

K-1 陸域生態系の吸収源機能評価に関する研究
(5) 森林吸収アカウンティング方式の数理手法開発

独立行政法人国立環境研究所

地球環境研究センター

山形与志樹

2000年度エコ・フロンティアフェロー Leonid L. Goloubiatnikov

平成11~13年度合計予算額 3,518千円
(うち、平成13年度予算額 0千円)

[要旨]

本研究の目的は、長期的炭素吸収源の拡大が失敗するリスクを評価する手法の開発である。つまり、これは炭素吸収源機能を維持する上で障害となる自然条件の変動から深刻な事態が生じる確率の研究である。炭素吸収源の維持にとって好ましくない気候条件を定義して、気候の年間変動を調査するために、気候の統計的特徴を(全地球的に0.5度×0.5度グリッドの空間解像度で)収集し、気候の年間変動に関する実データに近い結果を導く乱数生成プログラムを提示した。このプログラムには、新手法による気候データ分析をベースにした確率論的気候モデルが含まれている。このモデルを陸域の事例研究用として位置付けた上で使用した。

[キーワード] 炭素吸収源、気候の年間変動、乱数、分布関数、逆関数法

1. イントロダクションと研究目的

長期的炭素吸収源拡大が気候による失敗のリスクを評価するために、また、炭素吸収プロジェクトにおけるリスク分析/評価のための総合的概念図式を構築するためには、気候の年間変動に関する実データに近い結果を導く乱数生成プログラムが必要である。(Logofet, 1999年¹⁾) 確率論的気候モデルは数多く存在する(Wilks, 1999年。²⁾ Dubrovsky など、2000年³⁾)。気候データ生成プログラムのWGEN(Richardson, 1981年。⁴⁾ RichardsonとWright, 1984年⁵⁾)とLARS-WG(Racscoなど、1991年。⁶⁾ SemenovとBarrow, 1997年。⁷⁾ SemenovとBrooks, 1999年⁸⁾)は気候パラメータのシミュレーションにもっともよく使われるプログラムである。天候生成プログラムWGENでは、気候メカニズムが2通りの天候(降水量が測定可能な雨天と降水量が測定不能な晴天)に関して一次マルコフ連鎖として考慮される。推移確率は当該地域の統計データから得た。他の気候パラメータ(平均気温、降水量、その他)を分析し、2通りの気候体系がマルコフの説に順ずると仮定して条件付確率分布を構築した。気候生成プログラムLARS-WGは一連のアプローチ、すなわち、1日の雨天・晴天の順序をモデル化して、気温や降水量のような他の気候パラメータを、それが雨天・晴天の順序に依存するものとして、シミュレートする手法をベースにしている。この類の確率論的気候モデルは、実地に観測された日々の気候データとの照合を必要とする特定地域向けのモデルである。

本研究には毎月の気温と毎月の降水量が必要である。このため、一部には特定分布を用いる研究者もいる。たとえば、W. BriggsとD. Wilks(1996年)⁹⁾は、合衆国を事例研究の対象として毎

月の、あるいは季節ごとの平均気温をガウス分布としてモデル化し、毎月の、あるいは季節ごとの降水量をガンマ分布として表す手法を開発した。ただし、気温および降水量分布が地面のどこでも均一とするこの仮説は強い仮定である。

本研究は、地面の任意のポイントで月平均気温と月平均降水量をシミュレートできる手法の開発を目的とする。

2. 研究方法

本研究の気候条件は合衆国国立環境予測センター (NCEP) と合衆国国立大気研究センター (NCAR) によって作成されたデータセット (New など、1999 年¹⁰⁾) を再分析して得たものである。0.5 度×0.5 度グリッドの空間解像度で 1901 年から 1995 年にわたり整備されている月平均気温データと月平均降水量データを用いた。本研究では、地上の植被部分だけについて考察した。データセットを再分析したところ、気候条件が整備されているのは 62483 グリッドであった。それぞれのグリッドについて、低確率時間間隔と気温・降水量の基準値を定義した。実際には、研究対象の低確率気候値の適正分布が見つかるほど十分なデータは存在しなかった。そこで本研究では、この値に対応する時間間隔が均等に分布するというもっとも単純な数理的仮説を立てた。気温と降水量の基準値については、グリッドごとに分布関数を構築した。このような分布関数と逆関数法を本研究のシミュレーション・アルゴリズムのベースとした。

(1) 逆関数法

離散確率変数 X が確率分布を持つとすると以下の関係を得る。

$$F(x) = P\{X < x\} \quad (1)$$

上記の式で $F(x) = \sum_{i=0}^x p_i$ および $\sum_{i=0}^n p_i = 1$ とする。

関数 $F(x)$ が (1) によって表される場合の乱数の確率分布を求める。乱数 Y の確率分布 $F(y)$ の定義により以下の等式を得る。

$$F(y) = P\{Y < y\} = P\{F(X) < F(x)\}$$

$F(x)$ は単純増加関数なので、条件 $F(X) < F(x)$ は条件 $X < x$ に等しい。そこで以下の等式を得る。

$$P\{F(X) < F(x)\} = P\{X < x\} = F(x) = y$$

上記の式で y は $0 \leq y \leq 1$ である。したがって、乱数 Y は間隔 (0, 1) の均等分布を有する。

故に、 $F(x)$ が乱数の分布関数で ξ が間隔 (0, 1) の均等分布を有する乱数であるとすれば、以下の等式を得る。

$$\eta = F^{-1}(\xi) \quad (2)$$

(上記の $F^{-1}(x)$ は関数 $F(x)$ の逆関数であり) 分布関数 $F(x)$ を持つ乱数 η を定義する。

上記のように、間隔 (0, 1) の均等分布を有する乱数シーケンスを分布関数 $F(x)$ を有する乱数シーケンスに変換することができる。このように変換するには、間隔 (0, 1) の均等分布を有する乱数のシーケンスから乱数 ξ を求めて、 ξ について次の方程式を解かなければならない。

$$F(\eta) = \xi \quad (3)$$

方程式 (3) の解は分布関数 $F(x)$ を有する乱数シーケンスからの乱数である。

確率 $P\{y_{j-1} \leq \eta < y_j\}$ を P_j とし、合計 $\sum_{i=0}^j p_i$ を a_j とすると、方程式 (2) は次のように表すことができる。

$$\eta = F^{-1}(\xi) = (y_j - y_{j-1}) (\xi - a_{j-1}) / P_j + Y_{j-1}$$

上記で $a_{j-1} \leq \xi \leq a_j$ である。

(2) 均等乱数の生成

本研究では、間隔 (0, 1) の均等分布を有する乱数シーケンスを求めるために Lemer のアルゴリズムを用いた。この手法は次の一次循環関係をベースにしている。

$$Y_{n+1} = \{gY_n\} \quad (1)$$

上記の g は大整数値 (large integer) である。乱数 $\eta = \{gY_n\}$ は正の整数 g について間隔 (0, 1) の均等分布を持つ (Pollak, 1971 年)。 m_0 と M が整数であるときに γ_0 を既約分数 $\gamma_0 = \frac{m_0}{M}$ として、

M と g を相対的素数整数とすると、 γ_n は既約分数 $\gamma_n = \frac{m_n}{M}$ であり、分子は次の公式によって定義

される (Buslenko, 1984 年¹¹⁾) 。

$$m_{n+1} = gm_n \pmod{M} \quad (2)$$

通常、上記の公式は間隔 (0, 1) の均等分布を持つ乱数シーケンスを求めるために使用される。

本研究では、この公式を次の形で使用した。

$$\gamma_{i+1} = 5^{2p+1} * \gamma_i \pmod{2^p} \quad (3)$$

上記の式で $p=3$ 、 $n=24$ 、 $\gamma_0=10936999$ である。

公式 (3) を PC で計算すると、擬似乱数シーケンス $\{\gamma_i\}$ が得られる。このシーケンスには整数 L が含まれており、

$$\gamma_{L+i} = \gamma_i \text{ であり、 } i = 1, 2, 3 \quad (4)$$

L を式 (4) の最小数とする。ナンバーセット $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_L$ を非周期セグメントとし、数値 L を擬似乱数シーケンス $\{\gamma_i\}$ の非周期セグメントの長さとする。非周期セグメントの長さは擬似乱数シーケンスの非常に重要な特性である。研究者は L にシーケンス $\{\gamma_i\}$ から得た乱数を用いなければならぬ。ポラック (1971 年)¹²⁾ によれば、循環関係は以下ようになる。

$$x_i = A * x_{i-1} \pmod{M}$$

$$x_i = M^1 * x_i$$

上記の式で $A = 5^{2p+1}$ ($p=0, 1, 2, \dots$) であり、 $M = 2^l$ ($l > 2$) であり、非周期セグメントの長さは 2^{l-2} である。したがって、式 (3) により L は 2^{22} である。本研究においては、この非周期セグメントの長さで十分である。

3. 結果・考察

本研究で提示した手法により、地面の各ポイントにおける月平均気温と月間降水量をシミュレートすることができる。この手法は、月や年といったあらゆる時間間隔に対して、統計的に適正な降水量-気温予測を可能にするものである。本研究の結果により、降水量および気温のシミュレーション分布が実データに匹敵するものであることが明らかになった。

本研究で提示した手法に炭素フラックス・モデルを組み合わせれば、陸域の炭素発生源または炭素吸収源としての特徴を示す確率モデルを構築する手段が得られる。

4. 本研究により得られた成果

本研究により、陸域の炭素発生源または炭素吸収源としての特徴を示す確率モデルを構築するための手法を開発した。

5. 引用文献

- 1) Logofet D. O., 1999. Risk Assessment in Carbon Sequestration // Eco-Frontier Fellowship (EFF), Global Environment Research Found, 263-274
- 2) Wilks D. S., 1999. Interannual variability and extreme-value characteristics of several stochastic daily precipitation models // Agric. For. Meteor. 93: 153-169
- 3) Dubrovsky M., Zalud Z., Stastna M., 2000. Sensitivity of cereals-maize yields to statistical structure of daily weather series // Clim. Change 46: 447-472
- 4) Richardson C. W., 1981. Stochastic simulation of daily precipitation, temperature and solar radiation // Water Resour. Res. 17: 182-190
- 5) Richardson C. W., Wright D. A., 1984. WGEN: a model for generating daily weather variables. // Agricultural Research Service ARS-8, US Department of Agriculture, Washington, DC
- 6) Racsko P., Szeidl L., Semenov M., 1991. A serial approach to local stochastic weather models // Ecol. Model. 57: 27-41
- 7) Semenov M. A., Barrow E. M., 1997. Use of a stochastic weather generator in the development of climatic change scenarios // Clim. Change 35: 397-414
- 8) Semenov M. A., Brooks R. J., 1999. Spatial interpolation of LARS-WG stochastic weather generator in Great Britain // Clim. Res., 11: 137-148
- 9) Briggs W. M., Wilks D. S., 1996. Estimation monthly and seasonal distributions of temperature and precipitation using the new CPC long-range forecasts // J. Clim., 9: 818-826
- 10) New M., Hulme M., Jones P., 1999. Representing twentieth century space-time climate variability. Part 1: development of a 1901-1990 mean monthly terrestrial climatology. // J. Clim., 12: 829-856.
- 11) Buslenko N. P., 1984. Mathematical modelling processes on IBM. M.: Nauka.
- 12) Pollak Yu. G., 1971. Probability modelling using computers. M.: Sovetskoe Radio.

[国際共同研究等の状況]

なし

[研究成果の発表状況]

(1) 誌上发表 (学術雑誌)

なし

(2) 口頭発表

なし

(3) 出願特許

なし

(4) 受賞等

なし

(5) 一般への公表・報道等

なし

(6) その他成果の普及、政策的な寄与・貢献について

なし