季節調整モデルによる名古屋気温時系列の傾向解析

名古屋工業大学大学院　学生員　山田祐次　　名古屋工業大学　学生員　永山純一
名古屋工業大学　フェロー会員　長尾正志　　名古屋工業大学　正員　庄建治朗

1．はじめに

近年温暖化や水不足傾向の多発が問題になっている。その解析手法には、トレンドあるいは季節成分をまず除去した後に、その他の成分の検討を行うという手順が慣用され、これらを同時に分離・検討するようになっていないようである。そこで、本研究では、最近開発された季節調整モデルを用いて、名古屋の月気温時系列に基づいた傾向解析を試みた結果を報告する。

2. 対象資料

名古屋気象台 1997 までの最近 36 年分の月気温資料をを用い、年間を四季、冬（12-2 月)、春(3-5 月)、夏（6-8 月)、秋(9-11 月)に分割した資料を作る。この季節内の平均値、最大値、最小値などを対象に、トレンド、季節成分、偶発成分を、情報量基準 ABIC によって分離し、近年の変動傾向の実体を解析した。なお、計算機の記憶容量から 36 年分の一括した計算はできず、前半（第Ⅰ期）と後半（第Ⅱ期）に分けて計算することにした。

3. ベイズ型季節調整モデル[1)]

詳細は文献を参照して頂くことにして、ごく基礎的な概要を記すにとどめる。まず、時系列$\{y_i\}$を，大局的な平滑変動分であるトレンド$\{T_i\}$と毎周期類似の動きを示す季節変動分$\{S_i\}$との和で近似できるとし、残差成分を$\{I_i\}$とした次式で表現する。

$$y_i = T_i + S_i + I_i \quad (i = 1, 2, \cdots, N) \qquad (1)$$

ここで、トレンドと季節成分が、大局的に平滑化成分と毎周期類似の変動成分となるように分離されるために、以下の後方階差

$$\Delta T_i = T_i - T_{i-1}、\ \Delta_4 S_i = S_i - S_{i-4}、\ \Delta^0 T_i = T_i、\ \Delta_4{}^0 S_i = S_i \qquad (2)、$$

また $\Delta^k T_i = \Delta(\Delta^{k-1} T_i)$、$\Delta_4{}^\ell S_i = \Delta(\Delta_4{}^{\ell-1} S_i)$　(3)　を用いて表記する。たとえば、トレンド成分はiの$(k-1)$次多項式、季節成分はiの$(\ell-1)$次多項式であれば、次式が成立する。

$$E[I_i] \approx 0,\ \Delta^k T_i \approx 0,\ \Delta_4{}^\ell S_i \approx 0,\ \sum_{j=0}^{3} S_{i-j} \approx 0 \qquad (4)$$

以上を統合した表現が次式である。

$$\sum_{i=1}^{N} (y_i - T_i - S_i)^2 + u^2 \sum_{i=1}^{N} (\Delta^k T_i)^2 + v^2 \sum_{i=1}^{N} (\Delta_4{}^\ell S_i)^2 + w^2 \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{j=0}^{3} S_{i-j} \right)^2 = 0 \qquad (5)$$

I_iの分散をσ^2とし、正規化の定数Cを用いた母数T_i、S_iの分布を表現する密度関数は

$$\pi(\vartheta | k, \ell, u^2, v^2, w^2, \sigma^2) = C \exp\left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} \left[u^2 (\Delta^k T_i)^2 \right] + v^2 (\Delta_4{}^\ell S_i)^2 + w^2 \left(\sum_{j=0}^{3} S_{i-j} \right)^2 \right\} \qquad (6)$$

これを用いて、以下の ABIC の最小化により、未知母数k, ℓ, u^2, v^2, w^2を求めることができる。

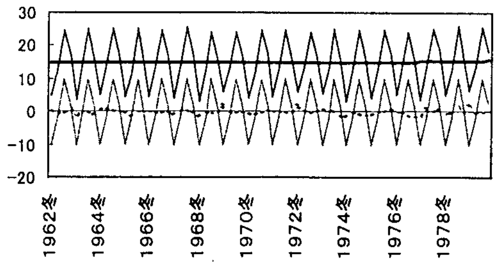
$$ABIC = -2 \log \int f(y | \vartheta, \sigma^2) \cdot \pi(\vartheta | k, \ell, u^2, v^2, w^2, \sigma^2) \cdot d\vartheta \qquad (7)$$

式中のy は原時系列$\{y_i\}$, ϑは季節成分$\{S_i\}$とトレンド成分$\{T_i\}$を併せたベクトルである。

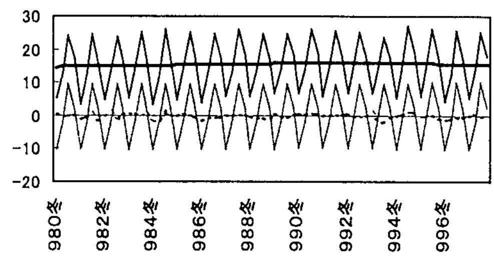
なお、以後の計算では、簡単に$k=\ell=2$（すなわちトレンド、季節成分は局所的には線形変化）を仮定している。したがって、未知母数はu^2, v^2, w^2の3個となるが、それでもなお複雑である。そこで、石黒の提案[1]するように、$w=w(u,v)$とし、結局未知母数u, vとした2次元での ABIC の最小化問題として、最適な母数を求めて、各成分の分離を行う。

4. 計算結果とその考察

計算の一例として、季節内平均値を図-1 に、季節内最小値を図-2 に示す。

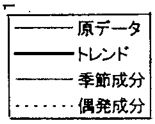


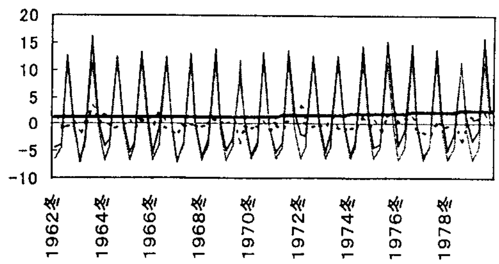
(a)第Ⅰ期



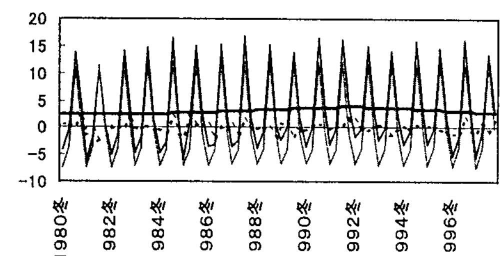
(b)第Ⅱ期

図-1 季節内平均値時系列





(a)第Ⅰ期



(b)第Ⅱ期

図-2 季節内最小値時系列

これらの結果として以下の点が結論できる。

1) 原系列とトレンドの平均は完全に合致し、季節及び偶発成分の平均はほとんど0となる。また、偶発成分の自己相関はほとんど0となるから、成分の分離結果は良好である。
2) トレンド、季節、偶発の各成分相互間では、相関係数が最大でも 0.22 以下となり、ほとんど無関係である。
3) 原系列と分離後の季節成分には、相関係数で 0.97 以上と、強い関連がみられる。
4) 各成分における特徴として、まず季節平均値のトレンドでは、1962 からの約 10 年間でわずか 0.1℃の低下、その後 1972 からの約 20 年間で約 2.0℃の上昇、その後、1992 からの約 6 年間で 0.21℃の低下となっている。これから著しい温暖化傾向が読みとれる。
5) 季節成分では、季節内の最大値、最小値の変動幅（RANGE）に着目すると、後半第Ⅱ期では大きく、特に春や秋では 0.7℃以上とこの変動幅の増加傾向が顕著である。

参考文献　1) 石黒真木夫：ベイズ型季節調整プログラム BAYSEA(APL 版)、インフォーメーション、1987 年 4 月号