nach Gauß) und Trendgeraden für die Teilintervalle 1781–1890 und 1891–2003 für Waldhäuser.

Fig. 3. Annual mean air temperature (20-year low pass filter according to Gauß) and trend lines for the time series 1781–1890 and 1891–2003 for the meteorological station of Waldhäuser.

DISKUSSION

Grundproblem bei der statistischen Analyse langjähriger Zeitreihen zur Detektion von Trends sind Inhomogenitäten, z.B. entstanden durch allmähliche Veränderungen der Stationsumgebung (RAPP 2000). Die hierdurch verursachten Trends sind sehr schwer von Klimaänderungen zu unterscheiden. Aus diesem Grund wurde auf eine sorgfältige Aufbereitung der Daten mit Homogenitätsanalysen wert gelegt. Die Station Waldhäuser, Kernstück der Analyse, wird seit Beginn der Messungen von der Nationalparkverwaltung betreut. Eine detaillierte Dokumentation bestätigt konstante Verhältnisse der Stationsumgebung sowie der Messvorgänge.

Zur Einordnung der Ergebnisse für den Inneren Bayerischen Wald sollen diese mit unterschiedlich skaligen Untersuchungen verglichen werden. Hierfür fand die Zeitreihe von Waldhäuser, als repräsentativer Standort der Hang- und Hochlagen der ostbayerischen Mittelgebirge, Verwendung.

Einordnung der Ergebnisse in globale Muster

Für das 20. Jahrhundert (1900–2000) kann eine signifikante Zunahme (Si 90–99 %) der mittleren globalen Temperatur von 0,6 K ($\pm 0,2$) beobachtet werden (IPCC 2001). Die Temperaturzunahme für Waldhäuser im gleichen Beobachtungszeitraum beträgt 0,7 K (Si >99 %). RAPP (2000) kommt zu dem Resultat, dass die Lufttemperatur in Europa für den genannten Zeitraum in den meisten Regionen um 0,5 bis 1 K angestiegen ist, eine Erwärmung, die in Deutschland signifikant ist. Weiterhin gilt das letzte Dezennium des 20. Jahrhunderts als das wärmste des Jahrtausends (IPCC 2001, DEUTSCHER WETTERDIENST 2001). Da die berechnete Zeitreihe nur bis in das 18. Jahrhundert zurückreicht, kann hierfür kein Vergleich angestellt werden. Allerdings kann das letzte Jahrzehnt des Jahrhunderts als das wärmste seit 1781 bestätigt werden. Der DEUTSCHE WETTERDIENST (2001) stellt weiterhin fest, dass neun Jahre des letzten Jahrzehntes im Mittel (Gebietsmittel Deutschland) wärmer waren, als das Mittel aus der Normalperiode 1961–1990, bzw. fünf der zehn wärmsten Jahre überhaupt in

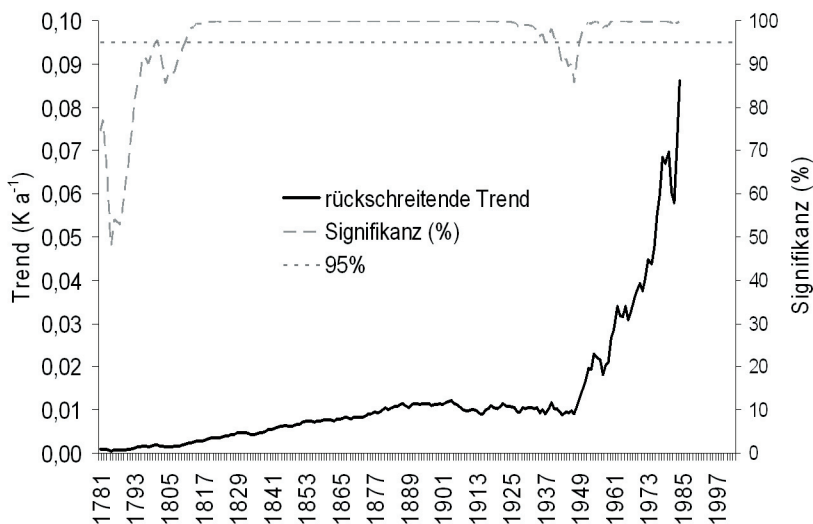


Abb. 4. Rückschreitender Trend und Signifikanz für Waldhäuser (1781–2003).

Fig. 4. Regressive trend and significance for the meteorological station of Waldhäuser (1781–2003).

diese Phase fallen. Dieses Faktum ist ebenfalls für Waldhäuser zu bestätigen, allerdings fallen hier nur drei der zehn wärmsten Jahre in die Vergleichsperiode. Bei Betrachtung des klimatologischen Sommers (Juni bis August) stellt der DEUTSCHE WETTERDIENST (2001) auf Deutschlandebene einen statistisch signifikanten Anstieg von ca. 0,7 K fest. Diese Entwicklung ist v.a. auf die Zeit seit 1955 zurückzuführen. Drei der zehn wärmsten Sommer findet man demnach im letzten Jahrzehnt (1994, 1992 und 1997). Der statistisch signifikante Anstieg kann für Waldhäuser bestätigt werden (0,8 K, Si >98 %). Hier waren die Jahre 1992 und 1994 die wärmsten, die jemals gemessen wurden. Das klimatologische Frühjahr (März bis Mai) zeigt weder auf Deutschlandebene noch auf der Ebene des Inneren Bayerischen Waldes ein besonderes Trendverhalten. Der in Deutschland markant statistische Anstieg im Herbst, welcher auf die rasche Erwärmung in den 20er Jahren zurückzuführen ist, kann für Waldhäuser nicht bestätigt werden (DEUTSCHER WETTERDIENST 2001).

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Trendbeträge zwar sehr nahe beieinander liegen, es sich hierbei allerdings um Zufall handeln kann. Entscheidend bei der vorgenommenen Einordnung ist die Feststellung der gemeinsamen Richtung der Trends.

Einordnung der Ergebnisse in Süddeutsche und Regionale Muster

Im Rahmen des Projektes Klimaveränderungen und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft (KLIWA 2004) analysierte der Deutsche Wetterdienst das Langzeitverhalten der Lufttemperatur. Da sich das Projekt auf Süddeutschland bezieht, wurden 354 Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes im Raum Baden-Württemberg und Bayern für die Periode 1931 bis 2000 untersucht. Hierbei wurden zwar Stationsdaten als Ausgangsmaterial verwendet, diese wurden allerdings auf ein 7×7 km² Gitternetz eines digitalen Höhenmodells mit einem geostatistischen Ansatz regionalisiert. Aus diesen wurden Gebietsmittel gebildet, um den Einfluss einzelner Stationen auf den Trend zu minimieren. Auf dieser Basis erfolgte die Trendanalyse. Nach diesen Untersuchungen erfuhr der süddeutschen Raum (alle Gebietsmittel) eine Temperaturzunahme von 0,5 bis 1,2 K (Si 99 %). Der Schwerpunkt der Erwärmung für Süddeutschland liegt im Winterhalbjahr (Oktober bis März), hier vor allem Dezember bis März. Stärkere Trends können in dieser Zeit für Waldhäuser bestätigt werden, allerdings besteht hierfür keine Signifikanz. Der stärkste Trend (Si 99 %) konnte für Süddeutschland im Dezember nachgewiesen werden (1,8–2,7 K). Für das Sommerhalbjahr sind die Veränderungen in Süddeutschland nicht so deutlich. Auffällig zeigt sich nur August mit hochsignifikanten Zunahmen von 0,8 bis 1,7 K (KLIWA 2004). Das von uns gewählte Untersuchungsgebiet fällt in die Kliwa-Region D15, welches von der Donau bis zur deutsch-tschechischen Landesgrenze reicht. In das D15-Gebietsmittel gingen 7 Stationen ein. Der Trend beträgt für den Zeitraum 1931–2000 1,2 K. Im gleichen Zeitraum ist für Waldhäuser eine signifikante Zunahme von 0,6 K (Si 94,4 %) zu beobachten. Dieser Unterschied lässt sich mit dem Einfluss von tiefer gelegenen Stationen in diesem Kliwa-Gebiet erklären. Hierin liegt ebenfalls der Grund, dass die deutlichen Trends für August (1,4 K) und Dezember (2,0 K) für die Gesamtregion nicht in diesem Maß von Waldhäuser erreicht werden (August 0,7 K, Dezember 1,4 K). Allerdings besteht für Mai ein ähnlich hohes Trendsignal für Waldhäuser (1,1 K) im Vergleich zur Kliwa-Region D15 (1,2 K). Das für den Inneren Bayerischen Wald herausgearbeitete klimatologische Muster deckt sich sehr gut mit Ergebnissen aus dem westlichen Teil (tschechische Seite) des Böhmerwaldes (Teufelsee, Čertovo Lake). In dieser Studie wurde das Langzeitverhalten der mittleren Lufttemperatur modelliert und es konnten ebenfalls Mai und August detektiert werden, welche in den letzten Jahrzehnten einen stärkeren positiven Trend erfuhren (KETTLE et al. 2003).

Mit Hilfe der Bruchpunktanalyse (1988) für Waldhäuser kann ebenfalls bestätigt werden,

dass insbesondere das letzte Dezennium für den Trend verantwortlich ist. Diese Beobachtung ist für ganz Deutschland zutreffend (DEUTSCHER WETTERDIENST 2001). Nach den Untersuchungen durch den DEUTSCHEN WETTERDIENST (2001) waren die 30er und 40er Jahre ebenfalls schon überdurchschnittlich warm. Dieses Ergebnis kann für die 40er Jahre auf den Inneren Bayerischen Wald übertragen werden. Allerdings waren die 30er Jahre im Vergleich eher kalt.

Zusammenfassende Bewertung des Skalenvergleichs

Es konnte gezeigt werden, dass sich deutschlandweite, süddeutsche oder auch regionale Trends nicht unbedingt in lokalen Trends wieder finden müssen. Der Grund liegt in der Bildung von Gebietsmitteln durch Regionalisierung. So können beispielsweise die Unterschiede zwischen der Kliwa-Region D15 und der Station Waldhäuser mit dem Einfluss tiefer gelegener Stationen erklärt werden, da hier Stationen bis zur Donau Berücksichtigung finden.

Einfluss von Klimawandel auf Ökosysteme – Erfordernisse

In dieser Studie konnte belegt werden, dass ein deutliches Erwärmungssignal für das Untersuchungsgebiet besteht. Abschätzungen für den Inneren Bayerischen Wald prognostizieren eine zunehmende Erwärmung (1,7–2,1 K) bis zum Ende des Jahrhunderts (SPEKAT et al. 2007). Der enge Zusammenhang zwischen den Temperaturen und ökosystemaren Prozessen ist belegt (WILLDENOW 1805, LOMOLINO 2001), sodass in naher Zukunft mit einschneidenden Veränderungen zu rechnen ist. Beobachtungen in verschiedenen Ländern beweisen bedeutende Veränderungen natürlicher Systeme, insbesondere durch Temperaturzunahme, aber auch durch andere physikalische Parameter wie Niederschlag und Wind (IPCC 2007b). Abschätzungen der Auswirkungen durch veränderte physikalische Parameter auf die Wälder fallen schwer, da verschiedene Wirkungskomplexe und Rückkopplungen bestehen. Dennoch ist davon auszugehen, dass im Laufe dieses Jahrhunderts die Belastbarkeit vieler Ökosysteme durch den globalen Wandel (insbes. Treibhausgasemissionen und Landnutzung) und damit verbundenen Störungen (Überflutung, Trockenheit, Feuer, Insekten etc.) überschritten wird (z.B. WALTHER et al. 2002, OVERBECK 2005, IPCC 2007b). Diese Störungen entscheiden über das zukünftige Vorkommen, Verteilung, Vitalität oder auch Massensterben von Individuen (PARMESAN et al. 2000, VILLALBA & VELEN 2002, BRESHEARS et al. 2005). Insbesondere Wälder (Boreale Wälder und Bergwälder) sind sehr sensibel gegenüber dem Klimawandel (KIRSCHBAUM & FISCHLIN 1996). Schäden sind bei Überschreitung kritischer Schwellenwerte, verursacht durch Trockenheit, Insekten und Feuer zu erwarten (GITAY et al. 2001), verbunden mit dem Verlust von Leistungen der Waldökosysteme (Schutzwald, Wasserretention etc.). Nach Modellrechnungen ist mit einem Aussterberisiko aufgrund des Klimawandels für Mitteleuropa von 10–30 % des derzeitigen Artbestandes, zumindest regional, zu rechnen. 32 % der Pflanzenarten werden bis 2050 aus ihren jetzigen Arealen verschwinden und auf 44 % der Fläche Europas wird der Verlust an Arten 32 % und mehr betragen (BAKKENES et al. 2002, THOMAS et al. 2004). In Deutschland könnten zwischen 5–30 % der derzeitigen Tier- und Pflanzenarten betroffen sein (LEUSCHNER & SCHIPKA 2004). Nach SCHRÖTER et al. (2005) liegt der Schwerpunkt der Veränderung in den Regionen Iberische Halbinsel, Skandinavien und Mitteleuropa. Diese Studie prognostiziert für Schutzgebiete eine Artenextinktionsrate von 6–12 % in den nächsten Jahren aufgrund klimatischer Veränderungen. Starke Veränderungen sind in alpinen und montanen Gebieten zu erwarten (GRABHERR 1994, PAULI 2007).

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die zu erwartenden Auswirkungen des Klimawandels auf die Waldökosysteme sehr komplex sind und dies interdisziplinäre Forschungsansätze notwendig macht, um seriöse Abschätzungen treffen zu können. Die viel-

schichtige und sehr komplexe Thematik kann hier nur angerissen werden (mehr Details in IPCC 2007b). Stärkere Veränderungen werden aber auf regionaler Ebene stattfinden, weshalb regionale Forschungsansätze und Monitoring intensiviert werden müssen.

LITERATURVERZEICHNIS

- ANDRES A. & SPIWOKS M., 2000: Prognosegütemaße, State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen. *Sofia-Studien zur Institutionenanalyse*, 00-1: 39–43.
- ALEXANDERSON H., 1986: A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, 6: 661–675.
- ARBEITSKREIS STANDORTSKARTIERUNG, 1985: *Forstliche Wuchsgebiete und Wuchsbezirke in der Bundesrepublik Deutschland*. Arbeitskreis Standortkartierung in der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung, pp. 157–160.
- BÄSSLER C., 2004: Das Klima im Nationalpark Bayerischer Wald, Darstellung, Entwicklung und Auswirkung, 30 Jahre Klimastation Waldhäuser. Ms., Diplomarbeit, Universität Rostock, 133 pp. (Universitätsbibliothek Rostock)
- BAKKENES M., ALKEMADE J.R.M., IHLE F., LEEMANS R. & LATOUR J.B., 2002: Assessing effects of forecasted climate change on the diversity and distribution of European higher plants for 2050. *Global Change Biology*, 8: 390–407.
- BAYERISCHER KLIMAFORSCHUNGSVERBUND (BAYFORKLIM), 1999: *Klimaänderungen in Bayern und ihre Auswirkungen*. BayFORKLIM, München, 82 pp.
- BRESHEARS D.D., COBB N.S., RICH P.M., PRICE K.P., ALLEN C.D., BALICE R.G., ROMME W.H., KASTENS J.H., FLOYD M.L., BELNAP J., ANDERSON J.J., MYERS O.B. & MEYER C.W., 2005: Regional vegetation die-off in response to global-change-type drought. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America – Physical Sciences*, 102: 15144–15148.
- CRADDOCK J.M., 1979: Methods of comparing annual rainfall records. *Weather*, 34: 332–346.
- CUBASCH U., 2004: Perspektiven der Klimamodellierung mit aktuellen Beispielen. In: *Kurzfassung der Vorträge zum Symposium Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft, Kooperationsvorhaben KLIWA* (03.–04.05.2004): 19–26.
- DEUTSCHER WETTERDIENST, 2001: *Das Klima im 20. Jahrhundert in Deutschland*. Deutscher Wetterdienst Offenbach, 4 pp.
- DEUTSCHER WETTERDIENST, 2005: Klimadaten im KL-Standardformat. http://www.dwd.de/de/FundE/Klima/KLIS/daten/online/nat/index_standardformat.htm (15.01.2005).
- GITAY N.P., BROWN S., EASTERLING W. & JALLOW B., 2001: Ecosystems and their goods and services. In: *Climate Change 2001: Impacts, Adaption, and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, MCCARTHY J.J., CANZIANI O.F., LEARY N.A., DOKKEN D.J. & WHITE K.S., (eds) Cambridge University Press, Cambridge, pp. 237–342.
- GRABHERR G., GOTTFRIED M. & PAULI H., 1994: Climate effects on mountain plants. *Nature*, 369: 448–448.
- IPCC, 2001: *Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of the Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 881 pp.
- IPCC, 2007a: Working Group III Report, Mitigation of Climate Change. <<http://www.ipcc.ch>>, 22.05.07
- IPCC, 2007b: *Climate Change 2007 – Impacts, Adaption and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the IPCC*. Cambridge University Press, Cambridge, New York. <http://www.ipcc.ch>, 20.03.08
- KASANG D., 2004: Natürliche Ökosysteme, 2. Beobachtete Veränderungen. <http://www.hamburgerbildungsserver.de/klima/klimafolgen/oekosysteme/oeko-2.html>, 22.04.2005.
- KETTLE H., KOPAČEK J. & HEJZLAR, J., 2003: Modelling air temperature at Čertovo Lake back to 1781. *Silva Gabreta*, 9: 15–32.
- KIRSCHBAUM M. & FISCHLIN A., 1996: Climate change impacts on forests. In: *Climate Change 1995: Impacts, Adaption and Mitigation of Climate Change. Scientific-Technical Analysis. Contribution of the Working Group II to the Second Assessment Report of the Intergovernmental Panel of Climate Change*, WATSON R., ZINYOWERA M.C. & MOSS R.H. (eds) Cambridge University Press, Cambridge, pp. 95–129.
- KLIWA, 2003: Langzeitverhalten der mittleren Abflüsse in Baden-Württemberg und Bayern, KLIWA-Projekt A2.1.2. *KLIWA-Berichte*, 3: 15–17.
- KLIWA, 2004: 2. KLIWA-Symposium, Fachvorträge: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft. *KLIWA-Berichte*, 4: 37–57.
- KLIWA, 2006: 3. KLIWA-Symposium, Fachvorträge: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft. *KLIWA-Berichte*, 10: 1–257.
- LEUSCHNER C. & SCHIPKA F., 2004: Vorstudie Klimawandel und Naturschutz in Deutschland. *Bundesamt für Naturschutz-Skripten*, 115: 1–35.

- LOMOLINO M.V., 2001: Elevation gradients of species-density: historical and prospective views. *Global Ecology and Biogeography*, 10: 3–13.
- OVERBECK J., COLE J., BARTLEIN P., 2005: A “paleoperspective” on climate variability and change. In: *Climate Change and Biodiversity*, LOVEJOY T.E. & HANNAH L. (eds) Yale University Press, New Haven, Connecticut, pp. 91–108.
- PAESLER M., 1983: Homogenisierung. *Meteorologische Fortbildung*, 13: 3–7.
- PARMESAN C., ROOT T.L. & WILLIG M.R., 2000: Impacts of extreme weather and climate on terrestrial biota. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 81: 443–450.
- PAULI H., GOTTFRIED M., REITER K., KLETTNER C. & GRABHERR G., 2007: Signals of range expansion and contractions of vascular plants in the high Alps: observations (1994–2004) at the GLORIA master site Schrankvogel, Tyrol, Austria. *Global Change Biology*, 13:147–156.
- RAPP J., 2000: Konzeption, Problematik und Ergebnisse klimatologischer Trendanalysen für Europa und Deutschland. *Berichte des Deutschen Wetterdienstes*, 212: 1–144.
- SACHS, L., 1993: *Statistische Methoden*, 7. Auflage. Springer, Berlin, 312 pp.
- SCHÖNWIESE C.D., MALCHER J. & HARTMANN C., 1990: Globale Statistik langer Temperatur- und Niederschlagsreihen. *Berichte des Instituts für Meteorologie und Geophysik der Universität Frankfurt/Main*, 65: 1–301.
- SCHÖNWIESE C.D., 2000: *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*, 3. Auflage. Gebrüder Bornträger, Berlin und Stuttgart, 298 pp.
- SCHROTER D., CRAMER W., LEEMANS R., PRENTICE I.C., ARAÚJO M.B., ARNELL A.W., BONDEAU A., BUGMANN H., CARTER T., GRACIA C.A., DE LA VEGA-LEINERT A.C., ERHARD M., EWERT F., GLENDINING M., HOUSE J., KANKAANPÄÄ S., KLEIN R.J.T., LAVOREL S., LINDNER M., METZGER M.J., MEYER J., MITCHELL T., REGINSTER I., ROUNSEVELL M., SABATÉ S., SITCH S., SMITH B., SMITH J., SMITH P., SYKES M.T., THONICKE K., THUILLER W., TUCK G., ZAEHLE S. & ZIERL B., 2005: Ecosystem service supply and vulnerability to global change in Europe. *Science*, 310: 1333–1337.
- SPEKAT A., ENKE W. & KREIENKAMP F., 2007: Neuentwicklung von regional hoch aufgelösten Wetterlagen für Deutschland und Bereitstellung regionaler Klimaszenarios auf der Basis von globalen Klimasimulationen mit dem Regionalisierungsmodell WETTREG auf der Basis von globalen Klimasimulationen mit ECHAM5/MPI-OM T63L31 2100 bis 2100 für die SRES-Szenarios B1, A1B und A2. *Publikationen des Umweltbundesamtes*, Förderkennzeichen 204 41 138: 1–149.
- THOMAS C.D., CAMERON A., GREEN R.E., BAKKENES M., BEAUMONT L.J., COLLINGHAM Y.J., ERASMUS B.F.N., DE SIQUEIRA M.F., GRAINGER A., HANNAH L., HUNTLEY B., VAN JAARSVELD A.S., MIDGLEY G.F., MILES L., ORTEGA-HUERTA M.A., PETERSON A.T., PHILLIPS O.L. & WILLIAMS S.E., 2004: Extinction risk from climate change. *Nature*, 427: 145–148.
- VILLALABA R. & VELEEN T.T., 1997: Regional patterns of tree population age structures in northern Patagonia: climatic and disturbance influences. *Journal of Ecology*, 85: 113–124.
- WALTHER G.R., POST E., CONVEY P., MENZEL A., PARMESAN C., BEEBEE T.J.C., FROMENTIN J.M., HOEGH-GULDBERG O. & BAIRLEIN F., 2002: Ecological response to recent climate change. *Nature*, 416: 389–395.
- WERNER P., 2002: Zur Berücksichtigung der Persistenz in meteorologischen Zeitreihen. *Angewandte Statistik, PIK-Weiterbildungsseminar, PIK Report*, 75: 43–53.
- WILLDENOW K.L., 1805: *The principles of botany, and vegetable physiology*. Blackwood, Cadell and Davies, London, 629 pp.
- WMO (WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION), 2003: *Guidelines on Climate Metadata and Homogenization*. WMO/TD No. 1186: 40 pp.

Received: 30 July 2007
Accepted: 20 March 2008