

熱帯域季節内振動の活動度と予測可能性との関係

谷口 博・向川 均（京大・防災研）・近本 喜光（東大・気候システム）
久保田 拓志（JAXA/EORC）・前田 修平・佐藤 均・伊藤 明（気象庁・気候情報）

1. はじめに

Madden-Julian 振動 (MJO) として知られている熱帯域季節内振動は、熱帯大気中の季節内の時間スケールにおいて最も卓越する変動であり、30日から60日の周期で熱帯を東向きに伝播する対流偏差と、それに関連する循環偏差とで特徴づけられる (e.g., Madden and Julian, 1994). MJO は、日本を含む中高緯度域の大気循環にも大きな影響を与えるため (Waliser et al., 2003; Jones et al., 2004), その予測可能性を正しく評価することは重要である。また、熱帯域の季節内振動の予測精度が良い場合、日本を含む中高緯度域の予測精度も向上する傾向にあることがこれまでの研究により指摘されている (Ferranti et al., 1990; Tsuyuki, 1990). しかしながら、熱帯域の季節内振動の予測精度と MJO の活動度との関係については一貫した結果が得られていないのが現状である (Boer, 1995; Jones et al., 2000; 久保田他, 2005). 例えば, Jones et al. (2000) は, NCEP 中期予報モデルを用いて, MJO に伴う対流偏差が強い期間に, MJO の予測精度が僅かに良くなることを示した。一方, Boer (1995) は, ECMWF の予報システムでは, MJO の予測精度が MJO 自身の活動度にほとんど依存しないことを示している。また, MJO の位相と予測精度との関係については, Jones et al. (2000), Waliser et al. (2003) らによって調べられており, いずれもインド洋域で MJO に伴う発散場がある場合に予測精度が良くなることが示されている。

我々はこれまでの研究で, 気象庁現業アンサンブル予報システムで用いられている初期摂動作成スキーム (BGM 法; Toth and Kalnay, 1993, 1997) の改良を行い, 熱帯域の大気循環場の予測可能性評価に適した初期摂動の作成に成功した (Chikamoto et al., 2007, 以降 C07). そこで本研究では, この改良された初期摂動作成スキームを用いて長期間にわたる初期摂動を作成し, 摂動の成長率などの力学的特徴と MJO の活動度との関係について調査を行い, 一貫した結果の得られていない MJO の活動度と予測可能性との関係について解析を行う。

2. 実験設定と解析手法

2.1 熱帯域初期摂動の作成

本研究で使用したモデルは, 2007年4月に更新され, 気象庁現業アンサンブル予報システムで用いられている TL159V0703C (GSM0703) である。初期摂動作成スキームには BGM 法 (Toth and Kalnay 1993, 1997) を用いる。本研究で使用する BGM 法は, C07 と同様の改良が施されている。改良点は以下のとおりである: (1) 緯度 20 度より極側の摂動は 0 とする, (2) 熱帯域 20S-20N における 200hPa 速度ポテンシャル (χ_{200}) ノルムを用いて摂動を規格化する, (3) ノルムの大きさを χ_{200} における気候学的変動の 10.0% とする¹, (4) 各摂動サイクルにおけるモデル積分時間を 24 時間として摂動を作成する。求めた初期摂動は 4 メンバーである。再解析データ JRA-25/JCDAS (Onogi et al., 2007) の日々の値を初期値に用いて, 摂動を加えないコントロールラン 1 ケースと摂動を加えた摂動ラン 4 ケース, の計 5 ケースのアンサンブルメンバを用いる。境界条件として, COBE-SST から計算した日別 SST (日別気候値 + 初期時刻で計算した気候値からの偏差。予報期間中は固定) を毎時与える。初期摂動作成サイクルでの積分時間 (Δt) は 24 時間である。初期摂動作成サイクルは 1996 年 4 月 1 日から開始し, 2006 年 2 月 28 日までの期間 (~10 年間) を解析した。

2.2 解析手法

予報初期日における MJO の活動度, 位相の定義には JRA-25/JCDAS の 200hPa 速度ポテンシャル (χ_{200}) の日平均値を用いる。1996 年~2006 年までの χ_{200} の日平均値に 60 日の低域フィルター (Duchon, 1979) を施して気候値を作成する。さらに, 気候値からの偏差に対して 30-90 日の帯域フィルター (Duchon, 1979) を施す。このようにして得

¹本実験では, C07 で得られた空間スケールの大きい「大規模モード」を抽出するために使用するノルムの大きさが C07 とは異なる。C07 と同期間の基本場で実行した予備実験によれば, 空間スケールの小さな「対流モード」を除去し大規模モードだけを抽出するのに適したノルムの大きさは, χ_{200} の気候学的変動の 10.0% 程度である (C07 では, 3.3% 程度であった)。

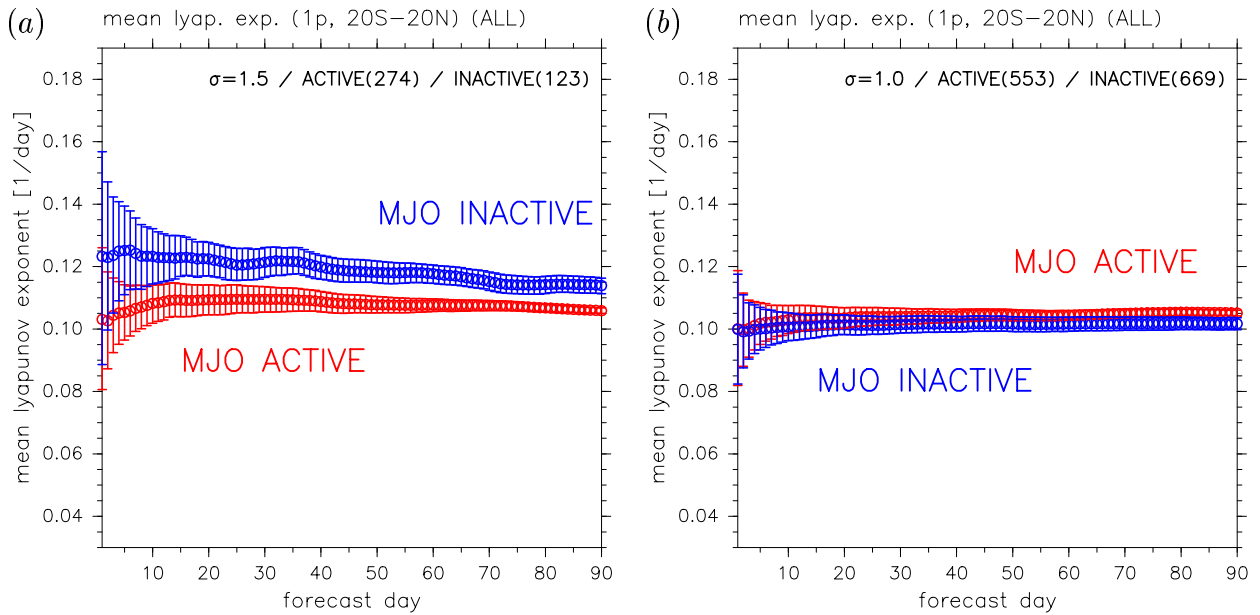


図 1: MJO の活動度毎 (活発期, 不活発期) に各々の評価期間で求めた 1p 摂動の平均成長率. 横軸は成長評価期間 (日), 縦軸は成長率 (1/日) である. (a) は, MJO の活発期・不活発期を式 (1) の 91 日移動平均が予報期間の平均よりも 1.5σ 上回る (下回る) 期間で抽出した場合の結果, (b) は, 同様に 1.0σ を基準として抽出した場合の結果である. 図中の○印は平均成長率, エラーバーはランダムサンプリング法 (ブートストラップ法) により, 信頼区間 95% で評価した各々の平均値の取り得る範囲を示しており, 赤 (青) 色は活発期 (不活発期) の事例を表す.

られたデータに対して主成分分析を行い, 第一 (第二) モード EOF1 (EOF2) の時系数 PC1 (PC2) を用いて求められる

$$\sqrt{(\text{PC1})^2 + (\text{PC2})^2} \quad (1)$$

の値で MJO の活動度を定義する. Wheeler and Hendon (2004) に倣い, 式 (1) の 91 日移動平均が予報期間の平均よりも 1.5 標準偏差 (1.5σ) 上回る (下回る) 期間を MJO の活動の活発期 (衰退期) と定義した. また, MJO の位相は, EOF1, EOF2 の時系数 PC1, PC2 の符号で定義した. このようにして定義した MJO の活動度, 位相毎に初期摂動の成長率を計算し, 予測可能性を評価する. 初期摂動の成長率は以下のようにして求めた. まず, 第 k 日における 24 時間 (Δt) での摂動の成長率 $\alpha_k(\Delta t)$ は, メンバー毎に 20S-20N の領域で平均した χ_{200} を用い, 以下のようにして計算する:

$$\alpha_k(\Delta t) \equiv \frac{1}{\Delta t} \ln \frac{\|\mathbf{v}'_k(\Delta t)\|}{\|\mathbf{v}_k(0)\|}. \quad (2)$$

ここで, $\mathbf{v}_k(0)$ は $t = 0$ (予報開始日 k) における χ_{200} (初期摂動), $\mathbf{v}'_k(\Delta t)$ は $t = \Delta t$ における χ_{200} ($t = \Delta t$ 後の摂動) である. $\|\bullet\|$ は 20S-20N における χ_{200} の RMS (自乗平均) で定義したベクトル \bullet の大きさ (ノルム) を表す. 一方, N 日間での

成長率は, 24 時間での成長率 $\alpha_k(\Delta t)$ を用いて,

$$\alpha_k(N\Delta t) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \alpha_k(\Delta t), \quad (3)$$

と定義した.

3. 結果

3.1 熱帯域季節内振動の活動度と初期摂動の成長率との関係

改良した初期摂動作成スキームを用いて得られた初期摂動の成長率と MJO の活動度との関係を図 1 に示す. 図 1 の赤 (青) 丸印は, 初期日が MJO 活発期 (不活発期) である場合の誤差成長評価期間に対する 1p 摂動の成長率 [式 (3)] の平均値を示している. MJO の活動度 (活発期, 不活発期) の判定規準を $\pm 1.0\sigma$ とした場合 (図 1b) には, MJO の活動度に依らず全評価期間にわたって平均成長率に有意な差は見られない. 一方, MJO の活動度の判定規準を $\pm 1.5\sigma$ とすると, 全評価期間で MJO 不活発期の平均成長率が活発期の平均成長率よりも大きくなる (図 1a). 両者の平均成長率の違いは, 成長評価期間が 10 日を越えると有意となる. 以上の特徴は, MJO の活動度を評価する際の指標には依らない. 850hPa, 200hPa の東西風と OLR の結合 EOF の時系数を用いて定義した Wheeler and Hendon (2004) の MJO index を使用して同様の

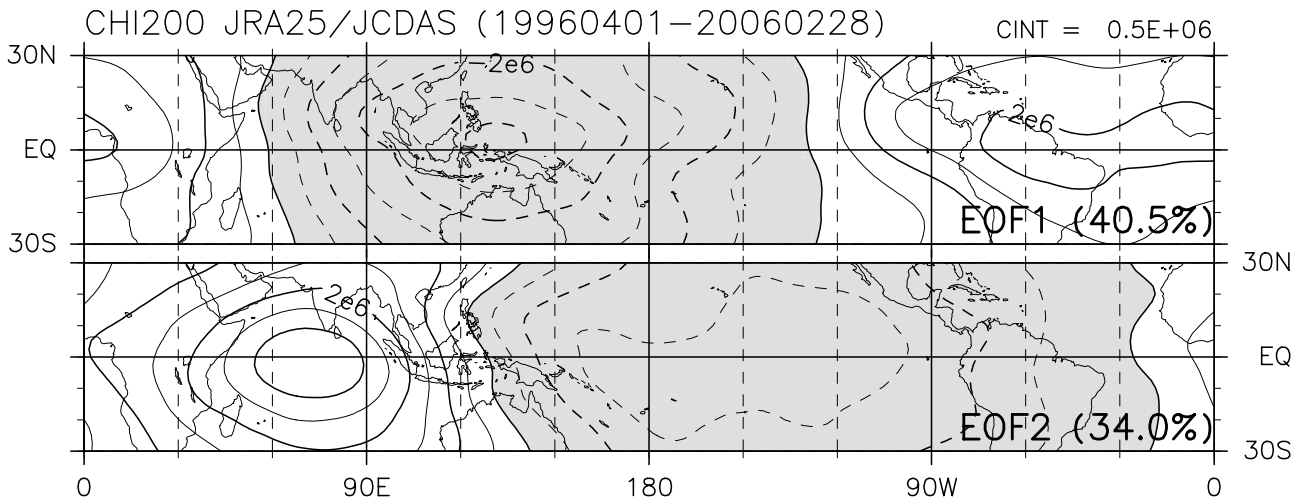


図 2: 初期摂動作成期間 (1996 年 4 月 1 日から 2006 年 2 月 28 日) の JRA-25/JCDAS の 200hPa 速度ポテンシャル (χ_{200}) の気候値からの偏差に対し 30-90 日の帯域フィルターを施したデータに対する主成分分析結果. 上図は第一モード (EOF1), 下図は第二モード (EOF2) の構造である. EOF1, EOF2 の寄与率は, 各々 40.5%, 34.0% である. 等高線間隔は 0.5×10^6 [m^2/s] である. 負の領域 (速度場が発散場となる領域) に陰影を付けた.

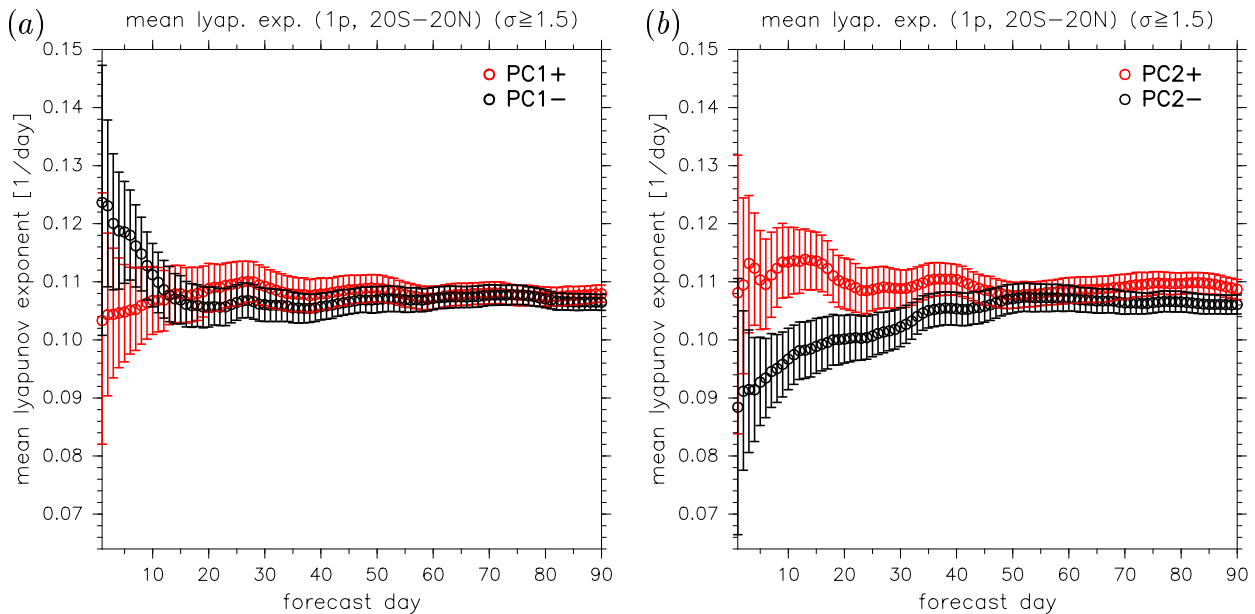


図 3: 活発期にある MJO の位相毎に各々の評価期間で求めた 1p 摂動の平均成長率. 横軸は成長評価期間 (日), 縦軸は成長率 (1/日) である. 図中の○印は平均成長率, エラーバーはランダムサンプリング法 (ブートストラップ法) により, 信頼区間 95% で評価した各々の平均値の取り得る範囲を示している. (a) は, 第一モード (EOF1, 図 2 上図) の時係数の符号により抽出した事例の結果. EOF1 の時係数が正 (負) の場合を PC1+ (PC1-) とし, 赤 (黒) 色で表示している. (b) は, 第二モード (EOF2, 図 2 下図) の時係数の符号により抽出した事例の結果. EOF2 の時係数が正 (負) の場合を PC2+ (PC2-) とし, 赤 (黒) 色で表示している. 但し, (a), (b) 共に $\sqrt{(\text{PC1})^2 + (\text{PC2})^2} \geq 1.5$ となる事例だけを抽出し, 平均成長率を計算した.

解析を行ったところ, 1.0σ 基準で MJO の活動度を区別した場合には, 活動度により平均成長率に有意な差は無く, 1.5σ 基準で活動度を評価した場合には, 不活発期と比べて MJO 活発期に平均成長率が有意に小さくなるという結果を得た (図は示さない).

3.2 熱帯域季節内振動の位相と初期摂動の成長率との関係

図 2 は, 初期摂動作成期間 (1996 年 4 月 1 日から 2006 年 2 月 28 日) の JRA-25/JCDAS 再解析データの 200hPa 速度ポテンシャル (χ_{200}) の気候値からの偏差に対し 30-90 日の帯域フィルターを施し

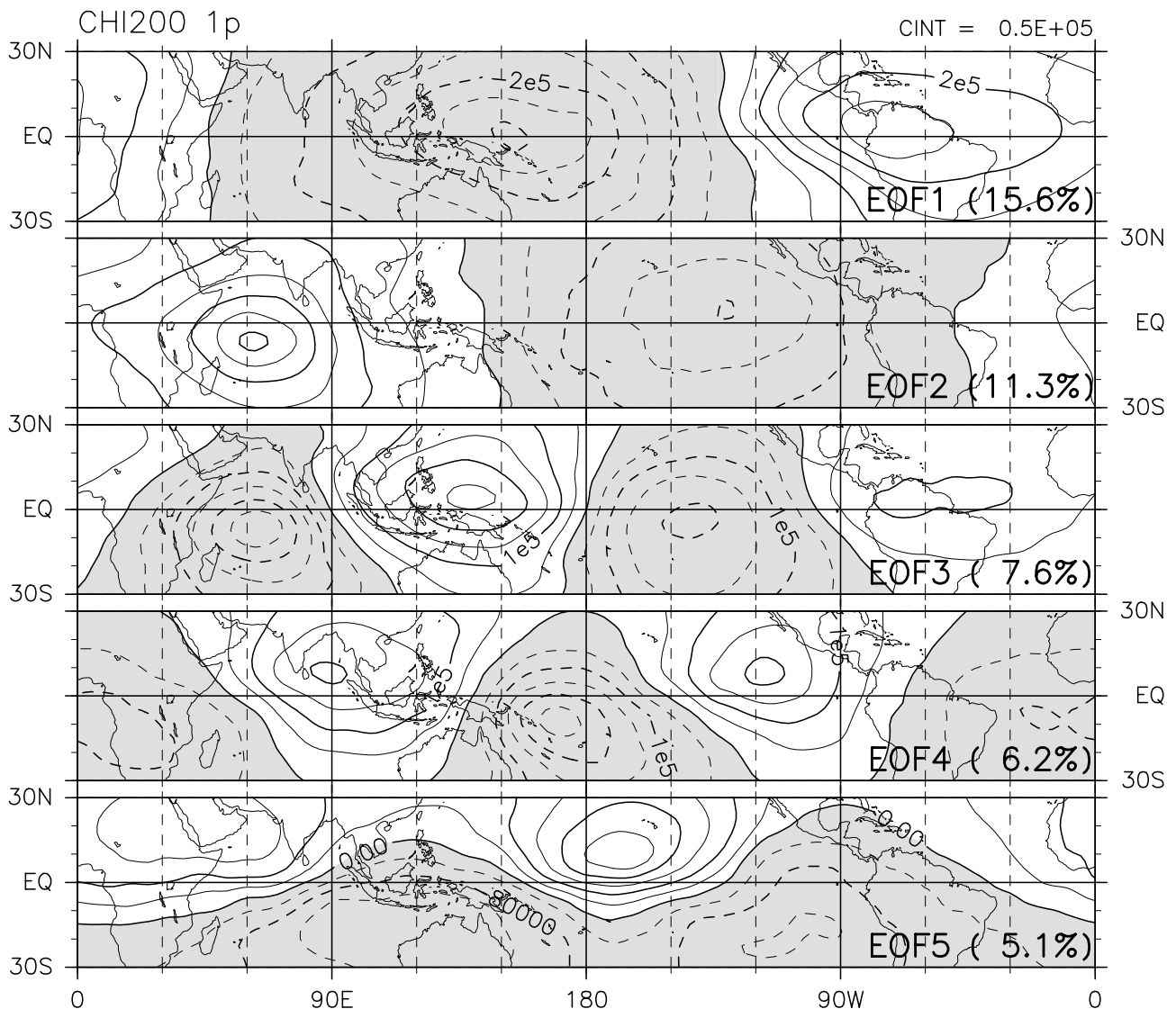


図 4: 初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差に対する主成分分析結果. 対象期間は 1996 年 4 月 1 日～2006 年 2 月 28 日 (全実験期間) である. 上から順に, 第一 (EOF1), 第二 (EOF2), ..., 第五モード (EOF5) の構造を示す. 各モードの寄与率は各々 15.6%, 11.3%, 7.6%, 6.2%, 5.1% である. 等高線間隔は 0.5×10^5 [m²/s] である. 負の領域 (速度場が発散場となる領域) に陰影を付けた.

たデータに対する主成分分析結果である. 良く知られているように, 西太平洋の海洋大陸上で変動の大きい第一モードと, インド洋域に変動の中心域が存在する第二モードの構造が現れている. この第一, 第二モードの時系数 (PC1, PC2) の符号により, 基本場 (背景場) の MJO の位相を定義し, $\sqrt{(PC1)^2 + (PC2)^2} \geq 1.5$ の基準を満たす MJO 活発期の各位相毎に求めた 1p 摂動の平均成長率を図 3 に示す. この図 3 から, インド洋域が発散場があるとき (PC2-) に, 最も初期摂動の平均成長率が小さいことがわかる. 次いで, 西太平洋の海洋大陸上が発散場にあるとき (PC1+) に, 初期摂動の平均成長率が小さくなる. 但し, MJO の活動度毎に初期摂動の成長率を評価した場合と比べ

て, 平均値のばらつき (エラーバー) が大きく, 有意な差が認められるのは評価期間 0～15 日程度である.

3.3 初期摂動の空間構造

3.1 節, 3.2 節で得られた結果の解釈を行うため, 初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差について主成分分析を実施した. 図 4 は, 全実験期間にわたって実施した初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差に対する主成分分析の結果である. C07 と同様に, 得られた初期摂動は水平スケールの大きな「大規模モード」の特徴を有しており, 「対流モード」とは異なる. また, 第一, 第二モードは, 図 2 と同様に, それぞれ西太平洋の海洋大陸付近, インド洋域で収束/発散場が卓越する

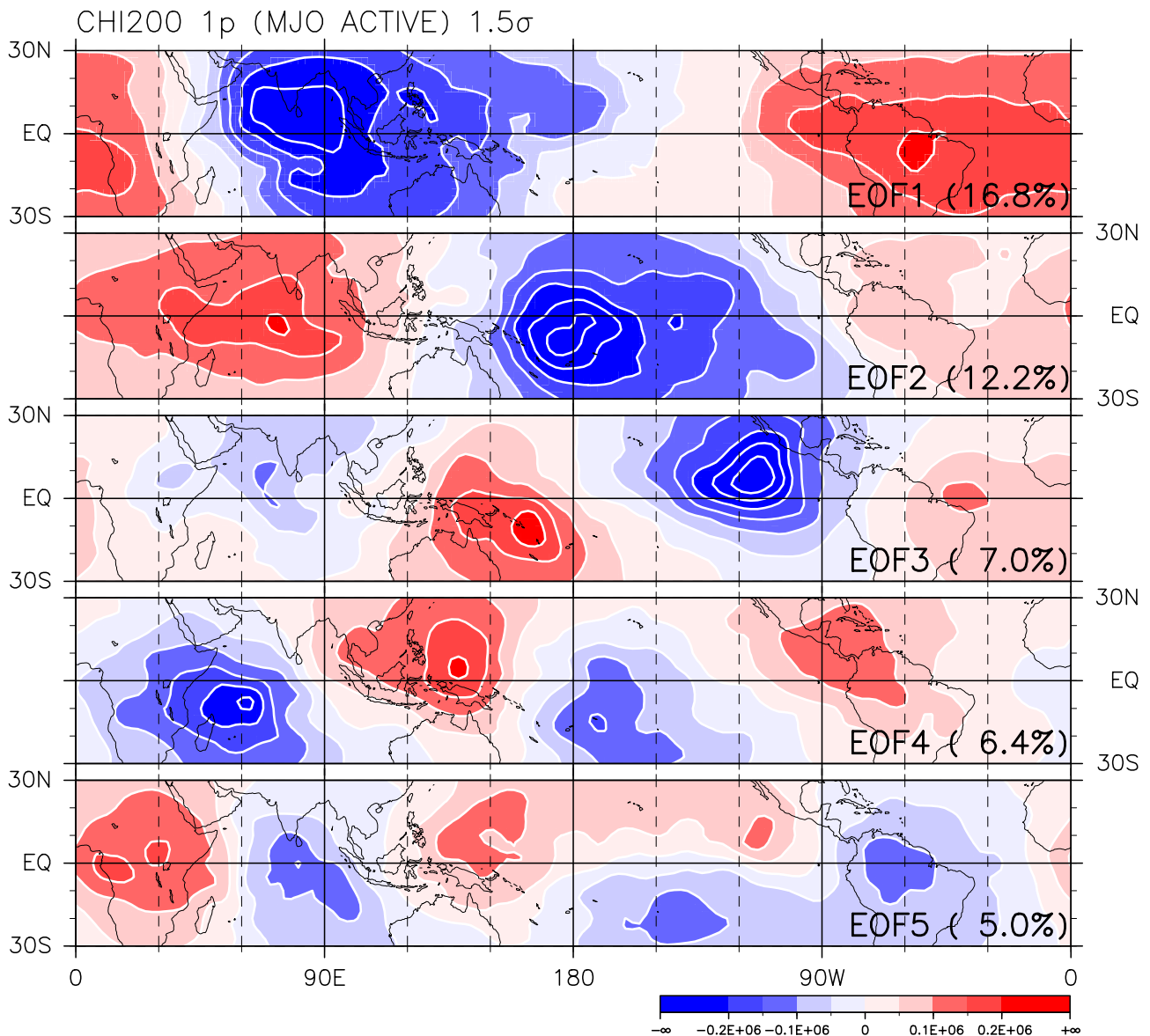


図 5: 1.5 標準偏差基準で抽出した MJO 活発期の初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差に対する主成分分析結果. 上から順に, 第一 (EOF1), 第二 (EOF2), ..., 第五モード (EOF5) の構造を示す. 各モードの寄与率は各々 16.8%, 12.2%, 7.0%, 6.4%, 5.0% である. 等高線間隔は 0.5×10^5 [m²/s] である.

構造をもつ. 同様の主成分分析を図 1a の活発期と不活発期に分けて実施した結果を図 5, 図 6 に示す. MJO 活発期の初期摂動の構造 (図 5) には, 全期間のデータを解析した図 4 と同様の大規模構造が存在する. さらに, 第一, 第二モードの寄与率がほぼ同じであり, 両モードの主成分の時間変化傾向 (図 7a) から, 図 5 の第一, 第二モードは C07 で得られた東進性波動擾乱に相当すると考えられる. 一方, MJO 不活発期の初期摂動 (図 6) では, 活発期と比べて個々の対流域の水平スケールが小さい. また, 第一モードと第二モードの寄与率の差が大きく, 時系数からも明瞭な東進構造は見られない (図 7b). このように, MJO 不活発期の初

期摂動では, 活発期と異なり停滞性の擾乱成分が卓越していることがわかる.

4. まとめと議論

改良した初期摂動作成スキームを用いて, 気象庁現業アンサンブル予報システムにより長期間にわたる初期摂動を作成し, 熱帯域季節内振動の活動度や位相と熱帯域大気循環場の予測可能性との関係について調べた.

本実験で得られた初期摂動は大規模な水平構造を持つことが確認された. 熱帯域季節内振動の活動度と初期摂動の成長率との関係では, MJO が活発な期間では初期摂動の成長率が有意に小さいこ

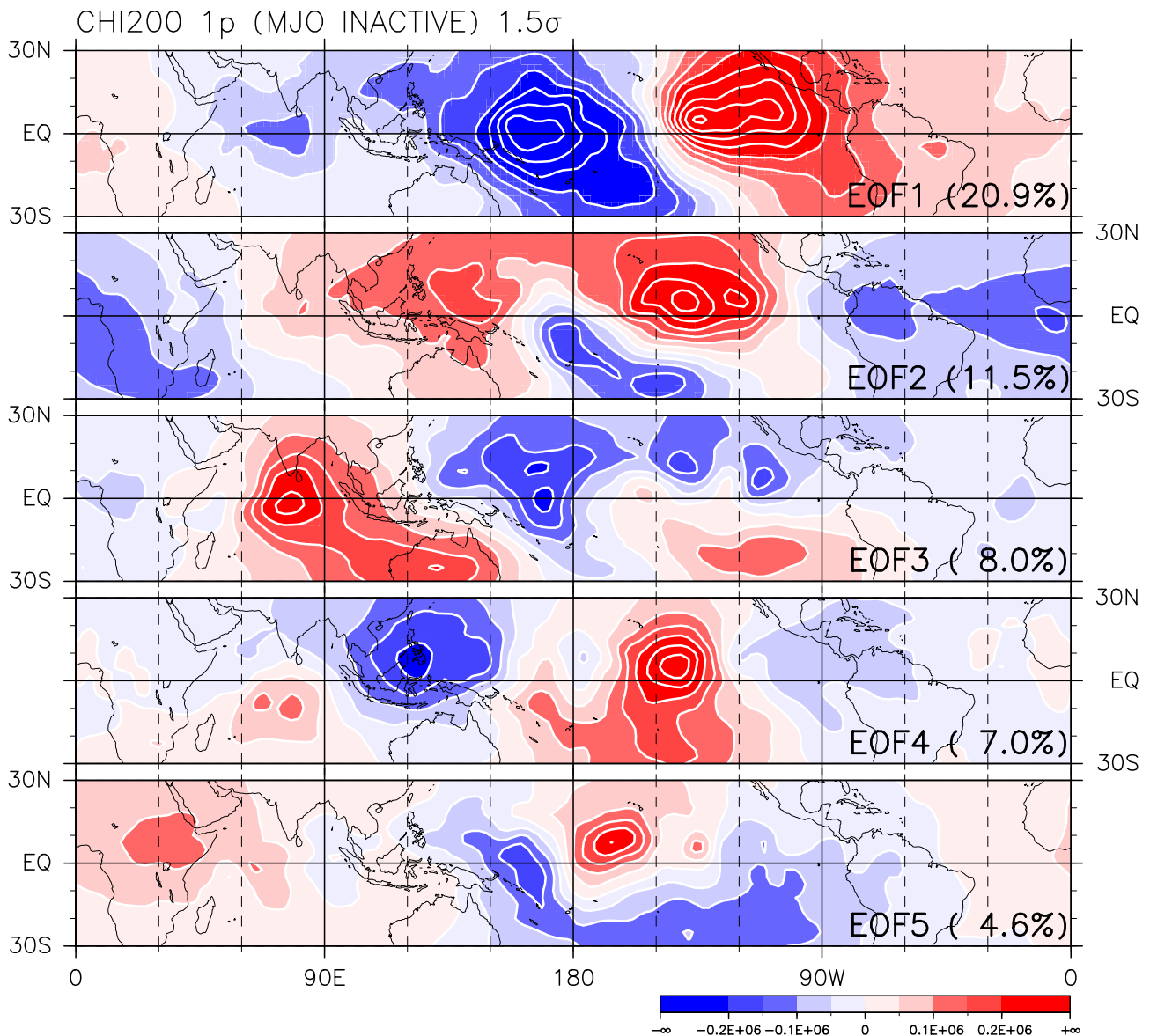


図 6: 図 5 と同様の図. 但し, 1.5 標準偏差基準で抽出した MJO 不活発期の初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差に対する主成分分析結果である. 各モードの寄与率は各々 20.9%, 11.5%, 8.0%, 7.0%, 4.6% である.

とがわかった. これは, MJO 活発期に熱帯域大気循環場の予測精度が良くなることを示唆しており, Jones et al. (2000) の結果を支持するものである. MJO 活発期に得られた初期摂動では東進擾乱が卓越するのに対し, MJO 不活発期の初期摂動では停滞性の水平スケールの小さな擾乱が卓越していた. MJO 不活発期の構造は, やや組織化した「対流モード」に似た構造となっている. この初期摂動の構造の違いが, 成長率の差をもたらし, MJO 活発期の成長率が不活発期と比較して低く抑えられた要因の一つとなっているかもしれない.

また, MJO に伴う対流圏上層の発散域がインド洋域にあるとき, 初期摂動の成長率が最も小さくなることが示された. また, 西太平洋の海洋大

陸上に発散域があるときも, それに次いで初期摂動の成長率が小さい. このことは, インド洋域で MJO が発達期にある時に, 熱帯域大気循環場の予測精度が最も良くなり, 西太平洋域の海洋大陸上を MJO イベントが通り過ぎるまでの期間は, 高い予測精度が持続する可能性があることを示唆している. これらの結果は, Jones et al. (2000) や Waliser et al. (2003) らの結果とも一致する. Waliser et al. (2003) は, MJO 活発期に予測精度が良いという結果と, MJO イベントの持続性との関係について指摘しており, MJO イベントの東進伝播がインド洋域から西太平洋域にまで達する場合には, 予測可能な期間が長くなる可能性があることを示唆している. 本実験で得られた結果でも,

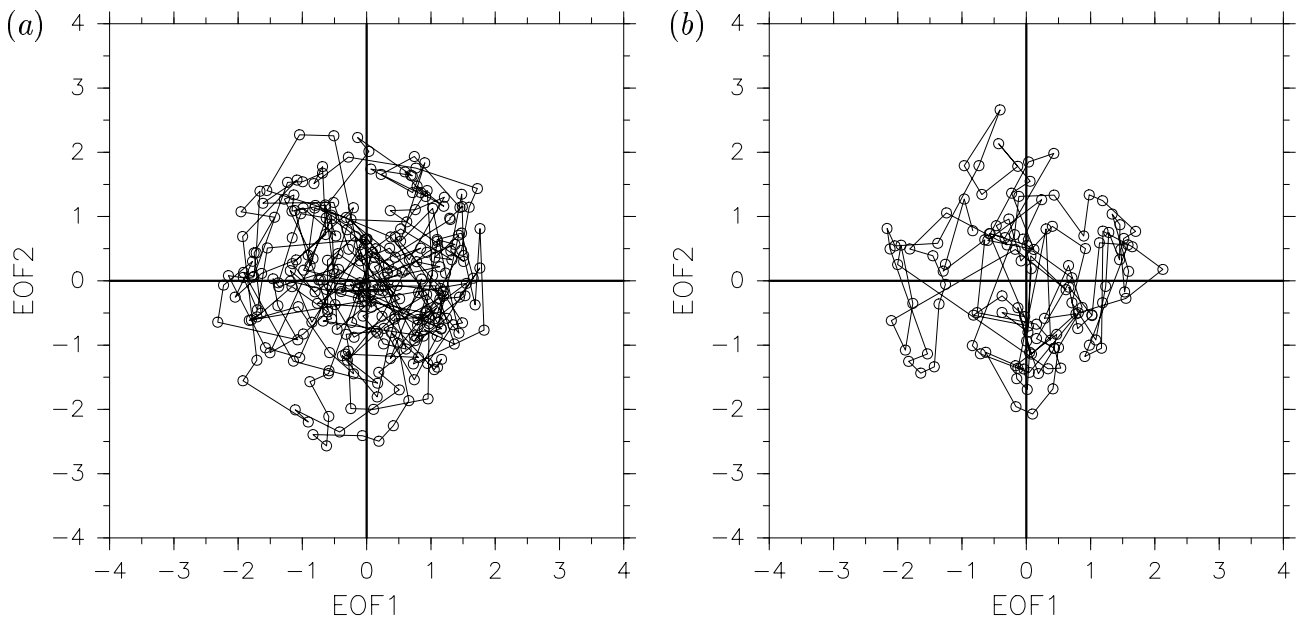


図 7: 初期摂動 (1p) の 200hPa 速度ポテンシャル偏差の第一 (EOF1), 第二 (EOF2) モードを軸とする位相空間上で描いた各モードの時系数 (○印). (a) MJO 活発期, (b) MJO 不活発期 (共に, 1.5 標準偏差基準で抽出) の図である.

Waliser et al. (2003) の示唆した状況と同様のことが起こっているのかもしれない. モデルで表現されている降水量や非断熱加熱といった他の物理量と擾乱の位相, 時空間構造との関係を明らかにする必要がある. また, ここで得られた初期摂動を用いて長期間にわたる予報実験を実施し, 熱帯域の予測可能性をより定量的に評価することも今後の課題である.

謝 辞

気象庁現業アンサンブル予報システムを使用させて頂いた気象庁気候情報課の皆様に深く感謝します. 図の作成には地球流体電脳ライブラリを用いました.

参考文献

Boer, G. J., 1995: Analyzed and forecast large-scale tropical divergent flow. *Mon. Weather Rev.*, **123**, 3539–3553.

Chikamoto, Y., H. Mukougawa, T. Kubota, H. Sato, A. Ito, and S. Maeda, 2007: Evidence of growing bred vector associated with the tropical intraseasonal oscillation. *Geophys. Res. Lett.*, **34**, L04806, doi:10.1029/2006GL028450.

Duchon, C. E., 1979: Lanczos Filtering in One and Two Dimensions. *J. Appl. Meteor.*, **18**, 1016–1022.

Ferranti, L., T. N. Palmer, F. Molteni, and E. Klinker, 1990: Tropical-extratropical interaction associated with the 30–60 day oscillation and its impact on medium and extended range prediction. *J. Atmos. Sci.*, **47**, 2177–2199.

Jones, C., D. E. Waliser, J. E. Schemm, and W. K. Lau, 2000: Prediction skill of the Madden and Julian oscillation in dynamical extended range weather forecasts. *Clim. Dyn.*, **16**, 273–289.

Kubota, T., H. Mukougawa, and T. Iwashima, 2005: Predictability of Madden and Julian oscillation in JMA one-month forecasts. *Annuals of Disas. Prev. Res. Inst., Kyoto Univ.*, **48B**, 475–490.

Madden, R. A., and P. R. Julian, 1994: Observation of the 40–50 day tropical oscillation. A review. *Mon. Weather Rev.*, **122**, 814–837.

Onogi, K., J. Tsutsui, H. Koide, M. Sakamoto, S. Kobayashi, H. Hatsushika, T. Matsumoto, N. Yamazaki, H. Kamahori, K. Takahashi, S. Kadokura, K. Wada, K. Kato, R. Oyama, T. Ose, N. Mannoji and R. Taira, 2007: The JRA-25 Reanalysis. *J. Meteor. Soc. Japan*, **85**, 369–432.

Tsuyuki, T., 1990: Prediction of the 30–60 day oscillation with JMA global model and its im-

- pact on extended-range forecasts. *J. Meteor. Soc. Japan*, **68**, 183–201.
- Toth, Z., and E. Kalnay, 1993: Ensemble forecasting at NMC: The generation of perturbations. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, **74**, 2317–2330.
- Toth, Z., and E. Kalnay, 1997: Ensemble forecasting at NCEP and the breeding method. *Mon. Weather Rev.*, **125**, 3297–3319.
- Waliser, D. E., K. M. Lau, W. Stern, and C. Jones, 2003: Potential predictability of the Madden-Julian Oscillation. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, **84**, 33–50.
- Wheeler, M. and H. H. Hendon, 2004: An all-season real-time multivariate MJO index: Development of an index for monitoring and prediction. *Mon. Weather Rev.*, **132**, 1917–1932.