

京都大学工学部
京都大学経営管理大学院

学生会員 ○輪木 佑哉
フェロー会員 小林 潔司

1 はじめに

マレーシアでは、森林火災によって発生する大量の大気汚染物質を原因とする深刻なヘイズ (haze: 煙害) 災害が例年発生しており、ヘイズ災害に関する正確な予告システムの構築が望まれている。マレーシアにおけるヘイズ災害の主な原因はインドネシアのスマトラ島などの国外において発生する森林火災であったが、近年マレーシア国内における森林火災数も増加しており、双方の火災の影響が混在している。尾形等 [1] は国外火災を対象としたヘイズ災害モデルを構築しているが、国内火災の影響については考慮していない。そこで本研究では、マレーシアの各地点の大気汚染指数、及び火災地点位置情報を用いて国内外の双方の火災の影響を同時に考慮したヘイズ災害モデルを構築し、そのモデルを用いてヘイズ災害発生に関する危険予告情報を作成する。

2 RS モデル

本研究では、ヘイズ災害発生時における汚染濃度の急激な変化を表現するモデルとして Regime Switching モデル (RS モデル) を採用する。そこで、汚染濃度の時系列データが同一のデータ生成構造により生成された期間をレジームと定義する。ここで、地点 k ($k = 1, \dots, K$), 時刻 t ($t = 1, \dots, T$) において観測される汚染濃度を状態変数 $X_{k,t}$ で表すとすると、 $X_{k,t}$ は国内外の双方の火災によって供給された汚染物質が混合したものであることに留意する。そこで本研究では、各々の火災に起因する状態変数として国内のものを $x_{k,t}$, 国外のものを $y_{k,t}$ と個別に定義し、 $X_{k,t} = x_{k,t} + y_{k,t}$ を満たすとする。また、国内火災は国外火災に比べて一般的に小規模で影響も局所的であり、両者のデータ生成構造は異なると考えられるので、国内外の火災によるレジーム変数 $s_{k,t}^x, s_{k,t}^y$ を個別に定義する。添え字 x, y はそれぞれ国内、国外を表す。レジーム変数は1のときが通常期であり、 M のときに最も深刻なヘイズが発生していると

する。

レジーム変数 $s_{k,t}^x, s_{k,t}^y$ の時間的推移過程がマルコフ過程に従うと仮定し、マルコフ推移確率を

$$P_k(s_{k,t+1}^a = n | s_{k,t}^a = m; \psi_t) = \pi_{mn}^{a,k,t}(\bar{v}_{t-\Delta_a}^a, \beta_k^{a,m}) = \frac{\exp(\beta_k^{a,mn} \bar{v}_{t-\Delta_a}^a - \theta_k^{a,mn})}{\sum_{l=1}^M \exp(\beta_k^{a,ml} \bar{v}_{t-\Delta_a}^a - \theta_k^{a,ml})} \quad (1)$$

と特定化する ($a = x, y$)。 $\beta_k^{a,mn}$ はレジームが m から n に推移する確率を支配するパラメータ、 $\theta_k^{a,mn}$ はレジーム推移確率を調整するパラメータであり、 $\theta_k^{a,m1} \leq \dots \leq \theta_k^{a,mM}$ を満たすとする。 $\bar{v}_{t-\Delta_a}^a$ は火災発生地点数、 Δ_a は先行ラグであり、 ψ_t は観測されたデータの集合を表す。

次に、地点 k の時刻 t におけるレジーム状態が m であるとき、状態変数として $h_{k,t}^a$ が得られる確率分布 $f_{k,m}^a(h_{k,t}^a | \alpha_{k,m}^a)$ をレジーム観測値分布として定義する。 $\alpha_{k,m}^a$ は確率分布を特徴付けるパラメータベクトルである。また、レジーム状態の初期分布は先験的情報が存在しないため一様分布を仮定する。

3 推計方法

以上の議論はすべて $x_{k,t}, y_{k,t}$ が観測可能なことを前提に話を進めてきた。しかし、実際には国内外の火災に起因する汚染濃度を分離して観測することは不可能であるので、本研究では実際の観測値 $X_{k,t}$ を $x_{k,t}, y_{k,t}$ に分割する潜在変数 $z_{k,t}$, 及び各時刻のレジーム状態を示す潜在変数 $u_{k,t}^a$ を導入し、尤度関数の完備化を行う。 $z_{k,t}$ は $0 \leq z_{k,t} \leq 1$ を満たし、 $x_{k,t} = X_{k,t} z_{k,t}$, $y_{k,t} = X_{k,t} (1 - z_{k,t})$ が成り立つ。潜在変数は測定不可能であるので、完備化尤度関数を用いてベイズの法則より潜在変数の全条件付事後確率を推計するが、完備化尤度関数の中に未知パラメータが含まれている以上、潜在変数に関する全条件付事後分布を先験的に求めることは不可能である。そこで、全条件付事後確率を用いたマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC 法) を適用して潜在変数を反

d=国内, f=国外	地点No.9	期待値	90%信頼区間		Geweke統計量
d	β 11	-1.456186	-1.945372	-0.9668978	-0.5895291
d	β 12	1.850026	1.358822	2.335357	-1.003934
d	β 13	2.603565	2.100715	3.117342	-1.611424
d	β 21	-1.861372	-2.35306	-1.358331	-1.85052
d	β 22	1.911649	1.396952	2.421555	-0.9333196
d	β 23	2.960675	2.416787	3.496762	0.5667813
d	β 31	-2.484007	-2.960506	-2.011817	-0.1791262
d	β 32	1.382253	0.9374475	1.824576	-0.02810399
d	β 33	4.104578	3.620248	4.590702	-0.2992811
f	β 11	1.850407	1.531655	2.175401	0.3703834
f	β 12	1.802894	1.405318	2.167114	-0.2894054
f	β 13	2.349932	2.009298	2.685537	0.5318765
f	β 21	0.8607758	0.5146969	1.193773	0.4129386
f	β 22	2.251922	1.949506	2.55683	0.2939239
f	β 23	2.85492	2.535952	3.172611	0.3064161
f	β 31	-1.075435	-1.532482	-0.6271327	0.123164
f	β 32	1.853025	1.497401	2.217797	-0.07847097
f	β 33	3.226428	2.864855	3.606738	0.3627043
d	μ 1	50.9987	49.72418	52.2625	-1.482468
d	μ 2	67.18881	63.56815	70.75722	-0.5612554
d	μ 3	91.42852	91.40049	91.49598	0.1290449
f	μ 1	27.03379	26.09858	27.97481	1.140899
f	μ 2	162.108	160.4272	163.835	-0.5303385
f	μ 3	247.9514	246.034	249.7516	1.012307

図 1: パラメータの推計結果

復的に発生させ、未知パラメータをベイズ推計する。MCMC アルゴリズムにおけるパラメータの標本発生方法として酔歩過程 MH 法を採用し、事後分布への収束判定は Geweke 統計量によって判断する。

4 推計結果

実際の適用事例として本研究では 2014 年 3 月のデータを用いる。大気汚染指数についてはマレーシア全土に 52 局ある大気汚染観測局のうちマレー半島西岸地域に位置する 15 局の観測局のデータを用い、火災地点位置情報は国外についてはスマトラ島 Riau 地域、国内については各観測局の半径 50km において発生した火災をそれぞれ用いる。レジーム観測値分布の分布形状として正規分布を仮定し、分散 σ_{a0}^2 は等しい値を与えるが、平均 $\mu_{k,m}^a$ は未知パラメータとして推計する。また、基本的なレジーム数として $M = 3$ と設定し、先行ラグについては国外は 12 時間、国内は 1 時間とする。

図 1 はある地点のパラメータの推計結果を示している。β においては、より深刻なレジーム状態に推移する確率を支配するパラメータほど大きな値をとっている傾向があることが分かる。これはホットスポット数の増加に伴ってより危険なレジーム状態に推移しやすくなっていることを表している。また、 $\mu_{k,m}^a$ において深刻なレジーム状態のものが大きな値をとっている場合、ヘイズ発生時にその地点において深刻な被害が生じうることを示している。

5 危険予告情報の作成

推計して求めたモデルをもとに、ヘイズ災害発生に関する危険予告情報を求める。先行ラグの関係上、国内は 1 時間後、国外は 12 時間後までのヘイズ発生

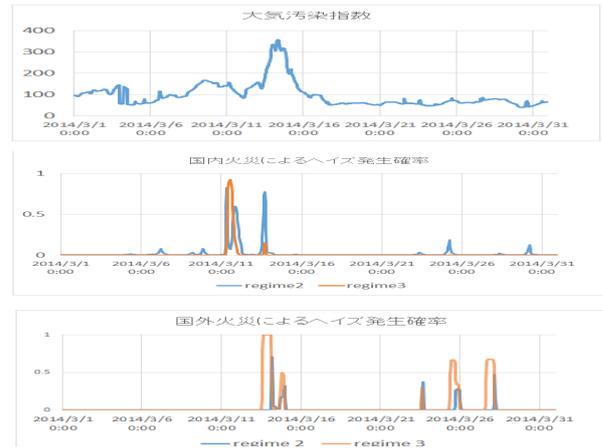


図 2: ヘイズ発生に関する危険予告情報

確率を求めることが出来る。現在時刻 \tilde{t} の j 時間後にレジーム m_j が生起する確率 $\pi_{k,m_j}^a(\tilde{t} + j)$ は、

$$\pi_{k,m_j}^a(\tilde{t} + j) = \sum_{m_0=1}^M \cdots \sum_{m_{j-1}=1}^M \pi_{k,m_0}^a(\tilde{t}) \prod_{l=1}^{j-1} \pi_{m_{l-1}m_l}^{k,a,\tilde{t}+l-1}(\bar{v}_{\tilde{t}+l-(j+1)}^a, \beta_k^{a,m_{l-1}}) \pi_{m_{j-1}m_j}^{k,a,\tilde{t}+(j-1)}(\bar{v}_{\tilde{t}-1}^a, \beta_k^{a,m_{j-1}}) \quad (2)$$

で表され、深刻な状況のレジーム生起確率を求めることでヘイズ災害発生に関する危険予告情報を作成することが出来る。ただし $j = 1$ のとき、 $\prod_{l=1}^{j-1} \pi_{m_{l-1}m_l}^{k,a,\tilde{t}+l-1}(\bar{v}_{\tilde{t}+l-(j+1)}^a, \beta_k^{a,m_{l-1}}) = 1$ とする。図 2 は上から大気汚染指数データ、国内レジームが 2, 3 になる確率、国外レジームが 2, 3 になる確率を示している。汚染濃度上昇が見られる同時期に双方のヘイズ発生確率が上昇していることから、モデルによる予測が妥当なものであることが窺える。

6 おわりに

本研究では国内と国外の火災を同時に考慮した、マレーシアにおけるヘイズ災害のための統計的予測モデルを構築し、ヘイズ発生に関する危険予告情報を作成した。今後の課題として汚染物質の長期にわたる滞留過程を表現できるモデルへの拡張などが挙げられる。

参考文献

- [1] 小林潔司, M.N.B.JAAFAR, 尾形誠一郎, 塚井誠人: 越境ヘイズ災害のための危険予告情報: レジーム変化と長期記憶性, 土木学会論文集 D, Vol.63, pp.478-497, 2007.