T2R2 東京工業大学リサーチリポジトリ
Tokyo Tech Research Repository

論文 / 著書情報
Article / Book Information

題目(和文)	東南アジアにおけるヘイズによる光合成有効放射の減少と純一次生産量への影響
Title(English)	
著者(和文)	小林秀樹
Author(English)	Hideki Kobayashi
出典(和文)	学位:博士(工学), 学位授与機関:東京工業大学, 報告番号:甲第5792号, 授与年月日:2004年3月26日, 学位の種別:課程博士, 審査員:
Citation(English)	Degree:Doctor (Engineering), Conferring organization: Tokyo Institute of Technology, Report number:甲第5792号, Conferred date:2004/3/26, Degree Type:Course doctor, Examiner:
学位種別(和文)	博士論文
Type(English)	Doctoral Thesis

Powered by T2R2 (Tokyo Institute Research Repository)

東京工業大学大学院　総合理工学研究科

環境理工学創造専攻

学位論文

東南アジアにおけるヘイズによる
光合成有効放射の減少と純一次生産量への影響

小林　秀樹

2004 年 2 月

目 次

用語一覧----------i

第1章　序論---------- 1

1.1 はじめに---------- 2

1.1.1　エアロゾルの増加による光合成有効放射の減少とその陸域植生への影響 2

1.1.2　東南アジアにおける森林火災･野焼きとそれに伴うヘイズの発生 3

1.1.3　植生の純一次生産量に対するヘイズの影響 8

1.1.4　純一次生産量の広域推定法とヘイズ発生時への適用の問題点 10

1.2 目的 ----------12

1.2.1　目的 12

1.2.2　研究対象地域･期間 12

1.3 論文構成 ----------14

第2章　衛星リモートセンシングによるヘイズを考慮した光合成有効放射の広域推定法 17

2.1 はじめに ----------18

2.2 光合成有効放射推定モデル ----------20

2.2.1　モデル開発に必要な要件と考慮すべき大気放射過程 20

2.2.2　各透過率推定式の提案 21

2.3 エアロゾル光学的厚さの簡易推定----------29

2.3.1　エアロゾル指数を用いたヘイズ発生時の光学的厚さ推定 29

2.3.2　視程データを用いたヘイズ発生時以外の光学的厚さ推定 32

2.4 光合成有効放射の推定手順と使用データ ----------34

2.4.1　使用データ 35

2.4.2　推定手順 35

2.5 大気放射伝達計算及び地上観測による検証 ----------37

2.5.1　検証データ及び検証方法 37

2.5.2　大気放射伝達計算値との比較 40

2.5.3　地上データとの比較 ----------42

2.6 まとめ ----------52

第3章　東南アジアの光合成有効放射の広域分布特性とヘイズの影響---------- 53

3.1 はじめに ----------54

3.2 PAR の推定結果----------55

3.3 インドネシア大規模森林火災時におけるヘイズの影響----------60

3.3.1　ヘイズ発生時の PAR の減少量 60

3.3.2　アマゾンにおけるヘイズの影響との比較 62

3.4 PAR 季節変化に対するヘイズと雲量変化の寄与----------66

3.4.1　インドネシアにおける PAR の変化 66

3.4.2　インドシナ半島における PAR の変化 66

3.5 まとめ ----------71

第4章　衛星データと生態系モデルによるヘイズ多発地域の葉面積指数の推定とその精度評価---------- 73

4.1 はじめに ----------74

4.2 使用データ----------77

4.2.1　使用する衛星データ 77

4.2.2　衛星データの前処理 78

4.3 ヘイズの影響を受けた地域の判別法----------81

4.3.1　放射伝達シミュレーションによる大気パラメータの影響評価 81

4.3.2　エアロゾル指数を用いたヘイズ判別方法 86

4.4 ヘイズの影響を受けた期間の LAI の補間方法 ----------88

4.4.1　LAI 補間スキーム 88

4.4.2　LAI 補間スキームの検証 90

4.5 まとめ ----------95

第5章　ヘイズによる光合成有効放射の減少と純一次生産量への影響---------- 97

5.1 はじめに ----------98

5.2 解析方法 ----------99

5.2.1　使用した広域純一次生産量推定モデルと推定方法 99

5.2.2　使用データ 102

5.3 純一次生産量推定値の不確実性評価 ----------105

5.3.1　入力パラメータの誤差に起因する純一次生産量推定誤差 105

5.3.2　地上観測値との比較 110

5.4 東南アジアの純一次生産量推定結果 ----------116

5.5 東南アジアの純一次生産量に対するヘイズの影響 ----------123

5.5.1　ヘイズによる純一次生産量の減少量の見積もり 123

5.5.2　地域ごとの純一次生産量の年変化と PAR の寄与 131

5.6 まとめ ----------140

第6章　結論 ----------137

6.1 結論 ----------138

6.2 今後の課題 ----------140

References----------143

謝辞----------151

本論文に関連した発表論文一覧----------152

Appendix 1 ----------A-1

Appendix 2 ----------A-4

Appendix 3 ----------A-5

略語･用語解説 (英語)

略語･用語	正式名称及び用語解説
6S	Second Simulation of the Satellite Signal in the Solar Spectrum, *Vermote et al.* [1997] によって開発された汎用大気放射伝達モデル
AI	Aerosol Index, Herman et al. [1997a] によって提案されたヘイズ, ダストなどのエアロゾルを TOMS の観測値のスペクトルコントラストで表現した指数
AOT	Aerosol Optical Thickness, エアロゾルの光学的厚さ
AVHRR	Advanced Very High Resolution Radiometer, NOAA が運用している地球観測衛星 NOAA に搭載された可視から熱赤外に 5 チャンネルを有するセンサ
BOREAS	Boreal Ecosystem-Atmosphere Study, 北米の北方林で行われた大規模な大気-地表面の相互作用研究
CASA	Carnegie Ames Stanford Approach model, *Potter et al.* [1993] によって提案された広域 NPP 推定モデル
EOS	Earth Observing System, NASA の地球観測プロジェクト
GAC	Global Area Coverage, NOAA の AVHRR データの全球観測モード (4km 分解能)
gC	グラムカーボン, 植物が吸収した正味の炭素の吸収量を炭素の重量で表した単位
GPP	Gross Primary Production, 植物が光合成によって吸収した炭素量 ($gC/m^2/year$)
IDW	Inverse Distance Weighting
IPCC	Intergovernmental Panel on Climate Change, 気候変動における政府間パネル
JICA	Japan International Corporation Agency, 独立行政法人国際協力機構
LAI	Leaf Area Index, 葉面積指数, 単位地表面積辺りの葉の総面積 (m^2/m^2)
MODIS	Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer, NASA の衛星 Terra と Aqua に搭載された中分解能地球観測センサ
NASA	National Aeronautics and Space Administration
NCAR	National Center for Atmospheric Research
NCDC	National Climatic Data Center
NCEP	National Center for Environmental Prediction

略語･用語	正式名称及び用語解説
NDVI	Normalized Difference Vegetation Index, 正規化植生指数, 可視域のチャンネル1と近赤外域のチャンネル2の比演算処理によって得られる指標。広域植生の把握に有効な指数。
NOAA	National Oceanic and Atmospheric Administration
NPP	Net Primary Production, 純一次生産量, 植物が光合成によって獲得した炭素から呼吸によって失った炭素量を差し引いた正味の炭素吸収量 (gC/m^2/year)
Orthogonal Plane	Principal Plane と地表面に直交した面
PAL	Pathfinder Advanced Very High Resolution Radiometer Land Data Set, NASA が推進する Pathfinder プログラムで作成された NOAA/AVHRR の長期データセット
PAR	Photosynthetically Active Radiation, 光合成有効放射, 植物が光合成に利用する 400-700nm の地表面入射太陽放射量 (MJ/m^2/day)
Principal Plane	太陽入射角と地表面の垂線を含む面
SCAR-B	Smoke, Clouds, and Radiation-Brazil, 1995 **年に**アマゾン熱帯林で行われた大規模なヘイズ, 雲の観測研究プロジェクト
SLA	Specific Leaf Area, 比葉面積, 単位炭素量辺りの葉の面積 (m^2/KgC)
SMAC	Simplified Method for Atmospheric Corrections, *Rahman et al.* [1994] によって開発された簡易大気補正モデル
SPOT	Satellite Probatoire d'Observation de la Terre, フランス国立宇宙センタが開発した衛星
TOMS	Total Ozone Mapping Spectrometer, 全球のオゾン全量を観測するために打ち上げられた衛星搭載センサ
VEGETATION	SPOT に搭載されている中分解能の地球観測センサ
VPD	Vapor Pressure Deficit, 飽差, 空気の乾燥の程度を表し, 温度 Tの空気が含みうる飽和水蒸気圧 $e_{sat}(T)$と現在含んでいる水蒸気圧 e との差 (hPa)
WMO	World Meteorological Organization, 世界気象機関

略語･用語解説 (日本語)

略語･用語	正式名称及び用語解説
エアロゾル光学的厚さ	Aerosol Optical Thickness, AOT
エアロゾル指数	Aerosol Index, Herman et al. [1997a] によって提案されたヘイズ, ダストなどのエアロゾルを TOMS の観測値のスペクトルコントラストで表現した指数
光合成有効放射	Photosynthetically Active Radiation, PAR, 植物が光合成に利用する 400-700nm の地表面入射太陽放射量 ($MJ/m^2/day$)
視程	地表付近の大気の濁度を距離で表したもの。気象庁の観測指針による定義では, 昼間の視程は空を背景として黒ずんだ目標 (視角で 0.5-5.0 度)を肉眼で確認できる最大距離。夜間は昼間と同じ明るさと仮定した場合に目標を確認できる距離。
純一次生産量	Net Primary Production, NPP, 純一次生産量, 植物が光合成によって獲得した炭素から呼吸によって失った炭素量を差し引いた正味の炭素吸収量 ($gC/m^2/year$)
植生指数,正規化植生指数	Normalized Difference Vegetation Index, NDVI (本研究では単に植生指数と表記), 可視域のチャンネル1と近赤外域のチャンネル2の比演算処理によって得られる指標。広域植生の把握に有効な指数。
総生産量	Gross Primary Production, 植物が光合成によって吸収した炭素量 ($gC/m^2/year$)
比葉面積	Specific Leaf Area, SLA, 単位炭素量辺りの葉の面積 (m^2/kgC)
ヘイズ	森林火災･野焼き･都市の大気汚染物質などが大気に滞留し, 視程が極端に低下した状態。 本研究では,主に森林火災と野焼きに起因するヘイズを取り扱っている
飽差	空気の乾燥の程度を表し, 温度 T の空気が含みうる飽和水蒸気圧 $e_{sat}(T)$と現在含んでいる水蒸気圧 e との差 VPD (hPa)
葉面積指数	Leaf Area Index, LAI, 単位地表面積辺りの葉の総面積 (m^2/m^2)

本研究で主なパラメータの単位系

以下に本研究で使用した各パラメータの単位をまとめた。本研究では, SI 単位系, もしくは *IPCC* [2001]の報告書で使用されている用語表記･単位系に従っている。

パラメータ	単位
光合成有効放射 PAR	$(MJ/m^2/day)=10^6$ $(J/m^2/day)$
純一次生産量 NPP[*1]	$(gC/m^2/year)$
純一次生産量 NPP[*2]	$(PgC/year)=10^{15}$ $(gC/year)$
葉面積指数 LAI	(m^2/ m^2)
気温	℃
飽差 VPD	$(hPa)=10^2$ (Pa)
波長	$nm=10^{-9}m$

･慣例的に使用されている 10 の乗数の名称

n ナノ 10^{-9}

h ヘクト 10^2

M メガ 10^6

G ギガ 10^9

P ペタ 10^{15}

[*1] NPP を単位面積当たりで評価したときの単位。gC は, 植物が吸収した正味の炭素の吸収量を炭素の重量で表した単位。

[*2] ある地域の NPP の総量を議論するときに使用した単位。既往研究では (GtC ギガトンカーボン) と (PgC ペタグラムカーボン) が使用されているが, 本研究では *IPCC* [2001]で使用されている単位系に従い (PgC) を使用した。

第 1 章

序論

1.1 背景
1.2 目的
1.3 論文構成

1.1 背景

本節では，植物の光合成に利用される太陽放射である光合成有効放射 (Photosynthetically Active Radiation, PAR)[注 1-1] の減少が，植物の光合成量と呼吸量の差である純一次生産量 (Net Primary Production, NPP)[注 1-2] の減少につながることを説明する。更に，東南アジアで発生する森林火災や野焼きよるヘイズ[注 1-3] によって PAR が減少していることを述べる。そして，この影響で東南アジアの広い範囲で NPP の減少につながっている可能性について述べる。

1.1.1 エアロゾルの増加による光合成有効放射の減少とその陸域植生への影響

植物は，地表に降り注ぐ太陽放射によって光合成を行っている。そのため，地表に到達する太陽放射量の変化は，植物の光合成活動に影響を与える。近年，都市起源の大気エアロゾルの増加や森林火災･野焼きによって排出されるエアロゾルに起因するヘイズの多発によって，日射量が長期間に渡り広い領域で減少している可能性が指摘されている。日射量の中でも植物の光合成に利用される PAR の減少は，NPP の減少につながる。これは，言い換えれば大気中の二酸化炭素の陸域における吸収量の減少や農業生産量の減少を意味する。今後，都市の大気汚染の進行や，農地拡大によって森林火災･野焼きが増加し，大気エアロゾルが増加すると予測されていることを鑑みると [*Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*, 2001]，PAR の減少量とその NPP への影響を広域で評価し，将来の地球環境変動予測研究･温暖化政策の意思決定に資することが必要になると考えられる。

このような背景のもと，近年 PAR (もしくは日射) の減少とその NPP への影響に関する複数の研究結果が報告されている。

(1) <u>全球レベルでの影響</u>

Stanhill and Cohen [2001] は，World Meteorological Organization (WMO) によって収集された世界各地の日射量の長期観測データを解析し，人為的な大気汚染物質の放出により，過去 50 年に全球平均 0.27 (%/year) のペースで日射量が減少していると報告している。ただし，現状レベルの日射量の減少では全球規模での NPP への影響は極めて小さいとしている。

注 1-1) Photosynthetically Active Radiation，光合成有効放射，植物が光合成に利用する 400-700nm の地表面入射太陽放射量 ($MJ/m^2/day=10^6 J/m^2/day$)

注 1-2) Net primary production, NPP，純一次生産量，植物の光合成量と呼吸量の差。単位は ($gC/m^2/year$，植物が吸収した正味の炭素の吸収量を炭素の重量で表した単位)。

注 1-3) 森林火災･野焼き･都市の大気汚染物質などが大気に滞留し，視程が極端に低下した状態。本研究では,主に森林火災と野焼きに起因するヘイズを取り扱っている

(2) 都市起源のエアロゾル増加の影響

(1)のように, 全球レベルでの影響は小さいとしても, 地域レベルでは既に NPP への影響が報告されている。*Chameides et al.* [1999] や *Cohan et al.* [2002] によれば, 発展著しい中国沿岸部では, 近年の工業化の進行に伴う大気中のエアロゾルの増加によって, 工業化以前に比較して最大 10%程度 NPP が減少したと試算している。

(3) 火山噴火の噴煙エアロゾルの影響

人為的な影響ではないが, 大規模火山噴火による成層圏の噴煙エアロゾルの増加は, NPP を増加させるという報告がある [*Roderick et al.*, 2001; *Gu et al.*, 2003; *Farquhar and Roderick*, 2003; *Reichenau and Esser*, 2003]。これは, 成層圏エアロゾルの増加と共に, 植物群落の光合成に有利な PAR の拡散成分が適度に増加することで, 植物が効率的に光合成を行うことが可能になるからである。例えば, *Gu et al.* [2003] は, フィリピンのピナツボ火山の噴火によって, 1992 年における北アメリカの針葉樹林の NPP が 23%増加したと報告している。

(4) 森林火災や野焼きの影響

大気エアロゾルの増加に関して近年深刻となっているもう一つの問題として, 世界各地で多発する森林火災や野焼きのヘイズによる PAR の減少がある。特に最近の森林火災は大規模化する傾向にあり, 森林火災発生場所のみならず, その周辺を含む広い領域で PAR を減少させている [*Tang et al.*, 1996; *Davis and Unam*, 1999]。従って, 森林火災や野焼きによるヘイズも, NPP の減少に影響を与えていると考えられる。特に東南アジア (Figure 1.1) は, 大規模森林火災や野焼きが頻発する地域であり, NPP への影響が最も懸念される地域の 1 つである。従って, ヘイズによって, どの程度の NPP が減少しているか, また, その減少量は東南アジアの陸域の炭素収支に対してどの程度の影響があるのか, といったことを明らかにすることは非常に重要である。

1.1.2 東南アジアにおける森林火災･野焼きとそれに伴うヘイズの発生

東南アジアにおけるヘイズは, インドネシアとインドシナ半島の北部山岳地域における森林火災と野焼きによって発生する。Figure 1.2 に 1997 年及び 2002 年に東南アジアで発生したヘイズの分布を捕らえた衛星画像を示す。カリマンタン島付近のヘイズを捕らえた Figure 1.2 の左図の場合, 黄色く分布しているのが森林火災によるヘイズであり, カリマンタン島南部をほぼ覆

い尽くしていることがわかる。また, Figure 1.2 の右図はインドシナ半島北部のヘイズを捕らえた画像であり, インドシナ半島のほぼ全域が薄白くヘイズで覆われている様子が確認できる。このように, 広範囲の大気がヘイズの影響を受けている。

(1) 森林火災･野焼きとヘイズの発生場所及び時期

1980 年代以降, 東南アジアでは大規模森林火災が頻発しており, 近年でも 1994 年, 1997 年, 1998 年及び 2002 年に発生した。*JICA* [2001] の推計によると, 1997 年及び 1998 年の大規模火災発生時における森林焼失面積は, 8.07×10^4 (km^2) とされている。また, この火災によって大気に放出された炭素量は *Page et al.* [2002] 及び *van der Werf et al.* [2004] によって, それぞれ, 0.81-2.57 [PgC], 1.34±0.67 [PgC] 程度と見積もられており, これは一年間に世界全体で人為的に放出される全炭素量 (年間約 6 PgC) の 13-40%に達する。

Figure 1.3 は, *Nichol* [1997] (左図) 及び *Radojevic* [2003] (右図) によって見積もられた, 1994, 1997, 1998 年のヘイズの影響を受けた地域の空間分布を示している (1.1.3 参照)。1997 年に発生したヘイズは最も被害領域が広く, 続いて 1994年, 1998 年となっている。1998 年には, 東カリマンタン島 [*Mori*, 2000] とブルネイ周辺 [*Yadav et al.*, 2003] の 2 つの地域で, ほぼ同時期 (2-4 月) にヘイズが発生している。また, 図には記載されていないが, 筆者による衛星データの目視観測によると, 2002 年にもブルネイ周辺を除く 1998 年とほぼ同じ地域が, ヘイズの影響を受けたと考えられる。Figure 1.3 の三角は, 主な森林火災の発生地点を示している。この図のように, インドネシアではカリマンタン島南部とスマトラ島中部の泥炭湿地林が主なヘイズの発生源である [*Legg and Laumonier*, 1999; *Wooster, and Strub*, 2002]。これらの場所では, エルニーニョの年に少雨状態が長期間継続することから, 泥炭湿地林が乾燥化して土壌に引火し, 大量のヘイズが発生する。また, 東カリマンタンでは伐採後に放置され, 乾燥した材木に引火することも, 火災の大規模化に影響していると言われている [*Siegert et al.*, 2001]。

一方, インドシナ半島北部では毎年 2-3 月にヘイズが発生する。この原因としては森林火災の影響もあるが [*Giri and Shrestha*, 2000], 大部分は野焼きの影響である [*久馬*, 1989; *海田*, 1996]。*海田* [1996] によれば, この地域では, 山腹斜面の森林を伐採し, その後に火入れをして農地転用する。さらにその後 20 年以上かけて再び森林に戻すと言う土地利用様式が伝統的に行われている。しかし, 近年の山岳民の人口増加によりその規模が大きくなって, 大量のヘイズが発生している。この時期に発生したヘイズは, 北西風によって, ベトナム北部やインドシナ半島南部まで輸送され [*Hsu et al.*, 2003] , タイを中心にインドシナ半島のほぼ全域に渡って影響を及ぼしている。

(2) 東南アジアにおけるヘイズの光学的特徴

東南アジアの各地で発生するヘイズの光学的特徴やその分布については, 1997 年のインド

ネシア森林火災時を中心に様々な研究報告がなされている [*Gras et al.*, 1999; *Nakajima et al.*, 1999; *Sawa et al.*, 1999; *Tsutsumi et* al., 1999; *von-Hoyningen-Huene et al.*, 1999; *Koe et al.*, 2001]。

Nakajima et al. [1999] と *von Hoyningen-Huene et al.* [1999] は, 1997 年の森林火災発生時に, 地上観測によって得られたヘイズの光学的厚さや単散乱アルベドの変化について報告している。*Nakajima et al.* [1999] は, シンガポールにおける観測結果から, ヘイズの最も激しい時期に 500nm におけるエアロゾルの光学的厚さが, 2 以上まで上昇し, その期間の単散乱アルベドが 0.9 程度とほぼ一定値であった報告している。また, *von Hoyningen-Huene et al.* [1999] は, クアラルンプール郊外で放射観測を行っており, 単散乱アルベドが *Nakajima et al.* [1999] の観測値とほぼ同じ 0.9 程度であったと報告している。また, *von Hoyningen-Huene et al.* [1999] と *Koe et al.* [2001]は航空機からの目視観測により, ヘイズの高度についても調べている。これらの結果によると, ヘイズ層の最高高度は 2-2.5km であり, 中心高度は約 1.3km であった。また, ヘイズの大部分は高度 1000-2000m の間に存在していた。

こうしたヘイズによる光学的厚さの増加は, 日射にも影響を及ぼしている。Figure 1.4 は, マレーシアのクチン (Kuching) において観測された, 1997 年 1-12 月までの月平均の全天日射量 (MJ/m^2/day) の変化である (データは Malaysian Meteorological Service 提供)。マレーシアのクチンは, インドネシア森林火災の発生地域の風下に位置しているため, ヘイズの影響を強く受けている。この図を見ると 1997 年は 9-11 月にかけて日射量が減少しており, 9 月には長期平均値 （1993-2001 年の平均） の 6 割程度にまで減少している。

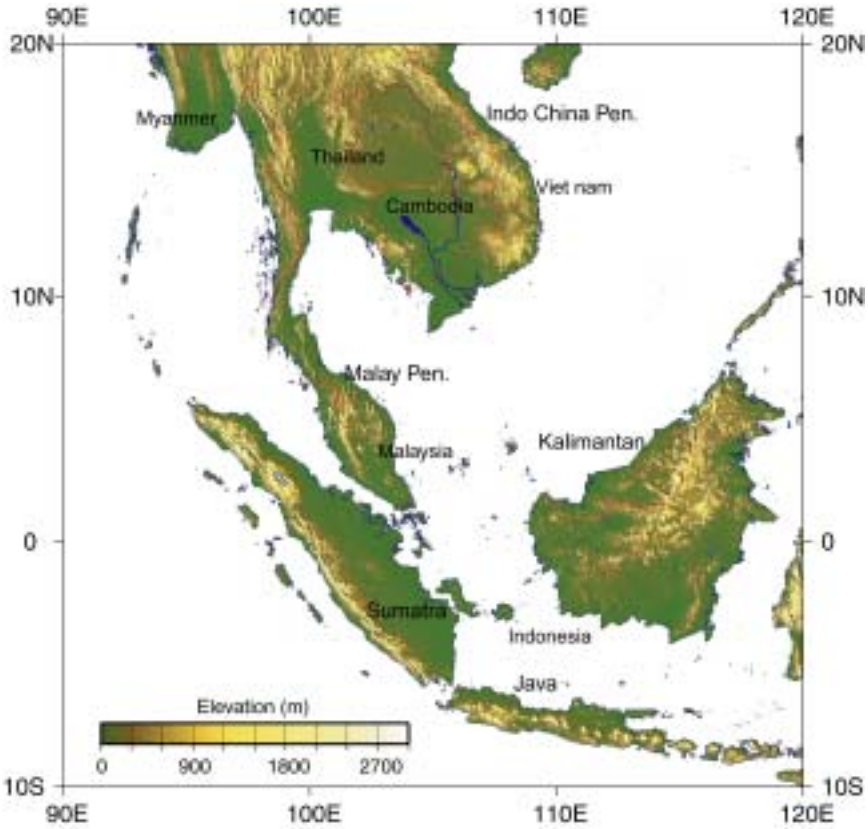


Figure 1.1. Map showing the location of study area (90N-120E, 20N-10S), general topography, country borders, and coastal lines. Surface elevation data: GTOPO30, coastal line: Digital Chart of World.

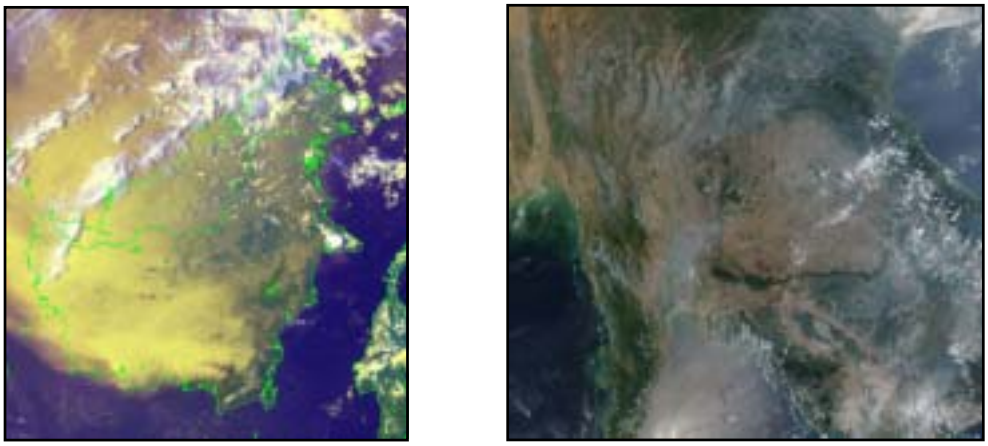


Figure 1.2. Satellite images of hazy days in Southeast Asia. Left image was acquired from NOAA/AVHRR in September 22, 1997 and right image was acquired from Terra/MODIS in April 5, 2002.

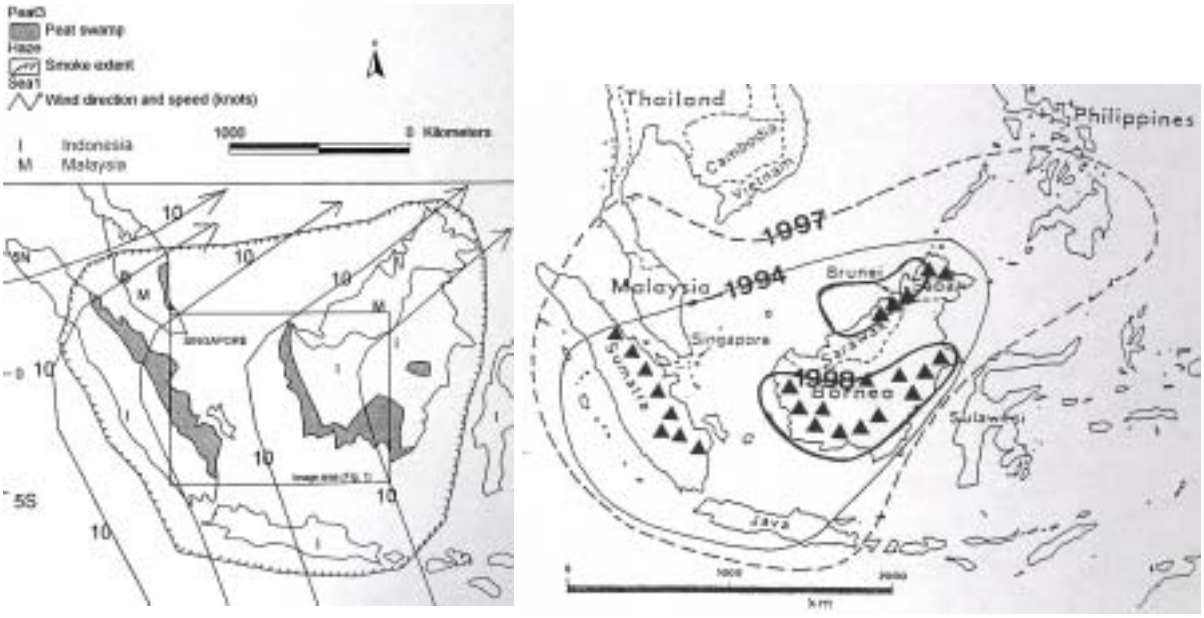


Figure 1.3. Haze-affected areas of the 1994, 1997, 1998 forest fires in Indonesia and Malaysia. Triangles in the right figure show the hot spots of the forest fires. (Left: after *Nichol* [1997], Right: after *Radojevic* [2003])

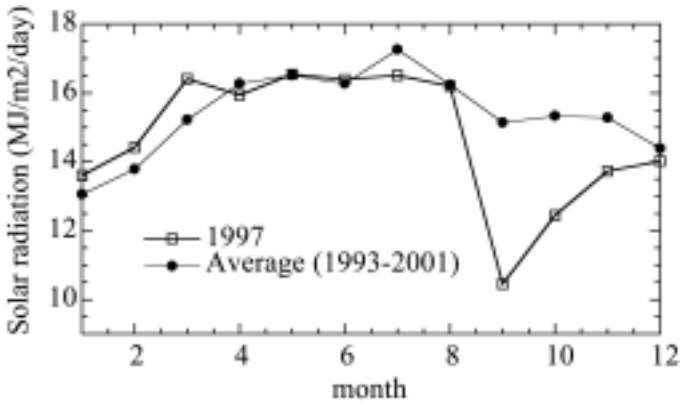


Figure 1.4. Seasonal variations in total solar radiation in Kuching, Malaysia (1.48N, 110.33E). Opened rectangles: 1997, Closed circles: 1993-2001 averages. (Data were provided by Malaysian Meteorological Service.)

1.1.3 植生の純一次生産量に対するヘイズの影響

1.1.1 及び 1.1.2 で述べたように, 大気中のエアロゾルの増加による PAR (日射) の減少は, 植物の NPP を減少させる。また, 東南アジアでは, 森林火災･野焼きの発生により, 近年深刻なヘイズの影響を受けている。現在までに, この地域でもヘイズの発生に伴う植物の NPP への影響が議論されてきている (*Tang et al.,* [1996]; *Nichol* [1997]; *Davis and Unam* [1999]; *JICA* [2001])。本項では, 特に東南アジアにおけるヘイズと NPP に関わる既往研究として, *Nichol* [1997] による広域評価と *Tang et al.,* [1996] による地上観測結果について述べる。

(1) *Nichol* [1997] の研究

Nichol [1997] は, 1994 年にインドネシアで発生した森林火災によるヘイズの特徴と, その植物への影響について検討している。彼のまとめによると, 1994 年に約 3 ヶ月間継続したヘイズの影響により

- マレー半島においてイネの生長率が通常の半分となった地域があった。
- シンガポールのゴルフ場におけるシバの NPP が 3-4 割減少した, またその生長に 3 週間程度の遅れがあった。
- *FAO* [1995] の資料をまとめた結果, インドネシアのコメの生産量が平年より 2-3%落ちた。

等の影響が見られたと報告している。また彼は, 報道発表による各地のヘイズ発生状況と NOAA/AVHRR (National Oceanic Atmospheric Administration/ Advanced Very High Resolution Radiometer) の衛星画像に見られるヘイズの分布から, ヘイズの影響を受けた地域を Figure 1.3 の右図のように決定し, その面積を 1.5×10^6 (km^2) と見積もっている。そしてこの面積で 3 ヶ月間発生したヘイズにより, 年率 2.5%で NPP が減少したと仮定し, この領域における 1994 年の NPP の減少量を 0.036 (PgC/year) と見積もっている。

(2) 地上観測レベルの観測研究

地上レベルでもヘイズによって PAR が減少した様子や, その影響による光合成量の減少が, 複数の森林観測サイトで確認されている (*Tang et al.,* [1996]; *Davis and Unam* [1999]; *Toma et al.,* [2000]; *Ishida et al.* [2000])。

Tang et al. [1996] は, マレーシア･Pasoh 保護林において快晴日とヘイズの発生日の PAR を測定した。またその観測値を用いて, 樹冠上部と林床部における葉の純光合成量 (葉の一枚の光合成量から呼吸量を引いた値) をシミュレーションによって評価した (Figure 1.5)。この

結果, PAR が 50%減少した場合には, 樹冠上部と林床部の両方の葉で光合成量が減少することが示された。特に林床植生では, その影響が強いことが明らかとなっている。同様に, *Davis and Unam* [1999] もマレーシアのクチン郊外の森林で葉の光合成量を測定しており, 1997 年の 9 月 22-27 日にかけてヘイズによる PAR の減少と, PAR の減少による光合成量の減少を観測している。

このように, マレーシアやインドネシアでヘイズの発生により, 実際に植物が影響を受けていることが確認されており, ヘイズの発生により広域に渡って NPP が減少していると考えられる。しかし, 従来の研究は, 単一地点での短期間の観測である場合や, 報道資料や聞き取りなどの断片的かつ定性的な情報に基づいた, 簡易的な見積もりである。従って, ヘイズによる NPP の影響の程度を広域で把握し, 東南アジア全域の NPP の減少量を算出するまでには至っていないのが現状である。また, インドシナ半島のヘイズの影響については, 研究例が乏しく, その影響の有無を含めて明らかではない。

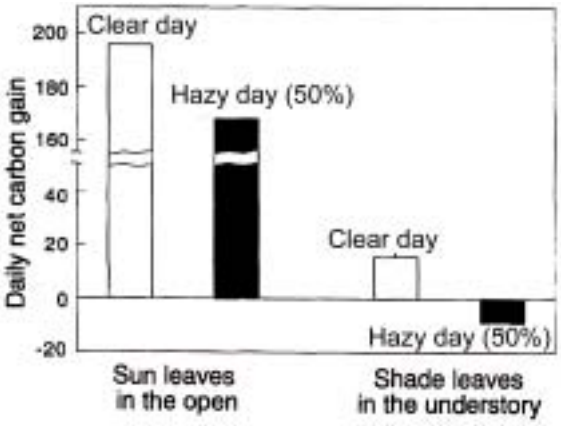


Figure 1.5. Daily net photosynthesis of upper and understory leaves in clear and hazy day. (After *Tang et al.*, [1996])

1.1.4 純一次生産量の広域推定法とヘイズ発生時への適用の問題点

1.1.3 までの議論から, NPP に対するヘイズの影響を把握するためには, 東南アジアの NPP を広域で評価できることが望ましい。この場合, 植生やヘイズ等の広域衛星観測データを入力値として, 生態系モデルで NPP を評価する方法が適している。以下に, 衛星データを入力値とした NPP の広域推定モデルと, ヘイズ発生地域への適用の問題点を述べる。

(1) NPP の広域推定モデル

広域の生態系物質循環を扱うモデルは非常に多く, 近年行われたモデル間のグローバル NPP 推定値の相互比較研究に参加したモデルだけでも 17 つある [*Cramer et al.,* 1999]。また, それらのモデルの中には, 衛星データを利用するモデルと利用しないモデルがあり, 衛星データを入力値として採用している NPP 推定モデルだけでも, 多数存在する [*Potter et al.,* 1993; *Ruimy and Saugier,* 1994; *Field et al.,* 1995; *Ruimy et al.,* 1996; *Prince and Goward,* 1995; *Goetz et al.,* 1999; *Running et al.,* 1999; etc.]。衛星データを利用するモデルは, 実際の植物の地理分布や植生量を衛星データから推定して入力値としている。その場合, 植生量は葉面積指数 (Leaf Area Index, LAI)[注 1-4] で表されている。また, 植物の生育環境を規定する気象要素も, モデルの入力値として用いている。NPP 推定に必要な気象データはモデルによって異なるが, PAR データ (もしくは日射データ), 気温データ, 湿度データ, 雨量データなどである。

(2) ヘイズ発生時の NPP を推定する際の問題点

ヘイズ発生時の NPP を推定するためには, まずヘイズによって PAR がどの程度減少したかを知る必要がある。従来の広域 NPP 推定法では, PAR データや日射データとして, 数値予報モデルで計算された放射データ [*Kalnay et al.,* 1996; *Kistler et al.,* 2001; etc] や衛星データから推定した雲量を用いて算出したデータ [*Gautier et al.,* 1980; *Pinker and Ewing,* 1985; *Bishop and Rossow,* 1991; *Eck and Dye,* 1991; *Pinker and Laszlo,* 1992; *Gu and Smith,* 1997; *Tanahashi et al.,* 2000; etc] などが用いられてきた。しかし, これらは PAR を雲量変化のみで計算しており, Figure 1.6 左図に示したようにヘイズの時間･空間変化を考慮していない。従って, これらのモデルではヘイズ発生時の PAR を広域で把握することはできない。

また, 衛星データから地表面の植生を観測する際に, ヘイズの発生は大きな誤差要因となる。Figure 1.6 右図のように, たとえ植物の LAI が同じであっても, ヘイズが発生していたかどうかで衛星観測値は変化してしまう。実際に *Potter et al.* [2001] は, アマゾンの熱帯林で植生観測値がヘイズの影響を受ける可能性があると指摘し, フーリエ級数を用いた時系列データの補正

注 1-4) 葉面積指数(Leaf Area Index, LAI) 単位地表面積当たりの葉の片面の総面積で定義される。単位は(m^2/m^2)

を行っている。この補正法は，一時的に植生観測値が低下する場合には有効であると考えられるが，東南アジアのように最大 4 ヶ月近くヘイズが発生する場合には，その補正は難しい。また，フーリエ級数に基づく統計的な補正では，土地利用変化や火災によって森林が焼失して植生が減少した地域も補正されてしまう可能性があるため，その適用には注意を要する。

このように，ヘイズが発生した地域を含めて NPP を評価するためには，

1. ヘイズを考慮した PAR 推定
2. 植生の衛星観測の際に混在する，ヘイズの影響の除去や補間･補正

といった観測技術的な問題を解決する必要がある。

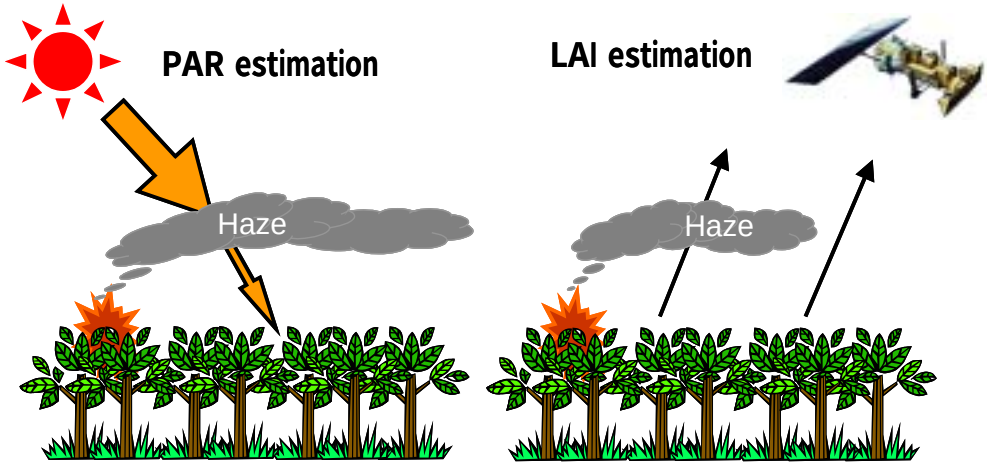


Figure 1.6. Schematics of two remained technical issues for satellite-based NPP estimation in haze-affected areas. Left: PAR reduction by haze. Previous studies have not considered the haze impact on the PAR reduction. Right: Satellite observation of vegetation. The presence of haze prevents from estimating LAI from satellite; however, this issue has not been discussed precisely in the previous studies.

1.2 目的

1.2.1 目的

1.1 で述べたように, 東南アジア各地では, 多発する森林火災や野焼きによるヘイズが近年深刻となっている。また, その影響により光合成有効放射 (PAR) が減少し, 広い範囲で植物の光合成活動に影響を与えることで, 東南アジアの炭素吸収量の減少に寄与している可能性がある。

そこで, 本論文の研究目的を以下のように設定する。
「ヘイズによる光合成有効放射の減少が純一次生産量に与える影響について, ヘイズ発生時における植物の炭素吸収量変化の観点から東南アジア全域で評価する」

その際に, 衛星データと広域 NPP 推定モデルを用いた解析を行う。しかし 1.1.4 で述べたように, ヘイズ発生時の NPP を推定するためには, 従来法では PAR と植生の LAI 推定に技術的な問題点が存在する。そのため, これらを解決すべく, ヘイズを考慮した PAR 推定法及びヘイズ発生地域における LAI データの補間法を開発する。

なお, 本研究で扱う NPP は穀物の生産量とは異なる。ヘイズによる NPP の減少は, 穀物生産量の減少にも関係する。しかし, たとえば, イネがあるステージまで十分に育っても, 穂のつく直前の低温や日射不足で穂が実らない場合, NPP が 0 ではなくても, 生産者がコメの収穫をあきらめれば穀物生産量は 0 である。このように, 穀物の生産量は NPP と異なるので, NPP のみで穀物の生産量を把握することはできない。本研究では, 農地であっても, 植物の正味の炭素吸収量である NPP に着目して議論を行った。

1.2.2 研究対象地域･期間

本研究では, 研究対象地域を, Figure 1.1 に示す地域 (20N-10S, 90E-120E) とした。対象地域には, 北緯 20 度以下のインドシナ半島, マレー半島, スマトラ島, カリマンタン島及びジャワ島が含まれる。研究対象期間は, 1997 年 1 月から 2002 年 12 月までとした。この時期には 3 回 (1997 年, 1998 年及び 2002 年) 大規模な森林火災が発生している (Figure 1.3)。特に, 1997 年は世界的に見ても史上最悪の森林火災と言われており, この年を解析期間に含めることにより, ヘイズによる NPP への影響の“最大値”を知ることができる。

なお, 1994 年にもヘイズが発生しているが解析対象期間には含めなかった。その理由は, 1994 年は植生観測に利用したセンサである NOAA/AVHRR の交代時期と重なり, データの欠測期間が多く存在すること, また, 同様にヘイズの検出に利用する衛星センサであるオゾン観測用センサ TOMS (Total Ozone Mapping Spectrometer) も, この年は観測を行っていないこと

から推定を行うことができないことによる。

Figure 1.7 に解析対象期間の気象データを示した。一般に，インドシナ半島は乾季と雨季の違いが明瞭で，およそ 12 月から 5 月までが乾季で 6-11 月までが雨季である。しかし，雨量の年変動は激しく，また雨季の開始期も年によって一ヶ月程度異なる。また，平均気温は，ラニーニャの 1999-2000 年に若干（1-2 度）低い傾向にあった。マレー半島とインドネシアでは，弱い乾季があるものの一年中雨が多く，気温の季節変化，年変化も小さい。

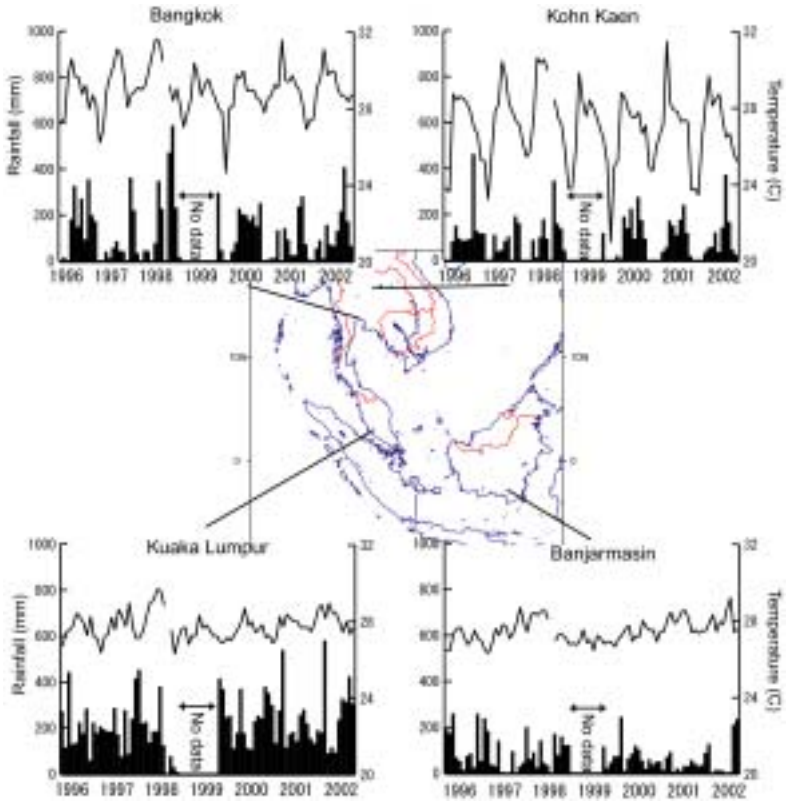


Figure 1.7. General climate conditions from 1996 to 2002 in typical sites in Southeast Asia. Monthly rainfall and mean temperature data were acquired from NOAA/NCDC (*NOAA* [2002]).

1.3 論文構成

本論文では, まず本章 (第 1 章) でヘイズの発生に伴う PAR の減少が植物の NPP に影響を与えかねない実態を, 既往研究のレビューによって明らかにした。そして, 衛星データを用いて東南アジアのヘイズ発生地域を含めて NPP を推定するという本研究の目的を設定した。

第 2 章 「衛星リモートセンシングによるヘイズを考慮した光合成有効放射の広域推定法」では, ヘイズ発生時に適用可能な, 衛星リモートセンシングによる広域 PAR 推定手法を提案する。また, 提案手法の検証を行って, 東南アジアへの適用精度, 適用限界を明らかにする。

第 3 章 「東南アジアの光合成有効放射の広域分布特性とヘイズの影響」 では, 第 2 章で提案した広域 PAR 推定手法を, 東南アジア全域に適用して PAR を推定する。そして, ヘイズが発生した地域･季節を含めて, 東南アジアの PAR 分布にヘイズの発生が与えた影響を考察する。

第 4 章 「衛星データと生態系モデルによるヘイズ多発地域の葉面積指数の推定とその精度評価」 では, 東南アジアでヘイズ発生時の NPP を推定するために必要となる LAI の推定限界を検討しその補間方法を提案する。

第 5 章 「ヘイズによる光合成有効放射の減少と純一次生産量への影響」 では, 第 4 章までに得られた PAR と LAI の情報を基に東南アジア全域の NPP を 1997-2002 年の期間で推定する。その際, NPP の推定に伴う各種の不確実性について詳細に検討をする。そしてヘイズによる PAR の減少が NPP の減少にどの程度影響を与えたかについて考察する。

第 6 章 「結論」 では, 本研究を総括し, 得られた知見を整理すると共に, 今後の課題について述べる。

Figure 1.8 に本研究の構成図を示す。本論文では, 2 章, 4 章で, PAR, LAI の推定法についての技術的な検討を行っており, また 5 章の前半で NPP 推定値の不確実性について検討している。3 章及び 5 章の後半は, ヘイズによる PAR の減少及びそれに伴う NPP への影響について考察している。

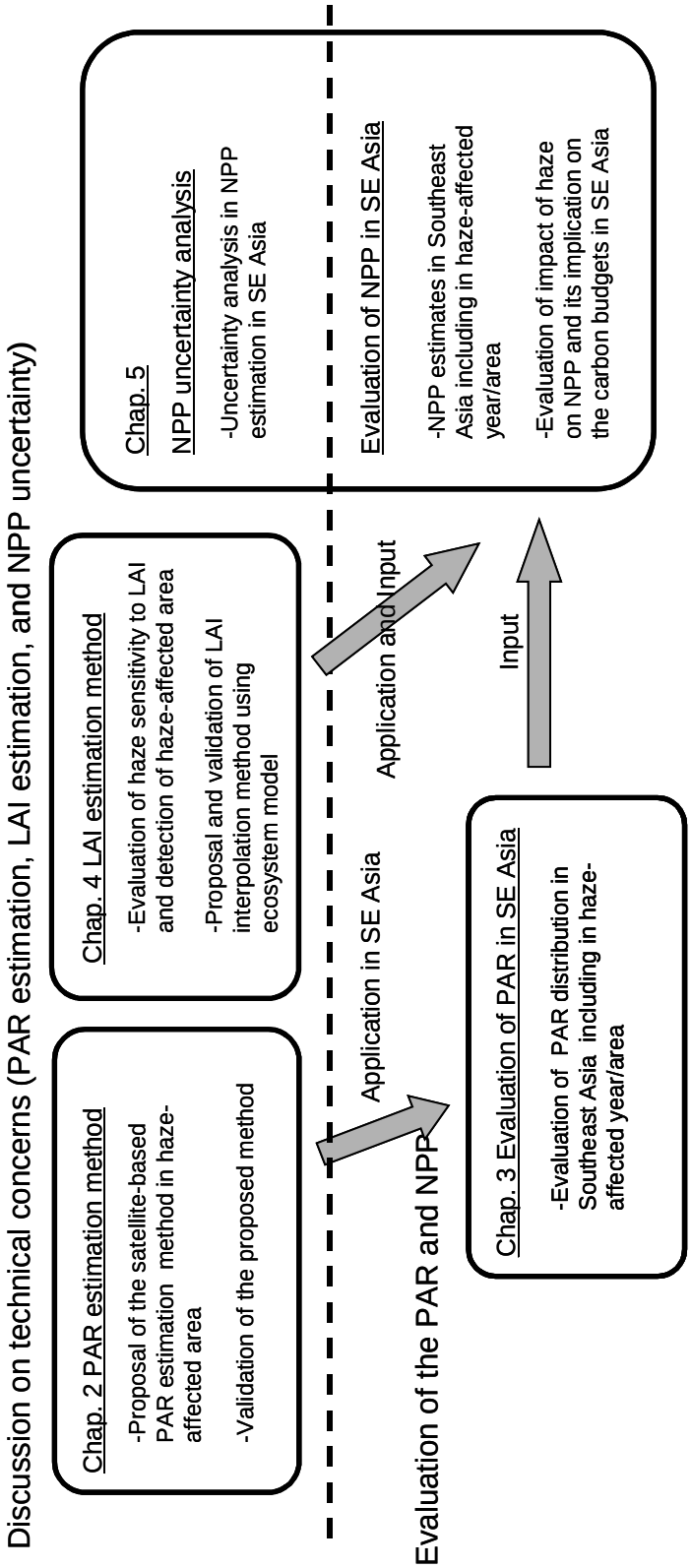


Figure 1.8. Structure of the present thesis (flow and relationships among chapters).

第 2 章

衛星リモートセンシングによるヘイズを考慮した光合成有効放射の広域推定法

2.1　はじめに
2.2　光合成有効放射推定モデル
2.3　エアロゾルの光学的厚さの簡易推定
2.4　光合成有効放射の推定手順と使用データ
2.5　大気放射伝達計算及び地上観測による検証
2.6　まとめ

2.1 はじめに

第 1 章で述べたように, 光合成有効放射 (Photosynthetically Active Radiation; PAR) は, NPP を推定する際に必要となる重要なパラメータである。

現在までに様々な PAR の広域推定手法が提案され, NPP 推定に利用されている [*Pinker and Ewing*, 1985; *Frouin et al.*, 1989, 1995; *Eck and Dye*, 1991; *Pinker and Laszlo*, 1992; *Gu and Smith*, 1997]。また, National Center for Environmental Prediction/ National Center for Atmospheric Research (NCEP/NCAR) データ [*Kalney et al.*, 1996; *Kistler et al.*, 2001] に代表される再解析プロジェクトの日射量データを利用した研究もある [*Running et al.*, 1999]。

しかし, これらのモデルによって得られる PAR には, ヘイズによる太陽光の減少の効果が考慮されていない。*Gu and Smith* [1997] は北米における大気-陸面相互作用研究 (Boreal Ecosystem-Atmosphere Study, BOREAS) の一環として, PAR に対するヘイズの影響を部分的に検討した。しかし, 彼らはヘイズの光学的厚さ[注 2-1)] を視程の地上観測値から算出した為, 視程の観測サイトでの評価しか行うことができず, PAR に対するヘイズの影響を広域で評価するには至っていない。ヘイズ発生時期を含む PAR を推定するためには, ヘイズの空間分布や時間変化を知る必要があるが, こうした要求に見合うデータの不足が, PAR に対するヘイズの影響の広域評価を妨げてきたと考えられる。

一方, 近年複数の研究者によって衛星データによるヘイズ検出手法が開発され, その有用性が確認されてきた。*Herman et al.* [1997a] は, オゾン全量観測用衛星搭載センサの TOMS (Total Ozone Mapping Spectrometer) の近紫外領域で観測された放射輝度の比演算処理によるエアロゾル指数 (Aerosol Index, AI)[注 2-2)] を提案し, この指数がヘイズや黄砂などの検出に有効であることを示した。また *Torres et al.* [1998; 2002] は, TOMS の近紫外領域で観測された放射輝度から, 放射伝達モデルの逆解析によって, ヘイズを含むエアロゾルの光学的厚さを推定する手法を開発した。これらのヘイズ観測手法を応用することで, 東南アジアにおける現実的な PAR 推定が可能になると考えられる。

本章では, これらのヘイズ観測手法を応用することで, ヘイズ発生時を含めた東南アジアの月平均 PAR を推定する新しい手法を提案する [*Kobayashi et al.*, 2004]。また, 厳密な大気

注 2-1) エアロゾルの光学的厚さは $\tau = \int_z^{\infty} E\rho dz$ で定義される。ここで, Eは消散係数(1/kg), ρ(kg/m3)は密度である。つまり, 大気中のエアロゾルの散乱･吸収による光の減衰量に関するパラメータでありτ=1 で光が 1/e 減衰する。

注 2-2) エアロゾル指数 AI は, 次の式で定義される。

$AI=-100\log_{10}[(I_{331}/I_{360})_{meas}]+100\log_{10}[(I_{331}/I_{360})_{calc}]$

ここで, $(I_{331}/I_{360})_{meas}$ は実際に TOMS の中心波長 331nm と 360nm のチャンネルで観測された放射輝度 (W/m2/str/μm)の比であり, $(I_{331}/I_{360})_{calc}$ はエアロゾルが存在しないと仮定した場合 (レイリー大気) に TOMS の各チャンネルに入射する放射輝度の比の計算値 (理論値) である。ヘイズが発生するとレイリー大気における 331nm と 360nm の放射輝度比が変化する。*Herman et al.*, [1997a] ではこの性質を利用し, 上記の AI を定義した。

放射伝達計算値及びﾀｲとﾏﾚｰｼｱで観測された全天日射量観測値と本手法による推定値を比較することで, 本手法による PAR の推定精度及び適用限界について議論する。まず, 2.2 節では, 大気の放射伝達過程を整理して PAR 推定の方針を示した後, 簡易 PAR 推定モデルを提案する。2.3 節では, 広域の PAR 推定に必要となるエアロゾルの光学的厚さをﾍｲｽﾞ発生時を含めて推定する方法について述べる。2.4 節では, 2.2 節と 2.3 節の議論を基に, 衛星データによる広域 PAR 推定手順を提案する。最後に 2.5 節で提案手法を検証する。

なお, 本研究における PAR は直達成分と散乱成分の和とし, 以後特に明記しない限り月平均の日積算 PAR (MJ/m^2/day) を単に PAR と表記する。

2.2 光合成有効放射推定モデル

広域の PAR を推定する為には, 大気の放射伝達過程を計算する必要がある。しかし, 厳密なモデルによる放射伝達計算では計算負荷が大きく, 広域かつ長期の PAR 推定には必ずしも適しているとは言えない。また従来の PAR 推定手法では, ヘイズを考慮することを前提にモデル構築を行っていない。従って, 本節では東南アジア全域の長期の PAR 推定が行える程度に簡易であり, かつヘイズの影響を考慮可能な PAR 推定モデルを提案する。

2.2.1 モデル開発に必要な要件と考慮すべき大気放射過程

まず, 本項では PAR の定義を行うと共に, モデルに考慮すべき大気放射伝達過程を整理することで PAR の推定方針を示す。

ある太陽天頂角における PAR の瞬時値 (PAR_{inst}) は, 以下の式で定義される。

$$PAR_{inst}(W/m^2) = \int Rad_{TOA\lambda} T_{a\lambda} T_{cr} d\lambda \qquad (2.1)$$

ここで, $Rad_{\mathrm{TOA}\lambda}$は大気上端に入射する波長λの太陽放射 (W/m^2/nm), $T_{\mathrm{a}\lambda}$は波長λにおける大気透過率, T_{c} は波長λにおける雲の透過率である。この式は, 波長方向の積分を含むが, 既往研究 [*Frouin et al.*, 1989; *Pinker and Laszlo*, 1992; *Gu and Smith*, 1997] の検討に従えば, 式 (2.1) を以下の式 (2.2) の様に PAR 領域の波長平均値で近似した場合, 太陽天頂角が 75 度以下で水平視程 5km 以上の条件であれば快晴条件 (T_{c}=1) で, 式 (2.1) による計算結果との差は 1%以下であり, 十分な精度は保証される。

$$PAR_{inst} = PAR_{TOA,inst} T_g T_{ra} T_c \qquad (2.2)$$

ここで, $PAR_{\mathrm{TOA,inst}}$ は, 大気上端に入射する 400-700nm の太陽放射量 (W/m^2) である。また T_{g}, T_{ra}, T_{c} は, それぞれ, 大気中の気体の光吸収に関する 400-700nm の平均透過率, レイリー散乱及びエアロゾル散乱･吸収に関する 400-700nm の平均透過率, 400-700nm の雲の平均透過率である。

日積算の PAR (MJ/m^2/day) は, 式 (2.2) を日積分することによって得られる。

$$PAR = \int PAR_{TOA,inst} T_g T_{ra} T_c dt \qquad (2.3)$$

2.3 節で議論するように, PAR 推定に必要となるヘイズを含むエアロゾルと雲量の TOMS による観測は, 一日一回に正午に行われており, 本モデルではこれを一日の平均値としている。従って, 時間方向のサンプリング頻度の限界から, 本手法では一日より短いスケールでの PAR の議論を行うことはできない。そこで本研究では, 各透過率項を以下の式 (2.4) の様に一日の平均透過率に近似して PAR を推定した。

$$PAR(MJ/m^2/day) = PAR_{TOA} T_g T_{ra} T_c \qquad (2.4)$$

なお, この近似を含めた提案モデルの検証結果は, 2.5 節にて述べる。

次項では, 各透過率項について述べる。

2.2.2 各透過率推定式の提案

(a) 気体透過率 (T_g)

400-700nm の波長域では光の吸収は主にオゾンによることから, 本研究では大気における PAR 領域の気体の吸収効果として, オゾンの影響のみを取り入れた。

PAR 領域の T_g の推定式は, *Frouin et al.* [1989] によってオゾン全量の指数関数として提案されている。しかし, 彼らは海洋上での T_g を推定することを目的としていたため, 陸域のように標高によって大気層の路程が変化する影響は考慮されていない。 また, *Frouin et al.* [1989] の提案した T_g 推定式は瞬時値計算用であり, 日平均の透過率ではない。

そこで, 本研究では, *Frouin et al.* [1989] の T_g 推定式を陸域の任意の標高に適用できるように拡張し, さらに, *Globerg and Klein* [1980] の提案した日平均の有効大気路程 (m^*) を用いることで日平均の T_g を算出する以下の式を提案する。

$$T_g = \exp\left(-a_o \left(U_o m^*\right)^{bo}\right) \qquad (2.5)$$

ここで, a_o, b_o は, *Frouin et al.* [1989] によって決定された係数であり, U_o, m^*はオゾン全量 (atm-cm) である。また, m^*は日平均の透過率計算を行う為の有効大気路程 (effective air mass) である。任意の標高における m^*は以下の式で算出した。

$$m^* = m\left(p / p_0\right) \qquad (2.6)$$

ここで, p は任意の標高における気圧であり, p_0 は海面（標高 0m）における気圧である。p_0 は, 1013.25 (hPa) とし, p は 1km メッシュの陸域標高データ（GTOPO30）を用いて静水圧平衡式で算出した。m は, 海面における有効大気路程であり, 以下の式 (2.7) 示す *Goldberg and Klein* [1980] の提案式を用いて算出した。

$$m = \alpha_0 + \alpha_0 m_n + \alpha_0 m_n^2 \qquad (2.7)$$
$$m_n = 1 \big/ \cos(\theta_{noon})$$

α_0, α_1, α_2 はそれぞれ, *Goldberg and Klein* [1980]によって決定された係数であり, θ_{noon} は南中時の太陽天頂角である。

(b) レイリー散乱及びエアロゾル散乱･吸収による透過率 (T_{ra})

T_{ra} は, エアロゾルの光学的厚さに強く依存する。光学的厚さには波長依存性があることから, 厳密には 400-700nm の光学的厚さの波長依存性を考慮する必要がある。しかし, *Nakajima et al.* [1999] の東南アジアにおけるエアロゾル光学特性の観測報告にあるように, 光学的厚さの波長依存性は, ヘイズ発生時と通常時の 2 つのエアロゾルタイプでそれぞれ固有の特徴をもっている。また, ヘイズが発生し, 大気中のエアロゾルが増加すると, 地表面で反射した光がエアロゾル層で再び下向きに散乱され, 地表面のエアロゾル層との高次オーダーの反射の影響が強くなる。

上記の問題を考慮し, 本研究では以下の 2 つの方針に従って T_{ra} を導出した。

- 光学的厚さを 400-700nm の中心波長である 550nm の単一波長の値で代表させ, それぞれのエアロゾルタイプでモデル係数を変えることによって, T_{ra} のモデル化を行う。
- 地表面とエアロゾル層の多重散乱効果を考慮する。

上記方針に従い, PAR が Lambert 則に従って大気中を指数関数的に減少し, 更に地表面で反射された成分が大気層と多重散乱する場合, T_{ra} は以下の提案式 (2.8) の様に記述できる。

$$T_{ra} = \exp\left\{-\left(a + b\tau_{550}\right)m^*\right\} \times \left(1 + R_s S + (R_s S)^2 + (R_s S)^3 \ldots\right)$$

$$T_{ra} = \exp\left\{-\left(\mathrm{a} + \mathrm{b}\tau_{550}\right)m^*\right\} \Big/ \left(1 - R_s S\right) \qquad (2.8)$$

$$(S=c\ln(\tau_{550}+1))$$

ここで, R_s は 400-700nm における地表面の平均反射率 (本研究では 0.1 とした) であり, a, b, c はエアロゾルタイプに依存する係数である。S は, エアロゾル層からの下向きの反射率である。

係数 a, b, c は,大気放射伝達モデル 6S [*Vermote et al.*, 1997] による計算結果と, 式 (2.8) による計算結果との差が最小になるように, 非線形最適化法で決定した。この解析の際に, 6S モデルにおけるエアロゾルタイプの中で, ヘイズ発生時のエアロゾルタイプとしてバイオマス･バーンニングタイプ, 通常時のエアロゾルタイプとして大陸タイプのエアロゾルモデルを用いた。但し, 6S モデルのバイオマス･バーニングタイプのエアロゾルで仮定されている単散乱アルベド[注 2-3)] (ω=0.97) は, 東南アジアにおける観測値よりも高い為, 本研究では *Nakajima et al.*, [1999], *von-Hoyningen et al.*, [1999] らの観測結果を参考に ω=0.90 として計算を行った。

Table 2.1 に決定した係数を示す。なお, この解析では東南アジアにおける様々な大気･太陽天頂角の条件を満たすべく, 広範囲な条件 (ヘイズタイプ: τ_{550}=0.4-6.8, 大陸型: τ_{550}=0.06-0.7, θ_{noon} =0-45°) における計算値を用いて係数を決定している (温度･湿度の鉛直プロファイルは 6S の熱帯型大気モデルを使用)。

Table 2.1. Aerosol type dependent model coefficients determined by regression analysis using 6S.

	Haze	Continental
a	0.0287	0.0390
b	0.331	0.217
c	1.99	0.0100

注 2-3) 単散乱アルベドは, $\omega=S/E$ で定義される。ここで, S は散乱係数であり, $E(=S+K)$は消散係数である (K は吸収係数)。つまり, ωの値が 0 に近づくほど, 散乱体が光を良く吸収することを意味している。

(c) 雲透過率 (T_c)

T_c は, *Eck and Dye* [1991] の提案式を, ヘイズ発生時にも適用できるように改良する。

Eck and Dye [1991], *Krotkov et al.* [2001] による T_c 推定法

Eck and Dye [1991] による T_c 推定法は, TOMS の近紫外域の観測値から導出される近紫外線反射率 (Lambert equivalent reflectivity, LER) を用いている。彼らの推定式は, 地表面反射率の寄与を 5%と仮定するなど, 半経験的な推定式であったが, *Krotkov et al.*, [2001] は *Eck and Dye* [1991] の T_c 推定式を任意の地表面反射率に拡張し, 以下の式を得た。

$$T_c=(1-R_{sys})/(1-R_{uvs})$$
$$=(1-R_{uv})/(1-R_{uvs}) \qquad (2.9)$$

ここで, R_{sys} は雲-地表面システムの上向き反射率であり, R_{uv} は TOMS の近紫外線反射率 (本研究で使用する EarthProbe/TOMS の場合 360nm の反射率) である [*MacPeters et al.*, 1998]。式 (2.9) を用いた T_c 推定では, R_{sys} を R_{uv} と等しいと仮定して計算している。*Krotov et al.* [2001] は, エアロゾル等の大気の効果によって R_{uv} が R_{sys} より系統的に低くなる傾向と, TOMS の観測条件の影響によって R_{uv} が R_{sys} より系統的に高くなる傾向が, それぞれ相殺されるため, R_{uv} を用いて T_c を良好に推定できることを放射伝達計算の理論解析によって明らかにした。また, 雲の光学的性質は近紫外域と可視領域でほぼ等しいことから [*King et al.*, 1991], 紫外域で推定した T_c は PAR 推定にも利用可能である。

本研究で提案するヘイズを考慮した T_c 推定法

しかしヘイズが発生した場合, 式 (2.9) に対して地表面からの反射の寄与の他に, ヘイズ層からの反射の寄与分を考慮する必要がある。東南アジアの森林火災や野焼きに起因する大規模なヘイズは, 雲量の少ない乾季に発生し [*Hsu et al.*, 2003], かつ地表面に近い高度に存在する [*Koe et al.*, 2001]。こうした事実から, 本研究ではヘイズ層は乾季の雲層よりも低い位置にあり, 雲層とヘイズ層の相互作用が微小であると仮定した。この場合, Figure 2.1 のようにヘイズ層-地表面システムからの反射率を R_{uvsa} とすれば, 式 (2.9) は以下の様に補正できる。

$$T_c=(1-R_{uv})/(1-R_{uvsa}) \qquad (2.10)$$

ここで, R_{uvsa} はヘイズ-地表面システムの反射率である。近紫外域の地表面反射率は通常 0.02-0.08 と非常に小さい為 [*MacKenzie and Kotkamp*, 1996], ヘイズ-地表面システムにおけ

る高次の散乱項の寄与を無視する。この場合，R_{uvsa} は以下の式で算出される。

$$R_{\mathrm{uvsa}} = R_{\mathrm{uva}} + T_{\mathrm{uvad}}\, T_{\mathrm{uvau}}\, R_{\mathrm{uvs}} \qquad (2.11)$$

ここで，式 (2.11) の第一項 R_{uva} はヘイズ層で直接反射された成分であり，第二項 T_{uvad} T_{uvau} R_{uvs} はヘイズ層を透過後に地表面で反射した成分である。T_{uvad}，T_{uvau} は，それぞれヘイズ層の下向き及び上向き透過率である。

Figure 2.2 (a), (b) は， 360nm におけるエアロゾルの光学的厚さ (τ_{360}) と R_{uva} 及び T_{uvad} T_{uvau} の関係を示している。この計算は 6S モデルを用いて行い，太陽天頂角 0-50 度の範囲において計算している。R_{uva} はτ_{360} の増加とともに増加し，0.3-0.35 の間で収束する。また T_{uvad} T_{uvau} はτ_{360} の増加と共に減少し 0.2 付近で収束する。但し，τ_{360} と R_{uva} 及び T_{uvad} T_{uvau} の関係は，太陽天頂角によって変化する。これは，太陽天頂角の違いによって，ヘイズ層での光路長が異なるためである。Figure 2.3 (a), (b) はヘイズ層での光路長を補正するためにτ_{360} を太陽天頂角の方向余弦で割った値 ($x=\tau_{360}/\cos(\theta)$) と R_{uva} 及び T_{uvad} T_{uvau} の関係を示している。この図のように x を用いれば，R_{uva} 及び T_{uvad} T_{uvau} を算出することが可能である。そこでこの図から，回帰分析によって R_{uva} 及び T_{uvad} T_{uvau} を算出する 3 次の多項式を得た。

$$R_{\mathrm{uva}}=-0.00285+0.0744x-0.0107x^2+0.000532x^3 \quad (R^2=0.998) \quad (2.12)$$

$$T_{\mathrm{uvad}}T_{\mathrm{uvau}}=0.998-0.454x+ 0.0756x^2-0.00430x^3 \quad (R^2=0.996) \quad (2.13)$$

太陽天頂角 θは衛星観測日時と観測サイトの緯度から計算可能であるから，τ_{360} が推定できれば R_{uva} と T_{uvad} T_{uvau} を式 (2.12)，(2.13) から算出することが可能である。 τ_{360} の推定法については次節にて説明する。なお，式 (2.12), (2.13) を式 (2.11) に代入して R_{uvsa} を計算した場合の誤差は，τ_{360} が真値の場合，R_{uvsa} の絶対値で 0.01 程度である。

本研究では雲透過率を推定する際に，乾季には雲は少なく，雲層はヘイズ層より低いと仮定した。近年の観測結果によれば [*Hsu et al.*, 2003]，この仮定は東南アジアの大部分では妥当であるものの，北緯 18 度以北のベトナム（ハノイ周辺）では成り立たない。

Figure 2.4 にベトナム付近におけるヘイズと雲層の配置を示した。北部ベトナムにおけるヘイズは，春季にミャンマー，タイ，ラオス北部の山岳地域で発生する森林火災･野焼きが原因である。これらのヘイズ発生地域の標高は 1-2km 程度であり，ヘイズが西風により北部ベトナムに輸送されてくる。一方，春先には中国南部で低い層雲 （高度1km以下） が発生し，北部ベトナムへ輸送されてくる。従って，この地域は厚い雲層の上部にヘイズ層が存在する特殊な環境となっている。この場合，本研究で提案した T_c 推定式の仮定は成り立たない。

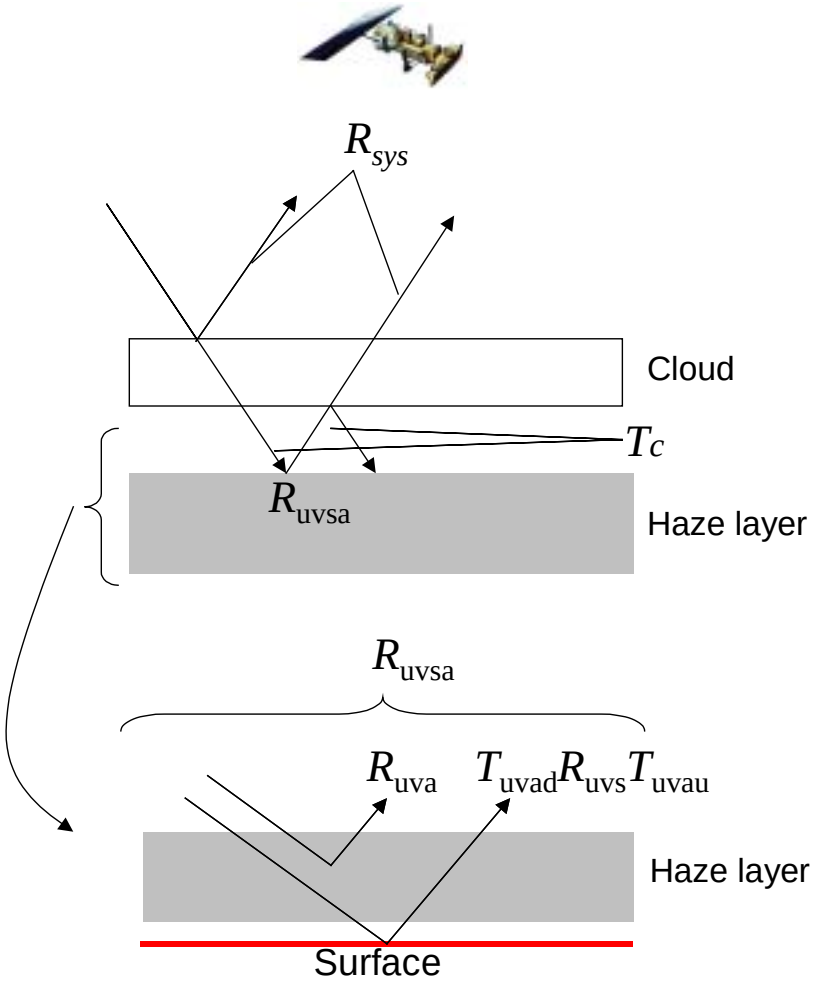


Figure 2.1. Reflectance and transmittance between cloud and haze (smoke) layers.

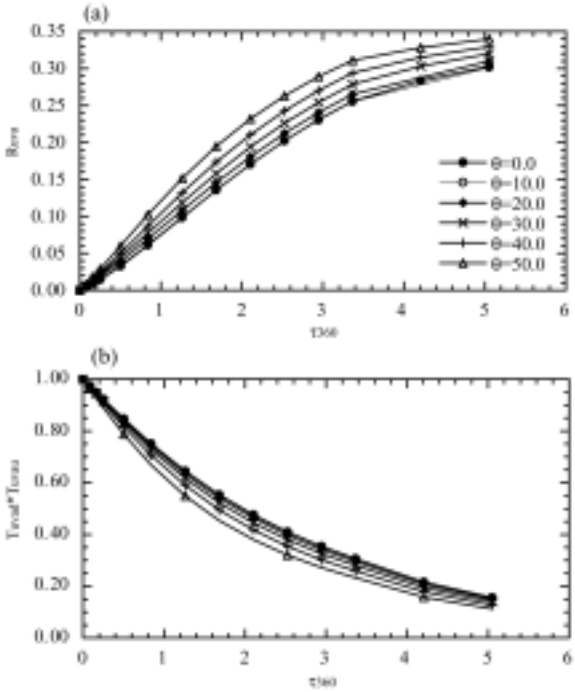


Figure 2.2. Reflectance and transmittance of the haze layer as a function of τ_{360} calculated by 6S radiative transfer model. (a) reflectance of haze layer, (b) transmittance of haze leyer. θ : solar zenith angle at satelite observation time.

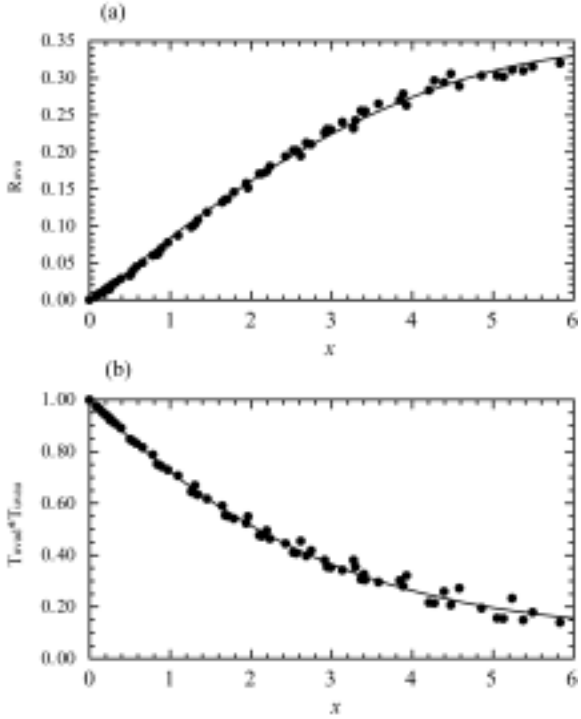


Figure 2.3. Reflectance and transmittance of the haze layer as a function of $x=\tau_{360}/\cos(\theta)$ calculated by 6S radiative transfer model. (a) reflectance of haze layer, (b) transmittance of haze leyer. θ : solar zenith angle at satelite observation time.

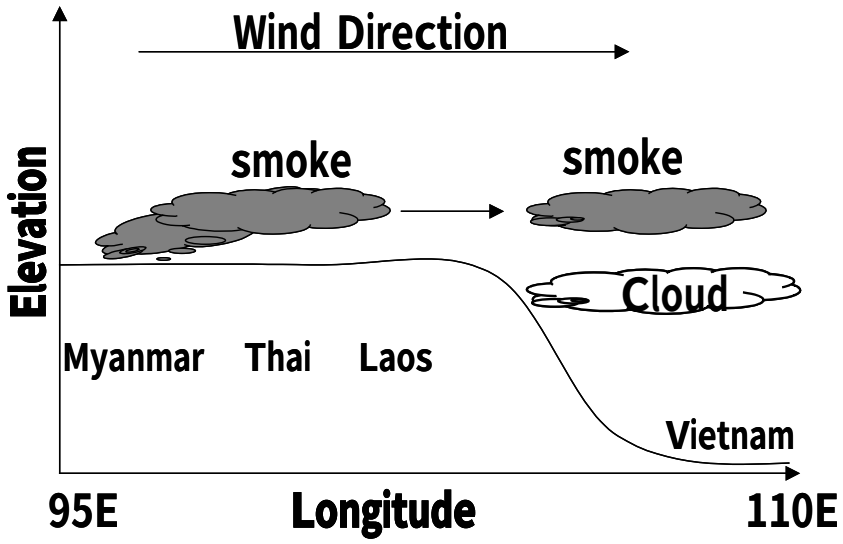


Figure 2.4. Schematics of smoke and cloud elevations in northern Vietnam.

2.3 エアロゾル光学的厚さの簡易推定

2.2 節で提案した PAR 推定モデルで, 広域の PAR 分布を推定するには, 550nm と 360nm におけるエアロゾルの光学的厚さ (τ_{550}, τ_{360}) の推定が必要となる。本節では, ヘイズ発生時とそれ以外の場合におけるτ_{360}, τ_{550}の広域推定方法について議論する。

2.3.1 エアロゾル指数を用いたヘイズ発生時の光学的厚さ推定

ヘイズが発生した地域での光学的厚さ推定には, *Herman et al.* [1997a] によって開発された AI を利用した。AI は, ヘイズの発生量に関連した指数ではあるが, ヘイズの光学的厚さではない。その為, AI を光学的厚さに変換する必要がある。*Hsu et al.,* [1999] は, アフリカ（ザンビア国内 2 箇所）と南アメリカ（ボリビア）でサンフォトメータを用いて, 森林火災と野焼きによるヘイズの光学的厚さと, TOMS データから導出された AI の関係を調べた。この観測結果から, AI と光学的厚さには線形の関係があることを明らかにしている。

$$\tau_{380}=\beta_1 AI+\beta_2 \quad (0<\mathrm{AI}<3.0) \qquad (2.14)$$

ここで, 係数β_1, β_2はヘイズ層の高度やヘイズの単散乱アルベド (ω) の値に依存する。

東南アジアにおけるヘイズの光学的厚さの既往研究によれば, ヘイズの単散乱アルベド (ω) は 0.9 程度でほぼ一定であり [*Nakajima et al.*, 1999; *von Hoyningen-Huene et al.*, 1999], ヘイズ層の高度は 2-3km に達することがわかっている [*von Hoyningen-Huene et al.*, 1999; *Koe et al.*, 2001]。同様の観測結果は, 南アメリカでも得られている。*Schafer et al.* [2002] は単散乱アルベド (ω) の値を 0.89-0.91 と推定しており, また *Andreae et al.* [1988] の観測によれば南アメリカにおけるヘイズ層の高度は 1.5-3.0km であったと報告している。

このように, 南アメリカと東南アジアのヘイズの光学的性質は類似している。そこで本研究では, 式 (2.14) の係数β_1, β_2として *Hsu et al.,* [1999] によって南アメリカで得られた値 (β_1=1.25, β_2=0.71) を採用した。

Figure 2.5 は, 式 (2.16) を用いて算出した光学的厚さ (τ_{380}) と *Nakajima et al.,* [1999] によってシンガポールで観測された日平均の光学的厚さ (τ_{380}) との比較結果である。限られた観測値との比較であり, 幾つかの部分では観測値より低い傾向にあるものの, 基本的な傾向は一致していることが確認できる。

式 (2.14) は, 380nm における光学的厚さの算出式である。本研究では, オングストローム則

注 2-4) [*Angstrom*, 1961] に従うものとして 360nm と 550nm における光学的厚さを計算した。オングストローム指数を 1.0 として [*Nakajima et al.*, 1999], オングストローム則を適用すると τ_{360}, τ_{550} は以下の式で計算される。

$$\tau_{360}=1.32AI+0.749 \quad (2.15)$$

$$\tau_{550}=0.864AI+0.491 \quad (2.16)$$

ヘイズ発生時には式 (2.15), (2.16) を用いて τ_{360} と τ_{550} を算出した。

注 2-4) オングストローム則に従う場合, 異なる 2 波長のエアロゾルの光学的厚さには $\tau_{\lambda 1}= \tau_{\lambda 2}(\lambda_1/\lambda_2)^{-\alpha}$ の関係が成立する。ここで $\tau_{\lambda 2}$ は,参照波長 $\lambda 2$ における光学的厚さである。また α はオングストローム指数であり, エアロゾルの粒径分布と関係がある。

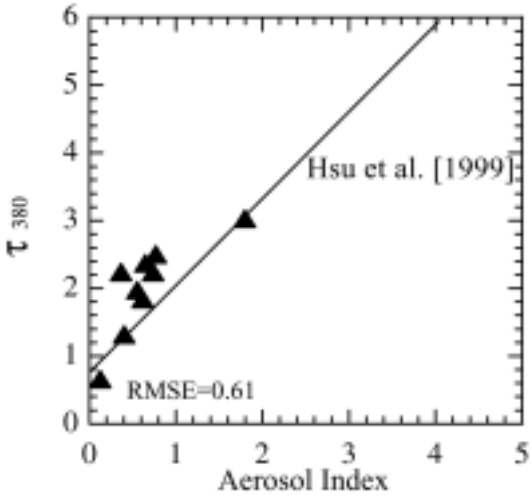


Figure 2.5. The relationship between τ_{380} and Aerosol Index (AI). Closed triangles indicate the relation between daily mean ground observed τ_{380} by *Nakajima et al.* [1999] and AI. The regression line obtained by *Hsu et al.* [1999] is also indicated in the figure.

2.3.2 視程データを用いたヘイズ発生時以外の光学的厚さ推定

ヘイズが発生していない地域での光学的厚さ推定には, 東南アジア各地の気象官署で観測されている, 日平均の水平視程データを用いた。視程データは, National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) の National Climatic Data Center (NCDC) が編纂した Global Surface Summary of Day [*NOAA,* 2002] を使用した。視程データは以下の手順により, 月平均のエアロゾル光学的厚さマップに変換した。

1. 一月に 7 日以上視程を観測している気象官署を抽出し, 平均値を計算し月平均値とする。
2. 月平均視程 (*V*) から以下の式 [*Vermote et al.,* 1997] で 550nm の光学的厚さ（τ_{550}）を算出する。

$$\tau_{550}=2.76V^{-0.8} \qquad (2.17)$$

3. 各気象官署における月平均の τ_{550} を空間補間して, τ_{550} の月平均マップを作成する。

Figure 2.6 に, 使用した気象官署の位置を示す。使用した気象官署の数は, 月によって多少異なるが 220 程度である。なお, 式 (2.17) は, 視程が低くなるにつれて推定精度が低下する。*Vermote et al.* [1997] は視程が 5km 以下の場合における, 式 (2.17) の使用は推奨していない。しかし, 通常ヘイズ発生時以外で視程が 5km をきることは極めて稀である。実際に, 各地の気象官署のデータから算出した月平均視程のデータの中で, 月平均で視程が 5km より低い地域はほとんど存在しなかった。

τ_{360} は, ヘイズ発生時と同様にオングストローム則を用いて τ_{550} 算出した。その際に, オングストローム指数は *Nakajima et al.,* [1999] の観測値を参考に 0.3 とした。

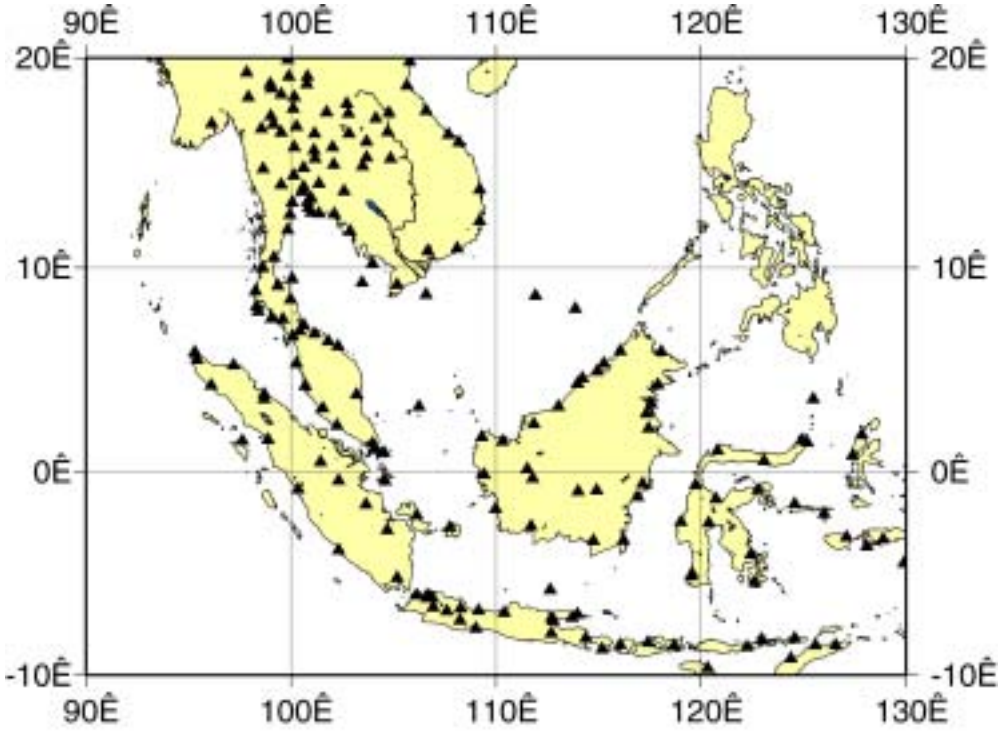


Figure 2.6. Locations of ground meteorological stations in Southeasta Asia.

2.4 光合成有効放射の推定手順と使用データ

2.4.1 使用データ

Figure 2.7 に, 本研究で提案する衛星データを用いた PAR の広域推定の手順を示す。図の右側には, それぞれの処理手順の段階で必要となるデータを示している。本研究では, R_{uv} と AI のデータとして 1996 年 8 月以降, 定常的に観測を行っている Earth Probe/TOMS 観測値を使用した。Table 2.2 に Earth Probe/TOMS の仕様を示す。Earth Probe/TOMS は主に, UV-B のチャンネル (Table 2.2 の band 4-band 6) を使用して全球のオゾン全量分布を推定するための衛星であるが, その他にオゾン吸収の少ない UV-A (Table 2.2 の band 1-band 3) の反射率 (UV reflectivity) や AI も算出し, ﾌﾟﾛﾀﾞｸﾄとして公開している。本研究で用いたデータは, Earth Probe/TOMS の level-3 紫外線反射率データと AI データである [*Eck et al.,* 1987; *Herman et al.,* 1997a; *MacPeter et al.,* 1998]。これらの高次処理データは, 日単位･全球 1.25×1.0°でｸﾞﾘｯﾄﾞ化して配布されている。本研究では, これらのデータを月単位で平均化した後に, 0.1×0.1°ｸﾞﾘｯﾄﾞに bilinear 法で空間補間して使用した。

また, 式 (2.11) の近紫外線の地表面反射率のデータとして, *Herman and Celarier* [1997b] による R_{uvs} の年平均気候値マップを使用した。このデータは, 1978-93 年まで観測していた Nimbus-7/TOMS の長期の R_{uv} データから最小値抽出法によって作成したデータである。また, 大気の厚さを計算するための標高データとして, ｱﾒﾘｶ地質調査所が作成した 30 秒ﾒｯｼｭの数値標高データである GTOPO30 を使用した。

式 (2.5) の U_o は, 東南アジア周辺のオゾン全量の分布を Earth Probe/TOMS のオゾン推定値の分布 [http://toms.gsfc.nasa.gov/ozone/ozone.html] から確認して, 0.25 (atm-cm) で一定値とした。実際に, オゾン全量の PAR に対する感度解析の結果, オゾン全量の±30%の変化で PAR の誤差が 1%程度であった。また, 既往の観測結果 [*Tsutsumi et al.,* 1999 ; *Liu et al.,* 1999] から判断して, 月平均でこの一定値から±30%以上の変化が起こることは考えられない。従って, この仮定を行っても, 十分な PAR の予測精度を維持できる。

Table 2.2. Senser characteristics of Earth Probe/TOMS.

Satellite Altitude	740 (km)
FOV at Nadir	39 (km)
Equator crossing time	11:50
Band1	360.0+/-0.2 (nm)
Band2	331.2+/-0.1 (nm)
Band3	322.3+/-0.1 (nm)
Band4	317.5+/-0.1 (nm)
Band5	312.5+/-0.1 (nm)
Band6	308.6+/-0.1 (nm)
Bandwidth	1nm

* FOV: Instantaneous field of view of the sensor.

2.4.2 推定手順

本研究では, Figure 2.7 に示す手順に従って, 陸域の各ピクセル単位で PAR 推定を行った。この手順で PAR を推定するためには, ヘイズの発生した地域とそれ以外の地域を画素単位で判別する必要がある。本研究では, この判断基準として, ヘイズタイプのエアロゾルの放射に対する寄与が全エアロゾルの 50%以上となった地域をヘイズの影響を受けた地域としてい定義し, その場合には, T_{ra} と T_c は, Table 2.1 のヘイズタイプの係数と AI ベースの光学的厚さで計算し, それ以外の場合は, Table 2.1 の大陸タイプの係数と視程データで計算した。

なお, ヘイズの影響を受けた地域とそうでない地域の判別には, 月平均 AI を使用し, AI>=0.3 の地域をヘイズの影響を受けた地域とした。AI の閾値を 0.3 とした理由は 2 つある。1 つ目は, AI=0.3 の時, 式 (2.16) を用いて τ_{550} を計算すると 0.75 となる。これは, オングストローム則を用いて 500nm の光学的厚さに換算すると, 0.82 となる。一方, *Nakajima et al.* [1999] の観測結果によれば, ヘイズ発生時以外の 500nm におけるエアロゾルの光学的厚さは, 0.4 以下である。従って, AI>=0.3 の場合, ヘイズタイプのエアロゾル寄与が 50%以上となる。また 2 つ目は, *Hsu et al.* [1999] が述べているように, AI<0.3 の場合, ヘイズに対する AI の感度が低くなる。従って, 実質的に小さなヘイズの検出は, 難しくなるという技術的な問題があることによる。

AI の閾値として 0.3 を採用した場合に予測される誤差の最大値は, 0.8 (MJ/m^2/day) 程度である。これは次の様な理由による。AI の閾値は算出される, ヘイズ発生地域の面積に影響を与える。本研究では AI>=0.3 をヘイズ発生地域としたため, AI の値が 0.3 以下の微弱なヘイズの影響は考慮できない。この影響で, AI が極めて 0.3 に近い場合と AI が 0.3 より若干大きい地域では, 光学的厚さの値に最大 0.3 の違いが生じる。この差は, PAR に換算すると 0.8 (MJ/m^2/day) 程度になる。

なお, 本研究では PAR 計算はすべて 0.1 ° グリッドで行った。

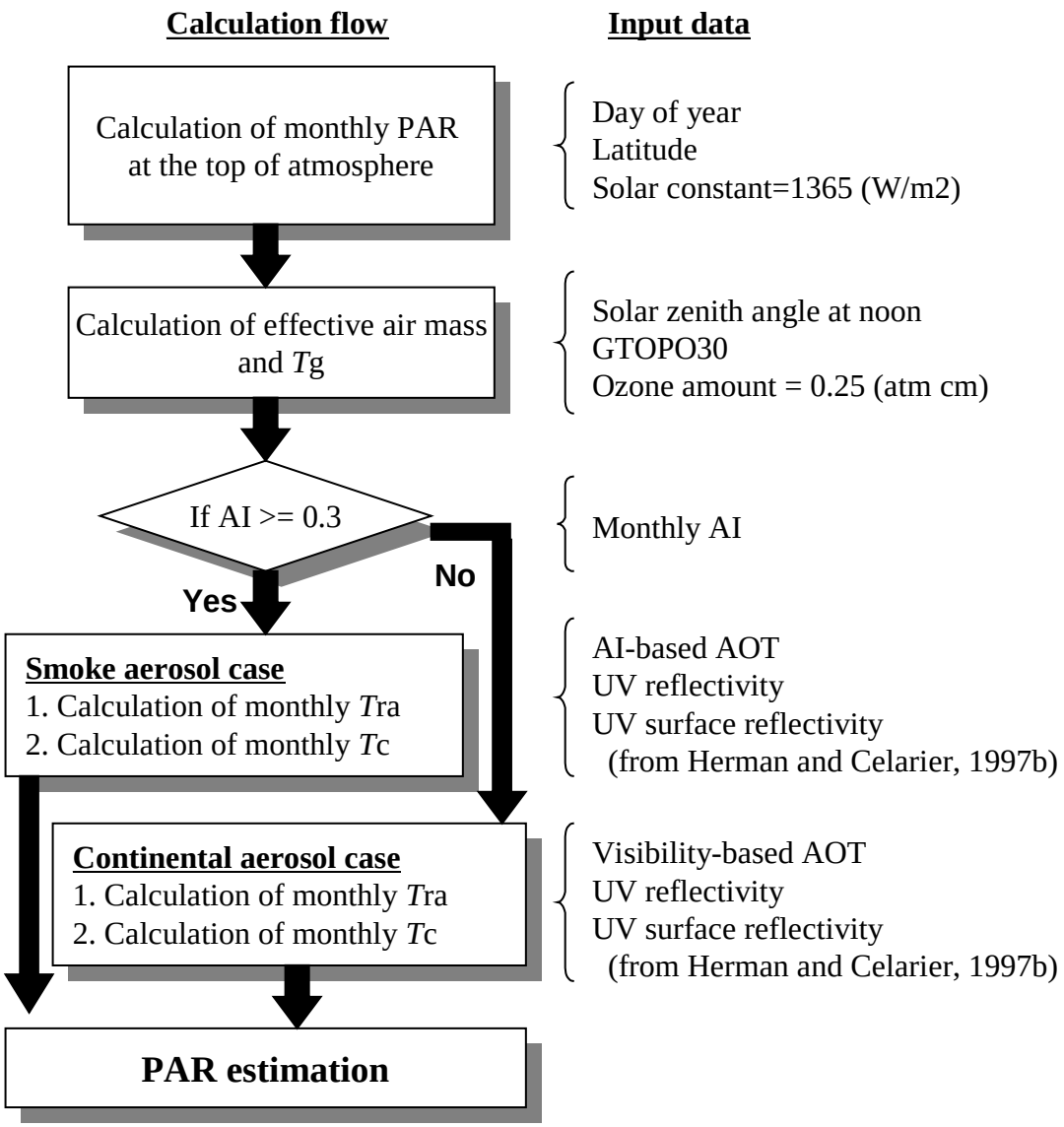


Figure 2.7. Proposed satellite-based PAR estimation flow and input parameters.
All calculation in this flow was performed for pixel-by-pixel.

2.5 大気放射伝達計算及び地上観測による検証

2.5.1 検証データ及び検証方法

提案手法の信頼性を確認する目的で, 大気放射伝達モデル6Sを用いたPARの厳密計算値との比較, さらにマレーシアとタイにおける全天日射観測値との比較を行った。

大気放射伝達計算との比較方法

6S の計算値との比較は, 快晴時における PAR 推定モデルの推定精度を明らかにすることを目的として行った。6S モデルによる計算値は, 日の出から日の入りまで 30 分間隔の太陽天頂角で, 2.5nm 毎の地表面到達太陽放射照度を計算し, それを波長方向･時間方向に積分して得た。これは, 式 (2.1) を日積分した値に対応する。この計算は熱帯域の大気温度･湿度プロファイルの下で様々なエアロゾルの光学的厚さ (ヘイズタイプ：τ_{550}=0.4-6.8, 大陸タイプ：τ_{550}=0.06-0.7), 太陽天頂角 (θ_{noon}=0.0, 22.5, 45.0°) における条件で行った。

地上観測値との比較方法

対象地域では, PAR の直接的な観測値はほとんど存在しない。そこで, 全天日射観測データを用いて比較した。既往研究によると, 全天日射量に対する PAR の割合 (PAR_{ratio}) は 0.47-0.48 である [*Baker and Frouin,* 1987; *Pinker and Laszlo,* 1992; *Frouin and Pinker,* 1995]。また, *Schafer et al.* [2002] は, アマゾンにおいてヘイズ発生時期における PAR_{ratio} を調べた。その結果, ヘイズ発生時には, 光学的厚さが増す (τ_{440}～2.5) に従って 0.40 付近まで減少することを明らかにした。これらの観測結果から, 本研究では PAR_{ratio} を算出する以下の経験式の導入を提案する。

$$PAR_{ratio} = 0.47 - 0.035\,\tau_{550} \quad (2.18)$$

ここで, τ_{550} は式 (2.16) から算出した。式 (2.18) の誤差は, *Schafer et al.* [2002] による観測誤差と τ_{550} の推定誤差を考慮するとヘイズ発生時で±0.02 (=0.26 MJ/m^2/day) 程度であり, ヘイズ発生時以外では±0.01 (=0.18 MJ/m^2/day) 程度である。

本研究ではマレーシアにおける全天日射データとして, マレーシア気象局 (Malaysian Meteorological Service) によって観測された, マレーシア国内計 8 サイトの 1997 年 1 月から 1999 年 12 月までのデータを使用した。タイにおける全天日射データとしては 1998 年 1 月から 1999 年 12 月にかけて, 東京農工大学のグループによって観測されたデータを使用した。これらのサイトデータの中で, タイのデータは一ヶ月に 3 日以上欠測がないサイトを選んで, 検証に利用した。その結果, 利用可能な全データは 475 データであった。Figure 2.8 に各サイトの位置を示す。

これらのサイトにおける観測期間には, インドネシア大規模森林火災の発生時期やインドシナ半島北部のヘイズ発生時期が含まれており, ヘイズ発生時期を含む提案手法の検証を行うことが可能である。

更に本研究では, 既往研究で頻繁に使用される NCEP/NCAR 再解析の日射データ (地表面下向き短波放射, 日平均値 1.88×1.91°) と, Eck and Dye モデル [*Eck and Dye*, 1991] による PAR 推定値も合わせて比較し, それぞれのデータやモデルの特性を把握した。その際, NCEP/NCAR データの日射データは 0.47 を乗じて PAR に変換した。

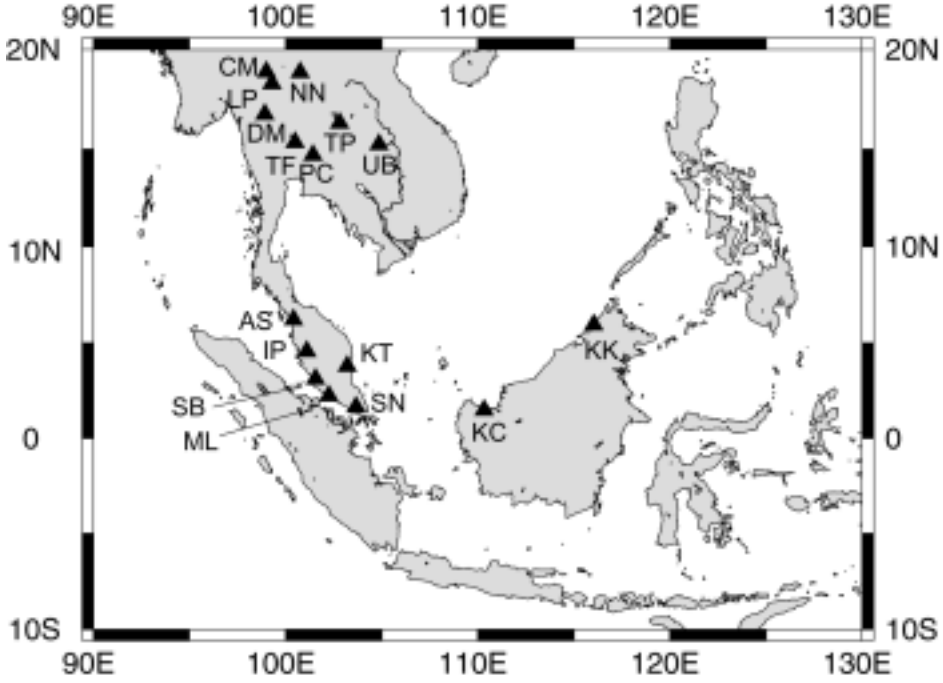


Figure 2.8. The map showing the locations of the ground-based global solar radiation observation sites. (KK: Kota Kinabalu 5.9N 116.05E, KC: Kuching 1.48N 110.33E, ML: Malacca 2.22N 102.25E, SN: Senai 1.63E 103.67E, SB: Subang 3.12N 101.55E, KT: Kuantan 3.78N 103.22E, IP:Ipoh 4.57N 101.10E, AS: Alor Setar 6.20N 100.40E, PC: Pakchong 14.70N 101.42E, UB: Ubonrachatani 15.25N 104.87E, TF: Tak Fa 15.35N 100.50E, TP: Tha Prha , DM: Doi Musoe 16.33N 102.82E, LP: Lampang 18.30N 99.30E, NN: Nan 18.87N 100.75E, CM: Chaing Mai 18.90N 99.01E.).

2.5.2 大気放射伝達計算値との比較

Figure 2.9 に, 提案モデルによる計算値と, 6S モデルによる厳密計算値との比較結果を示す。提案モデルの PAR 計算値と 6S モデルによる計算値との Root mean squire error (RMSE) は大陸タイプのエアロゾルの場合は 0.22 (MJ/m^2/day), ヘイズタイプのエアロゾルの場合は 0.14 (MJ/m^2/day) であり, 誤差は 2%程度であった。

Figure 2.9 の比較結果を見ると, 6S と提案モデルには若干の系統的な誤差が見られる。この系統的な誤差は, 太陽天頂角 θ_{noon} に依存している。この原因は, 2 つ考えられる。一つ目は, T_{ra} のモデル化 (式 (2.8)) の影響である。式 (2.8) では, PAR は大気中を指数関数的に減衰するとしたが, エアロゾル層内での多重散乱があるため, 厳密には指数関数的にはならない。この影響はエアロゾルの光学的厚さと太陽天頂角の違いに伴う大気路程の変化に依存する。また, もう一つの原因として, 大気の有効路程 (式 (2.7)) の計算誤差がある。この誤差も太陽天頂角に依存し, T_{ra} の計算誤差につながる。

ここでの比較は快晴条件 (T_{c}=1.0) での結果あり, モデルへの入力パラメータ (τ_{360}, τ_{550}) として真値を入力した場合である。雲が存在する場合や入力パラメータの不確実性を含めた検証は, 次項にて実際の観測データで行う。

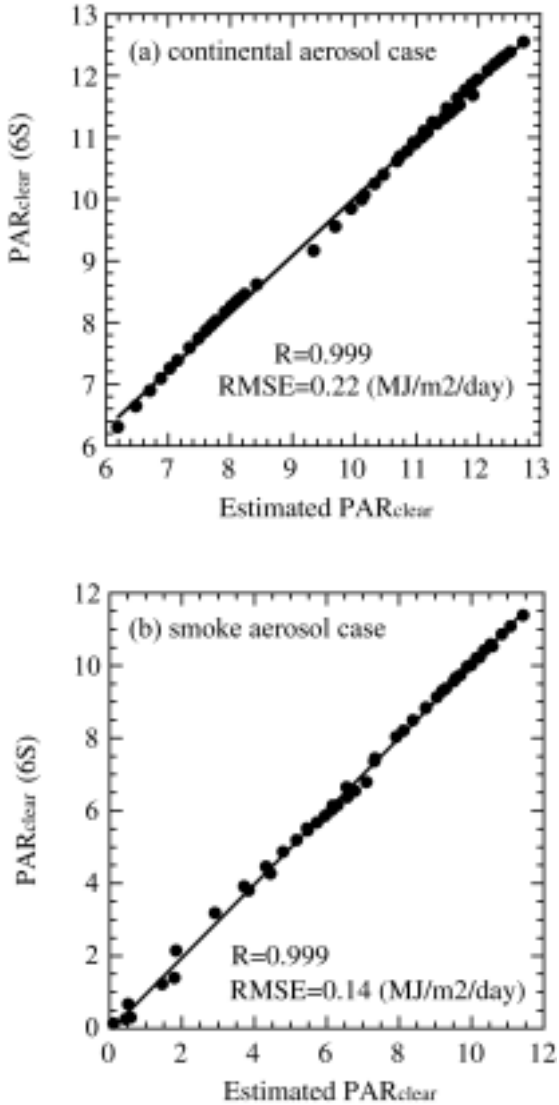


Figure 2.9. Comparison of PAR_{clear} calculated by the present model and the 6S radiative transfer model. The comparison of the present model and 6S-based PAR calculation results was performed at various aerosol and θ_{noon} conditions (0.06-0.7 for Continental type, 0.4-6.8 for Smoke type, θ_{noon} for 0.0, 22.5, 45.0 degree, cloud-free condition). The 6S-based daily PAR was calculated by integrating the instantaneous PAR with half hour interval during the daytime. (a) continental aerosol case, (b) smoke（haze）aerosol case.

2.5.3 地上データとの比較

本項では, まず (1) ヘイズ発生地域･季節を含む全 16 サイトにおける比較結果を総合的に評価した後, (2) 本手法の季節変化の再現性を評価し, (3) さらに, 日々変化するヘイズの発生量とそれに伴うPARの変動が月平均 PARの計算値に及ぼす影響を明らかにし, (4) 最後に本手法の適用限界を論じる。

(1) マレーシア･タイの全データによる評価

Table 2.3 に, マレーシア国内及びタイ国内のすべてのサイトにおける, PAR 推定値と地上観測値との RMSE (MJ/m^2/day) と Average difference (AD) を示す。また, ADとRMSEを年毎にまとめた結果を Table 2.4 に示す。ここで AD は, PAR 推定値と地上観測値との差の年平均値であり, PAR 推定値が地上観測値より高い傾向にある場合に正, 逆の場合負の値を示す。

Table 2.3 及び Table 2.4 を見ると, 各サイト及び年によって若干の違いがあるものの, 本研究の提案手法による推定値の RMSE は, マレーシアで 0.75 (MJ/m^2/day) 程度, タイで 0.8 (MJ/m^2/day) 程度であり, AD 及び RMS はそれぞれ 2-6%, 10%程度であった。また, Table 2.3 で比較したデータの中で, ヘイズの発生した地域･季節のデータのみの RMSE は, 0.52 (MJ/m^2/day) であり, ヘイズ発生時とそれ以外で誤差に大きな違いは無かった。本手法による推定誤差 (RMS 10%) は, 4 章及び 5 章にて後述する NPP 推定に必要な他のパラメータの精度と比較して十分に小さい。従って, 本研究における NPP 推定に対して許容できる範囲内であると言える。

誤差の原因として, 提案モデルは主に月平均値を扱っており, これより細かい時間スケールでの PAR 変動は無視している。しかし, 実際にはヘイズや雲には日変動があることから, これが一因と考えられる [*Gu et al.*, 2001]。

また, 各地のADの値から, マレーシア, タイそれぞれの国で異なったバイアス誤差の傾向が見られる。マレーシアでは, ほぼすべてのサイトで AD が正の値を取っているのに対し, タイではほぼすべてのサイトで AD は負の値を取っている。この主な原因は, エアロゾルの光学的厚さの推定誤差による影響と考えられる。2.3.2 項で述べたように, 通常時のエアロゾルの光学的厚さは, 各地の気象官署で観測された日平均視程から算出した。視程データは目視観測によるため, 国によって観測指針が若干異なる [*NOAA*, 2002]。実際に, マレーシア国内とタイ国内の気象官署におけるτ_{550} 推定値の年平均値を算出すると, マレーシアで 0.31±0.08, タイで 0.45±0.09 であった。この差は PAR に換算すると約 0.5 (MJ/m^2/day) の差となる。従って, タイ国内において PAR 推定値が地上観測値より低く, マレーシアで高い原因として, エアロゾルの光学的厚さ推定値がタイで高く, マレーシアで低かった可能性があると言える。

Table 2.3 には NCEP/NCAR データと地上観測値との比較結果も示している。NCEP/NCAR

データの場合には, AD=1.0-1.7 （MJ/m^2/day）, RMSE=1.7-2.0 （MJ/m^2/day）であり, 常に PAR を過大推定している。

Figure 2.10 は, 地上観測値と提案手法による推定値の比較結果と, 地上観測値と NCEP/NCAR データの比較結果を示している。提案手法による推定値の場合, 1:1 の直線付近に分布している。従って, PAR の推定結果には, エアロゾルの光学的厚さによって引き起こされる国毎のバイアス誤差が多少あるものの, 全体としては PAR 変化の傾向を推定できていると言える。一方, NCEP/NCAR データの場合は, 多くのデータが過大推定であり, 地上観測値との比較結果 (Figure 2.10 (b)) からは明確な線形関係も見出せない。従って, NCEP/NCAR データは, 全体的に過大推定であるだけでなく, PAR の季節変化も十分捉えられていない可能性がある。

(2) 提案モデルの季節変化の再現性

PAR の季節変化の再現性をより詳しく確認する目的で, マレーシア･クチン (Kuching, KC) とタイ･チェンマイ (Chiang Mai, CM) における PAR の季節変化を, 地上観測値, 本研究の提案手法, NCEP/NCAR データ及び Eck and Dye モデルの 4 つのデータで比較した (Figure 2.11)。クチンは, 1997 年 8-11 月のインドネシア大規模森林火災発生時に風下に位置し, ヘイズの影響を強く受けた。また, チェンマイも毎年春先 （2-4 月） のヘイズによる PAR の減少が見られるため, ヘイズ発生時の PAR 推定精度を含めて評価できる。

Figure 2.11 から, クチン及びチェンマイのどちらのサイトでも, 提案手法による PAR 推定値と地上観測値の季節変化が良く一致していることが確認できる。また, ヘイズ発生時期の変化も的確に捉えている。一方, NCEP/NCAR データの場合には, 季節変化が地上観測値よりも小さい傾向にあり, PAR が減少するヘイズ発生時期には, 逆に PAR を高く推定する傾向がある。*Kalney et al.* [1996] で述べられているように, NCEP/NCAR 再解析による日射計算の際には, 実際の雲量とエアロゾルの観測値を入力値として採用していない。そのため, 日射量は数値予報モデルによって単独で計算された値であり, ヘイズ発生時の PAR 減少を捕らえられていないと推察される。NCEP/NCAR データは, 全球の一貫した長期データが利用できる点で有効なデータセットではあるが, 熱帯域の NPP の変化やその空間分布･年変化の解析をする際には, ヘイズが発生していない条件のみでしか利用することが難しいと言える。

Figure 2.11 には, Eck and Dye モデルによる推定結果も示している。Eck and Dye モデルは, 従来の広域 PAR 推定手法の中でも良好な精度で推定できるとされている [*Dye and Shibasaki,* 1995]。しかし, クチンとチェンマイで地上観測値と比較した結果, ヘイズ発生時期を含めて常に過大推定であった。これは, Eck and Dye モデルではヘイズの影響をパラメータ化していないことと, Eck and Dye モデル内で仮定されている大気の濁度に関するパラメータがエアロゾルの薄い大気の状態を仮定しているためである。

(3) ヘイズによる PAR の日々の変動と月平均値への影響

本手法では月平均のパラメータを利用して PAR を計算している。しかし, タイで春先に発生するヘイズは, 日によって大きく変動し, PAR も日によって大きく変化する。このような場合には, 月単位で推定したPARは, 日単位で推定したPARの月平均値とは必ずしも一致しない可能性がある。そこで, この影響を把握するために, タイ･チェンマイにおいてヘイズの日々の変化が激しかった 1998 年, 1999 年の 3 月における PAR の日々変化と月平均値への影響を検討した。

Figure 2.12 は, 提案手法による PAR 推定値と地上観測値の日々の変化である。日単位の推定値と地上観測値の RMSE は, 1998 年, 1999 年でそれぞれ 0.13 (MJ/m^2/day), 0.22 (MJ/m^2/day) であり, 提案手法による推定値は, 日単位の推定でも地上観測値の変動を良く捕らえている。但し, 1999 年の 82 日目に見られるように, 地上観測値より大幅に高く推定する日も含まれる。本研究では, ヘイズタイプのエアロゾル光学的厚さ推定に TOMS のデータを利用した。この衛星データの観測時刻はほぼ正午であり, 提案手法ではこの観測値を, 一日のエアロゾル光学的厚さの平均値としている。そのため, 正午付近のヘイズの状態が一日のヘイズの平均的な状態と大きく異なる場合には, このような差が生じると考えられる。

Table 2.5 は日平均の PAR を計算し, その平均値として月平均 PAR を算出した場合と, 月平均の入力パラメータを用いて PAR を算出した場合の比較である。1998 年, 1999 年共に前者の方が良好な精度で推定できている。この 2 つの方法によって計算された PAR の差は 6%以内であり, PAR の日々の変動が月平均の PAR へ与える影響は最大で 6%程度と言える。

(4) 提案手法の適用限界

提案手法によって推定された PAR の季節変化は, ヘイズ発生期間を含めて, タイ及びマレーシア国内の地上観測値と良く一致した (RMS 10%)。しかし, 本項では本手法の仮定のすべてを十分に検証できたわけではない。ここでは, 本手法開発の際に行った仮定をまとめ, それらの妥当性と手法の適用限界について述べる。

本手法では, 雲透過率推定式 (式 (2.10)) の開発の際に, 雲とヘイズの相互作用を無視し, ヘイズ層を雲層より低いと仮定した。従って, 提案モデルの適用範囲も, この仮定が成り立つ範囲に限定される。

一般に, 東南アジアをはじめとして, 熱帯で発生する大規模なヘイズは, 雲が少ない乾季に発生する。実際に, アマゾンにおけるヘイズの航空機観測でも, 大規模なヘイズ発生時期には雲量が少ないことが確認されている [*King et al.*, 1998]。従って, 本モデルの仮定は, 例外的な一部を除いて [*Hsu et al.*, 2003], 大部分の熱帯では妥当であると考えられる。

しかし, AI で検出されないような, 小さなヘイズが局地的に発生した場合, AI の空間分解能の粗さと, 小さなヘイズへの感度の限界から, 本モデルでは把握できない。また, 小さなヘイズは,

雲量の多い雨季であっても発生する可能性があり，この場合は雲とヘイズの相互作用は無視できない。これらは，局地的な PAR の日々の変化を考慮する場合には，非常に重要となる。しかし，本研究のように，広範囲な領域における PAR の季節変化や年変化を問題にした場合には，大きな誤差要因とはならないと考えられる。

また，本研究では，ヘイズのみが単独で発生する場合を考えた。実際，現状の東南アジアでは，他の地域のように [*Aoki et al.*, 2003; *Chu et al.*, 2003]，ヘイズ以外の要因が光学的厚さの推定に問題になるレベルで影響を及ぼすことは少ない。しかし，例えばピナツボのような火山噴火が起こった場合には，成層圏エアロゾルが増加することが予想されることから，ヘイズと火山噴火の両方のエアロゾルを考慮することが必要となる可能性もある。

Table 2.3. Comparisons between PAR estimation results and ground-based pyranometer data. The 'Average difference' (MJ/day/m^2) indicates site-averaged difference between estimated PAR and ground data. RMSE (MJ/day/m^2) is a root mean square error. (a) Malaysia in 1997, (b) Malaysia in 1998, (c) Malaysia in 1999.

(a) Malaysia 1997

	Site	KC	KK	AS	IP	SB	KT	ML	SN	**Average**
Average Difference	This study	0.57	1.23	-1.03	-0.18	0.27	0.27	-0.13	0.35	**0.21**
	NCEP/NCAR	3.04	2.01	0.75	0.99	1.45	1.75	1.10	2.09	**1.69**
RMSE	This study	0.69	1.34	1.09	0.35	0.42	0.50	0.42	0.63	**0.75**
	NCEP/NCAR	3.39	2.08	1.15	1.22	1.76	1.99	1.49	2.41	**2.08**

Unit= (MJ/day/m^2)

(b) Malaysia 1998

	Site	KC	KK	AS	IP	SB	KT	ML	SN	**Average**
Average Difference	This study	0.56	1.28	-1.12	0.15	0.18	0.17	-0.19	0.17	**0.16**
	NCEP/NCAR	2.26	2.77	0.58	0.90	0.71	1.25	0.19	1.59	**1.29**
RMSE	This study	0.66	1.36	0.93	0.39	0.44	0.48	0.43	0.41	**0.76**
	NCEP/NCAR	2.58	2.97	0.54	0.94	0.93	1.41	0.66	1.93	**1.73**

Unit= (MJ/day/m^2)

(c) Malaysia 1999

	Site	KC	KK	AS	IP	SB	KT	ML	SN	**Average**
Average Difference	This study	0.50	1.45	-0.72	0.24	0.29	0.30	0.00	0.36	**0.30**
	NCEP/NCAR	1.64	2.66	0.96	1.22	1.12	1.78	0.69	2.06	**1.51**
RMSE	This study	0.60	1.46	0.72	0.41	0.40	0.47	0.40	0.49	**0.74**
	NCEP/NCAR	1.70	2.70	1.06	1.20	1.21	1.89	0.83	2.12	**1.71**

Unit= (MJ/day/m^2)

Table 2.3. (Continued) (d) Thailand in 1998, (e) Thailand in 1999.

(d) Thailand 1998

	Site	DM	CM	TP	UB	LP	PC	NN	TF	**Average**
Average Difference	This study	-0.68	-0.50	-0.11	-0.58	-0.25	-0.53	-0.70	-0.48	**-0.46**
	NCEP/NCAR	1.52	1.30	0.68	0.25	1.55	0.34	1.38	2.48	**1.06**
RMSE	This study	0.81	0.81	0.61	0.63	0.77	0.80	0.88	0.55	**0.75**
	NCEP/NCAR	2.12	2.31	1.73	0.78	2.55	1.06	2.09	2.69	**1.95**

Unit= (MJ/day/m^2)

(e) Thailand 1999

	Site	DM	CM	TP	UB	LP	PC	NN	TF	**Average**
Average Difference	This study	0.53	-0.57	-0.29	-0.65	-0.17	-0.60	0.35	-0.29	**-0.26**
	NCEP/NCAR	2.09	1.24	0.71	0.56	1.67	0.70	2.45	0.83	**1.23**
RMSE	This study	0.81	0.71	0.49	0.79	0.44	0.76	1.49	0.50	**0.81**
	NCEP/NCAR	1.84	1.73	1.19	1.03	1.98	1.03	3.16	1.31	**1.77**

Unit= (MJ/day/m^2)

Table 2.4. Comparisons between PAR estimation results and ground-based pyranometer data. Root mean square error (RMSE) and average difference (Avg. diff.) were calculated using data from all sites in (a) Malaysia and (b) Thailand.

(a) Malaysia

	Avg.diff.	RMSE (MJ/m^2/day)
1997	0.21 (2.7%)	0.75 (9.6%)
1998	0.16 (2.0%)	0.76 (9.3%)
1999	0.30 (3.8%)	0.74 (9.2%)

(b) Thailand

	Avg.diff.	RMSE (MJ/m^2/day)
1998	-0.46 (5.9%)	0.75 (9.5%)
1999	-0.26 (3.5%)	0.81 (10.9%)

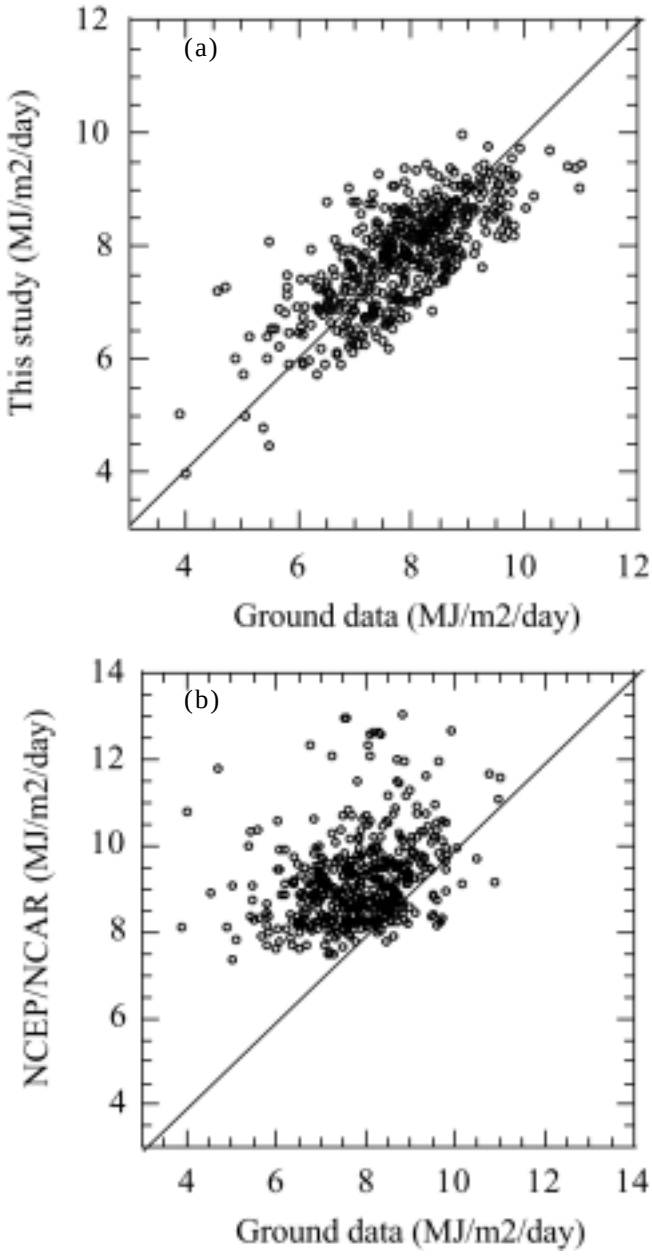


Figure 2.10. Comparison with ground-based pyranometer data. (a) Proposed method vs ground data, (b) NCEP/NCAR data vs ground data. (data number=467)

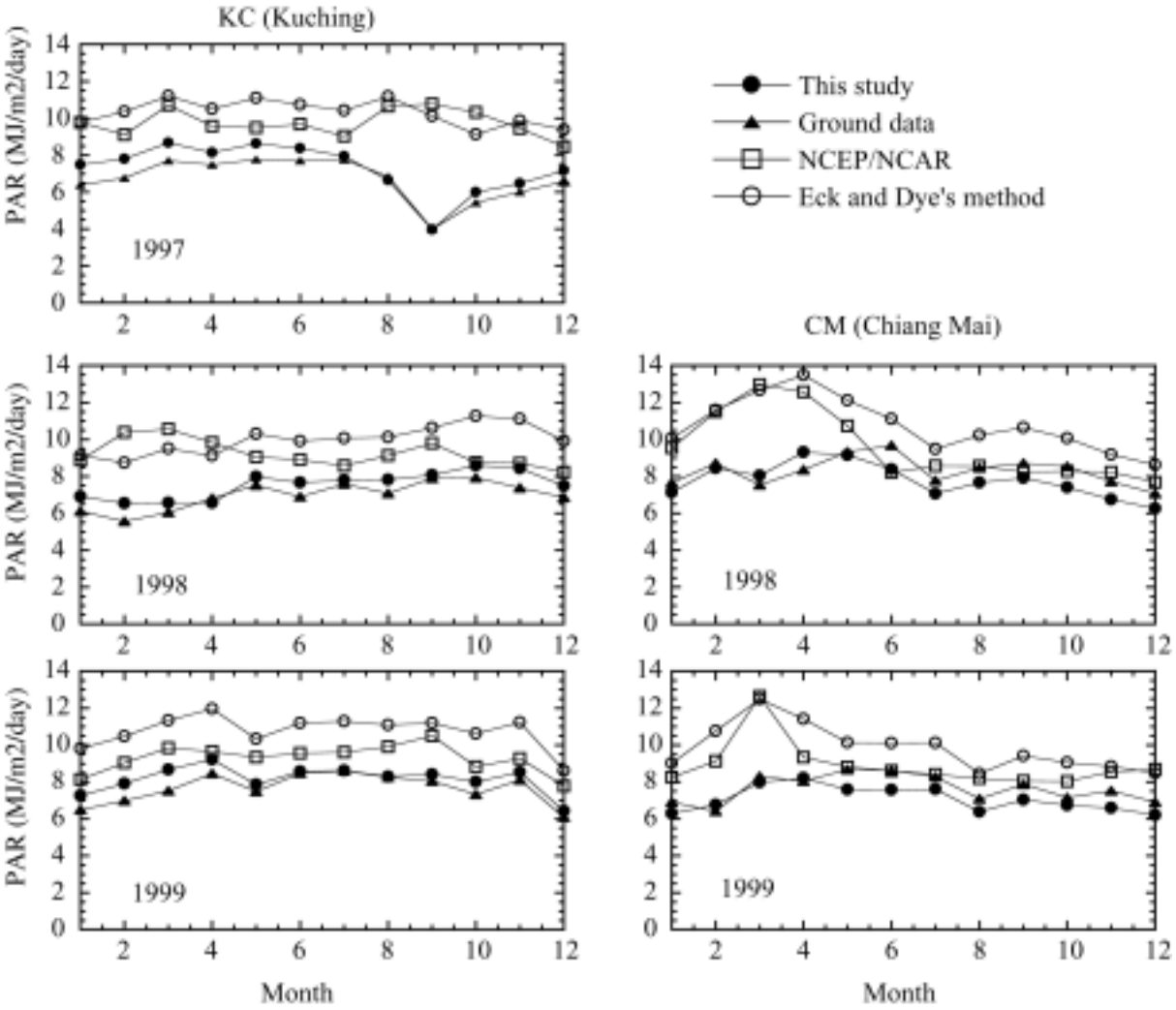


Figure 2.11. Seasonal and interannual PAR variations in Kuching (1.48N, 110.33E) and Chaing Mai (18.90N, 99.01E).

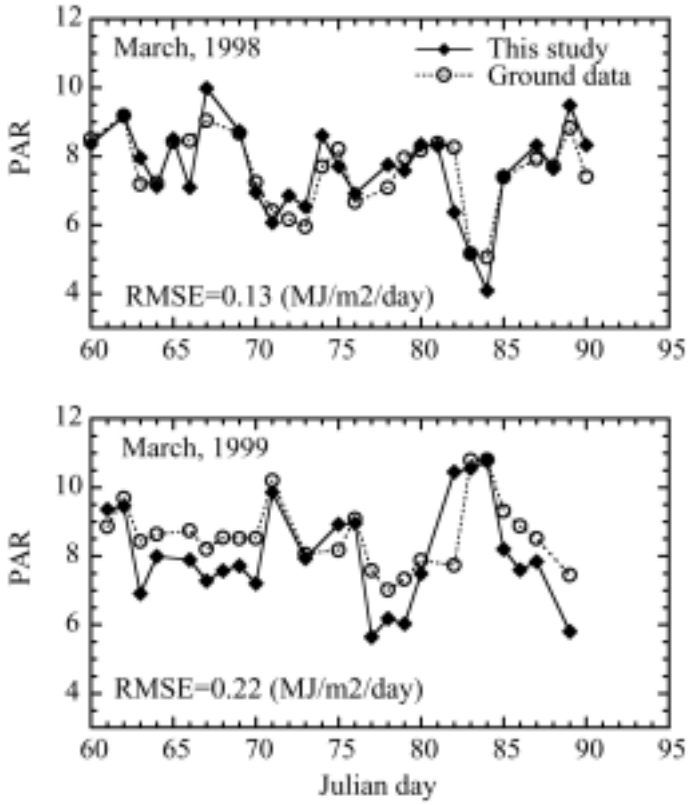


Figure 2.12. Day-to-day PAR variations induced by smoke variations in March 1998 and 1999 in Chiang Mai, Thailand. Closed diamond: this study, Opened circle: ground data.

Table 2.5. Comparisons between *Monthly-based PAR* and *daily-based PAR* in Chiang Mai, Thailand in March.

	Ground data	PAR from monthly data	PAR from daily data
1998	7.54	8.05	7.61
1999	8.31	7.98	8.07

Unit:[MJ/m^2/day]

Monthly-based PAR was calculated using monthly-based aerosol and cloud data and *daily based PAR* was firstly calculated using daily data, and then monthly averaged.

2.6 まとめ

本章では, 2.2-2.4 節にて衛星リモートセンシングによるヘイズの影響を考慮した広域の光合成有効放射 (PAR) 推定手法を提案し, 2.5 節でその手法の検証及び適用限界についての考察を行った。本手法では, 大気の透過率をヘイズの影響を 550nm の単波長の光学的厚さで代表し, 波長方向と時間方向の積分計算を排して波長･日平均透過率としてモデル化した。この結果, 簡易な PAR 推定手法を開発することができた。また, 地上観測値との比較の結果, 誤差 10%程度で PAR を推定できることが明らかとなった。従って, 広域かつ長期の PAR の解析を容易に行うことが可能である。

ただし, 以下の点については留意する必要がある。

- 雲透過率項のモデル化の際に, ヘイズ層が雲層より低いとし, ヘイズ層と雲層の相互作用を無視した。これは, 東南アジアのほとんどの地域で成り立つと考えられるが, 北部ベトナムでは雲層よりヘイズ層が高く, またヘイズ層と雲層の相互作用も無視できない可能性がある [*Hsu et al.*, 2003]。
- 本手法は, PAR の季節変化･年々変化を把握することを主目的として開発した。衛星データのサンプリング頻度の限界から, 本手法を適用して推定できる PAR は, 月平均値程度である。

第 3 章

東南アジアの光合成有効放射の広域分布特性とヘイズの影響

3.1 はじめに
3.2 PAR の推定結果
3.3 インドネシア大規模森林火災時におけるヘイズの影響
3.4 PAR 季節変化に対するヘイズと雲量変化の寄与
3.5 まとめ

3.1 はじめに

東南アジアを含む熱帯域での PAR 変化は, 太陽高度の変化による太陽光の単位面積の地表面への入射量の変化, 雲量の変化に伴う雲透過率の変化の他に, ヘイズを含むエアロゾルの光学的厚さの変化による。特に, 第 1 章で述べたように森林火災や野焼きによるヘイズの発生は, PAR を著しく減少させる。

このようなヘイズの発生に伴う PAR の減少は, 複数の地域で地上観測によって確認されている [*Tang et al.*, 1996; *Davis and Unam*, 1999; *Toma et al.*, 2000; *Ishida et al.*, 2000]。*Davis and Unam* [1999] は, マレーシア･クチンにおいて 1997 年 9 月 22 日～27 日にかけて PAR の測定を行った。その結果, この時期に PAR が快晴時に比較して 45-92%減少していた。また, *Toma et al.* [2000] は, インドネシア･東カリマンタンのブキット･スハルトにおいて, 1998 年の森林火災によるヘイズ発生時の PAR の観測を行い, 晴天時に比較して PAR が著しく減少していることを確認している。

ヘイズによる PAR の減少は広域に渡り, しかもその分布はヘイズの光学的厚さの分布に強く依存する。第 1 章にて述べたように, 地上における PAR の観測では, 東南アジア全域を把握することは難しく, また観測期間も限られている。 また, *Nichol et al.* [1997] や *Radojevic* [2003] が見積もった, ヘイズによって PAR (もしくは日射) の減少の影響を受けた地域の分布図は (Figure 1.3), 定性的なものであり, どの地域で, どの程度 PAR が減少していたかについては明らかではない。しかし, 東南アジア全域の NPP を見積もるためには, ヘイズの発生が PAR に与えた影響を定量的に把握する必要がある。

そこで, 本章では, 第 2 章で開発した PAR の広域推定手法を, 東南アジア全域 (20N-10N, 90E-120E) に適用し, PAR の分布とヘイズの影響を把握する。

3.2 PAR の推定結果

Figure 3.1-Figure 3.3 に, 1997 年 1 月から 1999 年 12 月までの東南アジアにおける月平均 PAR (MJ/m^2/day) の分布図を示す。2000-2002 年までの PAR の分布図については, Appendix 1 の Figure A-1, A-2, A-3 を参照されたい。

(1) インドネシア･マレーシアにおける推定結果

マレー半島南部, スマトラ島, カリマンタン島は, 弱い乾季が存在するものの年間を通して雨量（=雲量）が多く, また赤道付近の為, 太陽の南中高度の変化も小さい。従って, Figure 3.1 〜Figure 3.3 のように, PAR の季節変化は小さい。

但し, ヘイズの発生した 1997 年 8〜11 月と 1998 年 2〜4 月には, カリマンタン島の南部とスマトラ島で PAR の減少が見られる。また, カリマンタン島の北部マレーシアのサバ州では, 他の地域と比較して PAR が大きい傾向がある (PAR=9-10 (MJ/m^2/day))。カリマンタン島は, インドネシア領とマレーシア領の境に標高 2000m 級のイラン山脈 (Peg. Iran) が連なっている (標高データは Figure 1.1 参照)。この山脈を境にして, カリマンタン島の北部マレーシア･サバ州側の年平均降雨量が 2000mm 以下であるのに対して, カリマンタン島の南部では 2000mm 以上の雨量がある [*江口*, 1983]。従って, 雲量もマレーシア側の方が小さく, その為この地域の PAR が高くなっていると考えられる。

(2) インドシナ半島における推定結果

インドシナ半島では, 乾季にあたる 1-5 月には, PAR が 7-11 (MJ/m^2/day) の大きさで分布しており, 太陽の南中高度が最も高くなる乾季の終わりの 4-5 月に最も PAR が大きくなっている。また, インドシナ半島の 3 月の PAR は, どの年も北部で低く (PAR~7 (MJ/m^2/day)), 南部で高い傾向がある (PAR~10 (MJ/m^2/day))。これは, この時期に北部で発生するヘイズの光学的厚さの違いによる。

また, 雨季にあたる 6-12 月の PAR は, その年の雲量変化の影響を強く受けている。1997-1999 年の図を見ると, 1998 年の 7 月, 8 月を除いてこの地域の PAR は, ほぼ一定で 7 (MJ/m^2/day) 程度である。

1998 年 7 月, 8 月は他の年に比較して高い傾向にあった。特に, PAR の高い地域は, チャオプラヤ川 (Chao Phraya) 流域, メコン川 (Mekong) 流域, コラート高原 (Khorat Phateau), 及びベトナム等標高の低い海岸よりに集中している。これは, Figure 3.4 のウボンチャラタニ (Ubonrachatani) における日射データかわかるように, 1998 年 7 月, 8 月は雨季であるにも関わらず雨が比較的少なく日射が多かったことによる

次節では, 1997 年, 1998 年, 及び 2002 年のインドネシア森林火災発生時の PAR の減少量とその空間分布について, さらに詳しく考察する。

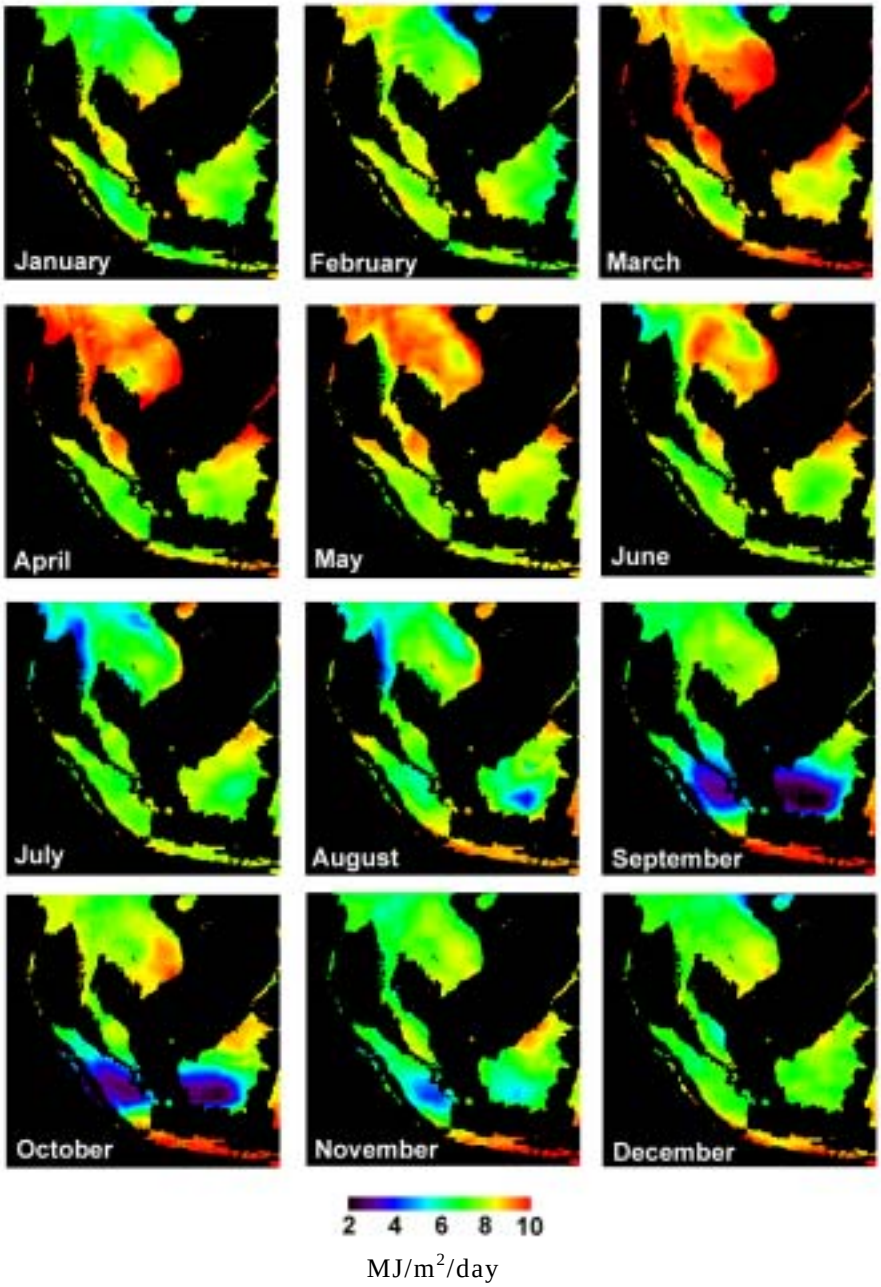
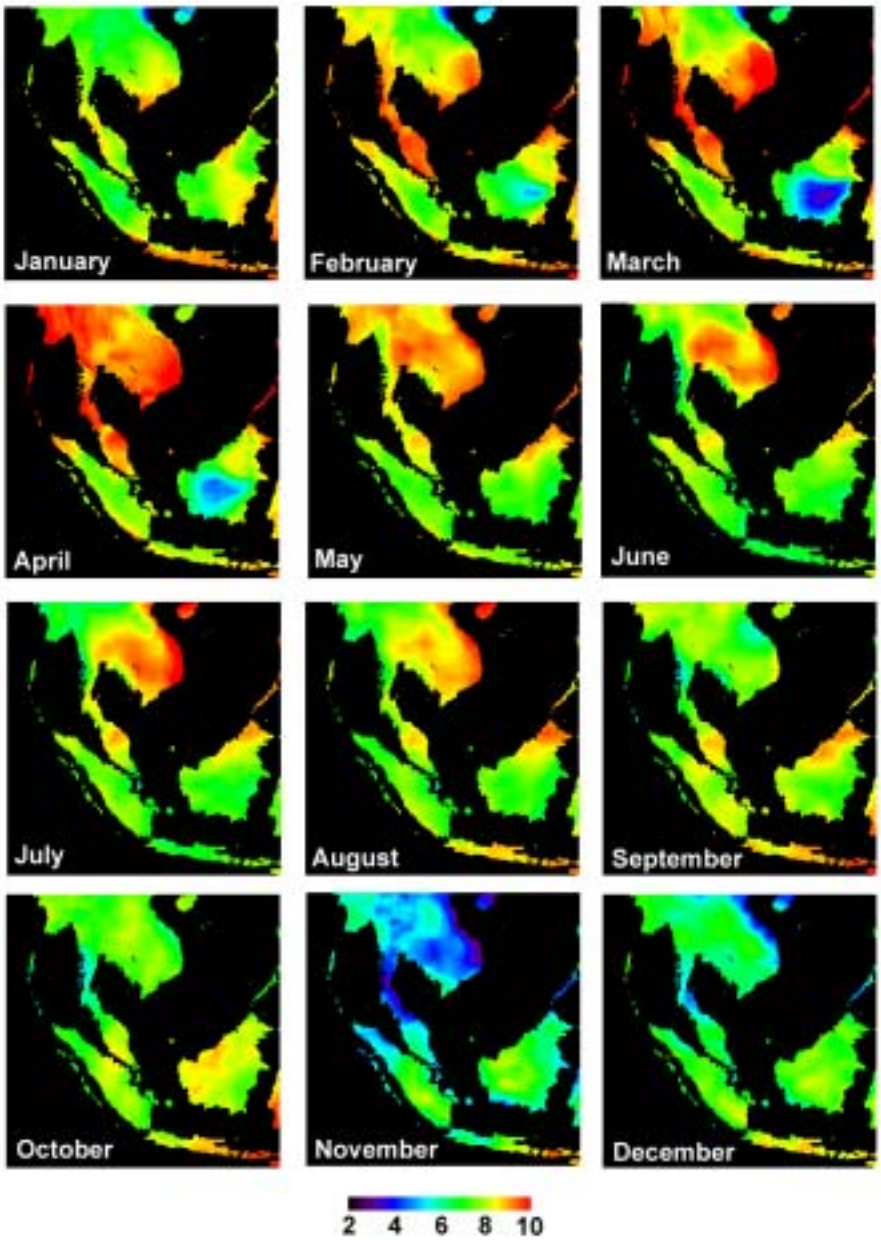


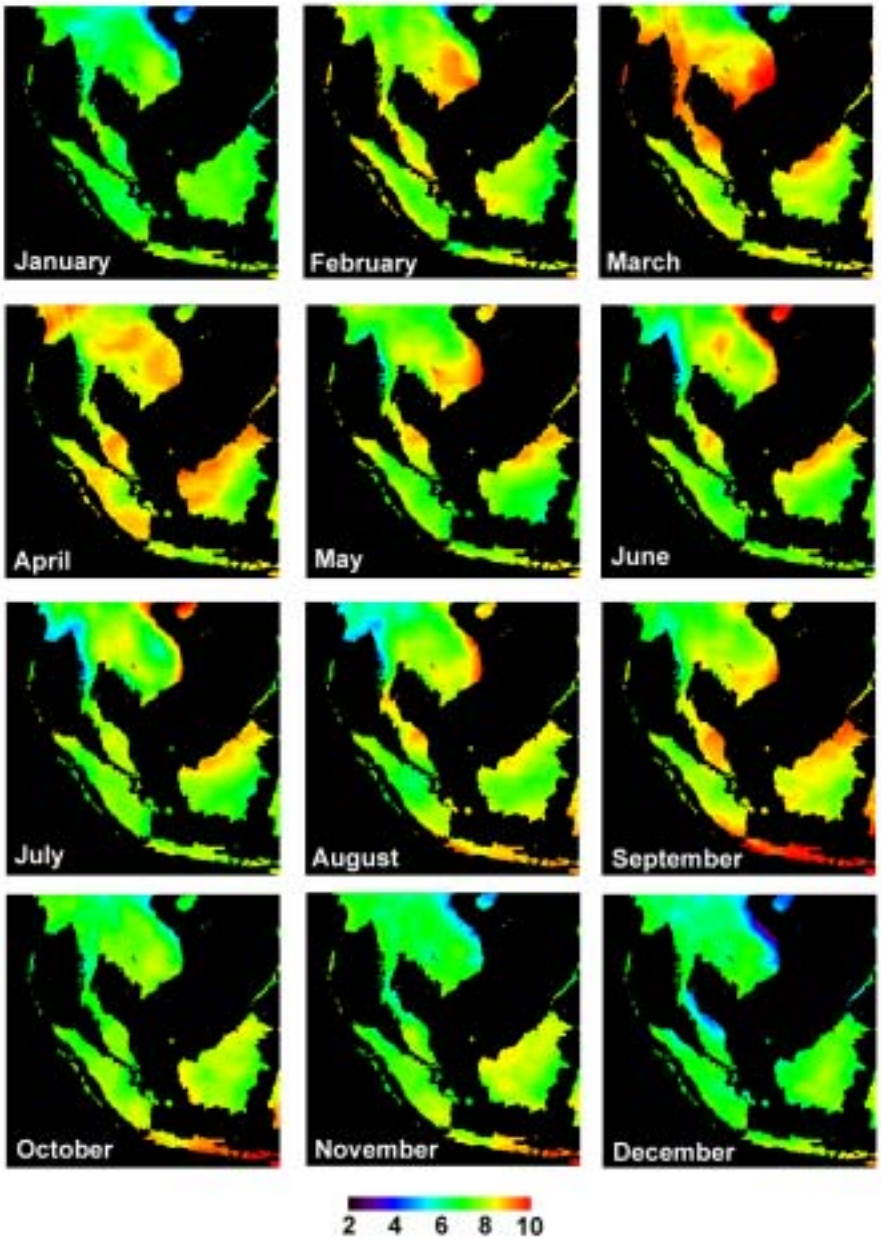
Figure 3.1. Seasonal PAR variations in 1997 in Southeast Asia.

.



MJ/m^2/day

Figure 3.2. Seasonal PAR variations in 1998 in Southeast Asia.



MJ/m^2/day

Figure 3.3. Seasonal PAR variations in 1999 in Southeast Asia.

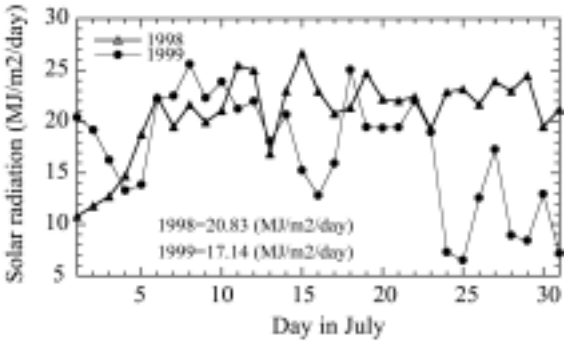


Figure 3.4. Day-to-day variations in total solar radiation in Ubonrachatani, Thailand (15.25N, 104.86E). (Data sources: Aoki, Komori, and Boonyawat, personal communication)

3.3 インドネシア大規模森林火災時におけるヘイズの影響

本節では, ヘイズ発生時の PAR の減少量を見積もる。また, PAR が減少した地域の空間分布を評価し, 既往研究や他地域のヘイズの影響と比較する。

3.3.1 ヘイズ発生時の PAR の減少量

Figure 3.1, Figure 3.2 の PAR 分布を見ると, 1997 年 8-11 月にかけてカリマンタン島, スマトラ島及びマレー半島南部でヘイズによって PAR が減少しており, 1998 年 2-4 月にはカリマンタン島でヘイズによって PAR が減少している。

Table 3.1 は, 通常時の PAR を 7-8 (MJ/m^2/day) とした場合の, 1997 年 9 月, 1998 年 3 月, 2002 年 9 月における, カリマンタン島中部の PAR の減少量と減少率 (%) である。これより, 1997 年 9 月が 42-75%と減少率が大きいことがわかる。第 2 章の 2.3 節の式 (2.16) で推定した, この時期のエアロゾルの光学的厚さ (τ_{550}) の分布を見ると（Figure 3.4）, 森林火災発生時には, カリマンタン島南部でそれぞれτ_{550}が最大で 4.0 に達しており (通常時は 0.3-0.4 程度), 1998 年 3 月の 3.0, 2002 年 9 月の 2.5 に比較して, ヘイズの影響が最も強かったと言える。

Table 3.1. PAR reduction rate in Central Kalimantan

	An amount of PAR reduction (MJ/m^2/day)	PAR reduction rate (%)
September, 1997	3-6	42-75
March, 1998	2-4	29-50
September, 2000	1-3	14-38

3.3.2 PAR が減少した地域の空間分布

(1) <u>空間分布</u>

PAR の減少の激しい地域と, ヘイズの発生源である森林火災発生地域との関係を把握するために, 1997 年 9 月における当該地域の風向を Figure 3.5 に示した。なお, 風向データは NCEP/NCAR 再解析データの 850 (hPa) 面の月平均値を使用した。（これは, ヘイズ層の中心が 1-2km の高度に存在することによる [*von Hoyningen-Huene et al.*, 1999; *Koe et al.*, 2001]。） また, Figure 3.5 には Forest Fire Prevention Management Project 2 [http://ffpmp2.hp.infoseek.co.jp/, *JICA*, 2001] による, 衛星データからの森林火災発生地点の検出結果を示した。

この分布を見ると, 森林火災の地点はスマトラ島南部とカリマンタン島南部に集中している。

一方, この時期は, 南東風が卓越しており風下で特に PAR の減少が激しい。このように, 森林火災の風下の地域では, 森林火災の発生地点と同様に PAR の減少が激しくなっている事がわかる。なお, カリマンタン島の北部ではヘイズの影響をほとんど受けていない。カリマンタン島北部と南部の間には標高 2000m 以上のイラン山脈 (Peg. Iran) が連なっており, 対流圏の下層の 1-2km 付近に滞留しているヘイズの多くは, この山脈を越えられないため, 北部ではヘイズの影響が極めて小さいからである。

(2) PAR の減少した領域の面積

Figure 3.6 は, ヘイズの激しかったカリマンタン島及びスマトラ島において, ヘイズの発生により, 1997 年, 1998 年, 及び 2002 年において PAR が 20%及び 50%以上減少した地域の面積を示している。ここで, 20%, 50%減少した地域の面積は, ヘイズが発生していない時期の PAR の平均値 (7.5 (MJ/m^2/day)) に対する減少量である。

カリマンタン島では, 検討したすべての年で PAR が大幅に減少している地域 (20%以上) が存在していたものの, スマトラ島では 1997 年だけであった。インドネシアとマレーシアにおける PAR 減少地域の面積の合計は, 大きい順に 1997 年, 1998 年, 2002 年であった。また, 一番 PAR の減少の激しい 1997 年 9 月における, 20%以上の減少面積は, 8.8×10^5 (km^2)であったが, これはカリマンタン島とスマトラ島の全域 (11.75×10^5 km^2) の 64%である。

(3) *Nichol* [1997], *Radjevic* [2003]と本研究の見積もりの比較

Nichol [1997] は, 報道資料や衛星データの目視判読で, 1994 年にヘイズの影響を受けた地域の面積を約 1.5×10^5 (km^2) と見積もっている (Figure 1.3 左図参照)。同様に, *Radojevic* [2003] もヘイズの影響を受けた地域を見積もっている (Figure 1.3 右図参照)。

Table 3.2 に, 本研究, *Nichol* [1997], *Radojevic* [2003] が見積もったヘイズ発生地域の面積を示す。なお, *Radojevic* [2003] はヘイズ発生地域の面積については算出していないが, Figure 1.3 右図から本研究で見積もった。

この表を見ると, *Radojevic* [2003] が見積もった 1997 年と 1998 年のヘイズの影響を受けた面積は, 本研究の PAR が 20%以上減少した領域の面積と比較して 2 倍近く大きかった。*Nichol* [1997] や *Radojevic* [2003] が見積もったヘイズの影響を受けた地域は, 定性的な資料に基づいて作成されている。しかし, ヘイズによる PAR の減少が, 植物の NPP の減少に寄与するためには, 長期に渡って継続的にヘイズが発生しているかどうかが重要である。これらの比較から, ヘイズの影響を受けたすべての地域で必ずしも PAR が減少しているわけではないと言える。実際に PAR の大幅な減少が認められた地域は, 既往研究で見積もられたヘイズの影響を受けた地域の面積よりかなり小さい。

Table 3.2. Comparison of the haze-affected PAR reduction areas.

	This study	*Nichol* [1997]	*Radojevic* [2003]
1994	-	15×10^5 (km^2)	15×10^5 (km^2)
1997	8.8×10^5 (km^2)	-	17×10^5 (km^2)
1998	3.3×10^5 (km^2)	-	5×10^5 (km^2)
2002	1.1×10^5 (km^2)	-	-

以上の議論をもとに, PAR の減少が見られた地域を見積もった結果が Figure 3.7 である。本研究の解析結果から, 1997 年の場合, 森林火災発生地域の風上に位置するジャワ島と, 標高の高い山脈に遮られているマレーシア･サバ州 (Sabah) では, PAR に対するヘイズの寄与は小さかったと考えられる。

3.3.3 アマゾンにおけるヘイズの影響との比較

ヘイズの発生やその PAR への影響は, 東南アジアだけの問題ではなく, アマゾンやアフリカの熱帯林でも報告されている。アマゾンでは, 1995 年 8-9 月にかけて, 大規模なヘイズと太陽放射の相互作用研究 (Smoke, Clouds, and Radiation-Brazil, SCAR-B) が行われている [*Kaufman et al.*, 1998]。この一環として, *Eck et al.* [1998] は, アマゾンの 7 箇所で PAR を地上観測しており, 地域によっては, 1995 年 8-9 月の PAR はヘイズによって 20-45%減少したと報告している。アマゾンでは, PAR の減少面積に関する既往研究は存在しないが, ヘイズの影響を受けて光学的厚さが増加した地域の面積に関する研究例がある [*Gleason et al.*, 1998]。

Figure 3.8 は, *Gleason et al.* [1998] によって衛星データから推定された, 380nm の光学的厚さ (τ_{380}) が 2.0 以上に達した地域の面積である。図には 1979 年から 1992 年までの結果を示しているが, 東南アジアと同じくヘイズの影響を受けた面積は, 年によって大きく異なり, 最大値は 11.5×10^5 (km^2) である。また 2-3 年毎に 6×10^5 (km^2) 以上の広域に影響を与えている。

ここで, オングストローム指数が東南アジアと等しい 1.0 であると仮定して, τ_{380} を 550nm の光学的厚さ (τ_{550}) に変換すると 1.38 となる。この時の東南アジアにおける PAR の減少量を, 本研究で推定した PAR データから見積もった結果, 20-22%であった。従って, Figure 3.8 の面積は, PAR に換算すると Figure 3.6 の PAR が 20%減少した場合とほぼ同等であると考えられる。Figure 3.6 と Figure 3.8 の面積を比較すると, 東南アジアの 1997 年における PAR が 20%減少した地域は, アマゾン地域で数年おきに発生する大規模なヘイズの影響範囲に匹敵すると言える。

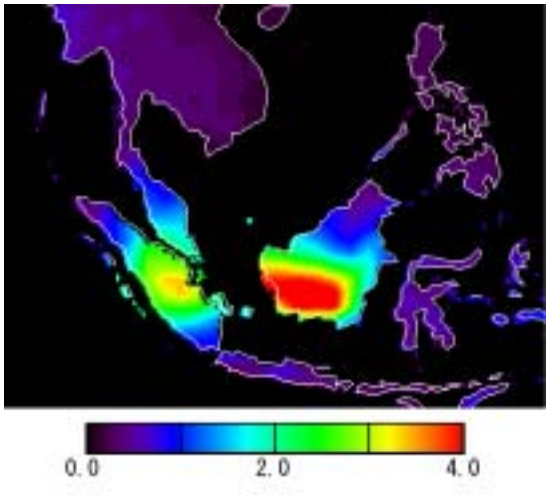


Figure 3.4. Monthly mean aerosol optical thickness at 550nm (τ_{550}) in September 1997.

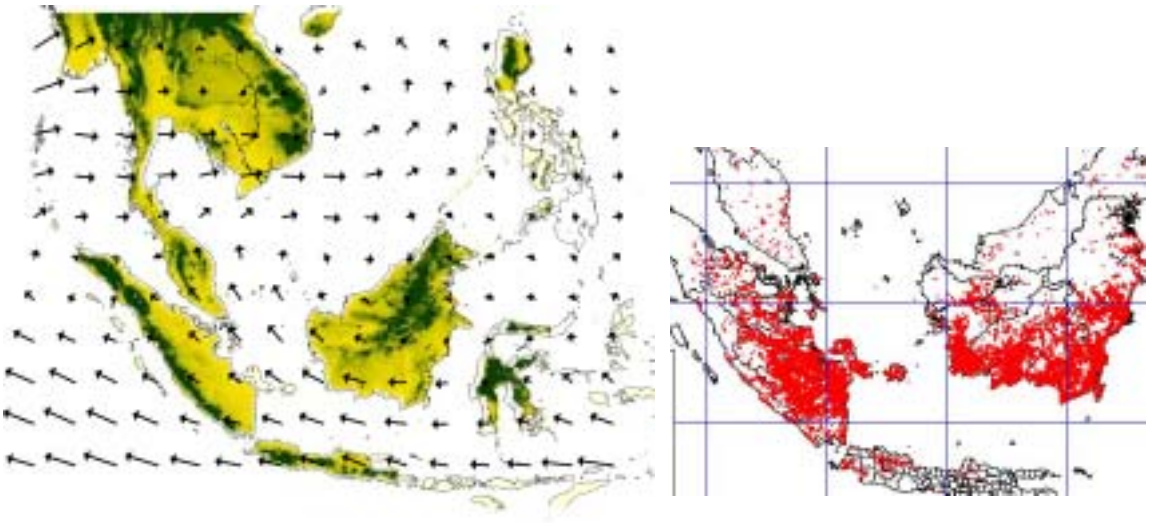


Figure 3.5. Average wind directions at 850 (hPa) by NCEP/NCAR reanalysis (left image) and forest fire hot spots (right image) in September 1997. Hot spot data were acquired from JICA Forest Fire Prevention Managements Project 2 [http://ffpmp2.hp.infoseek.co.jp/]

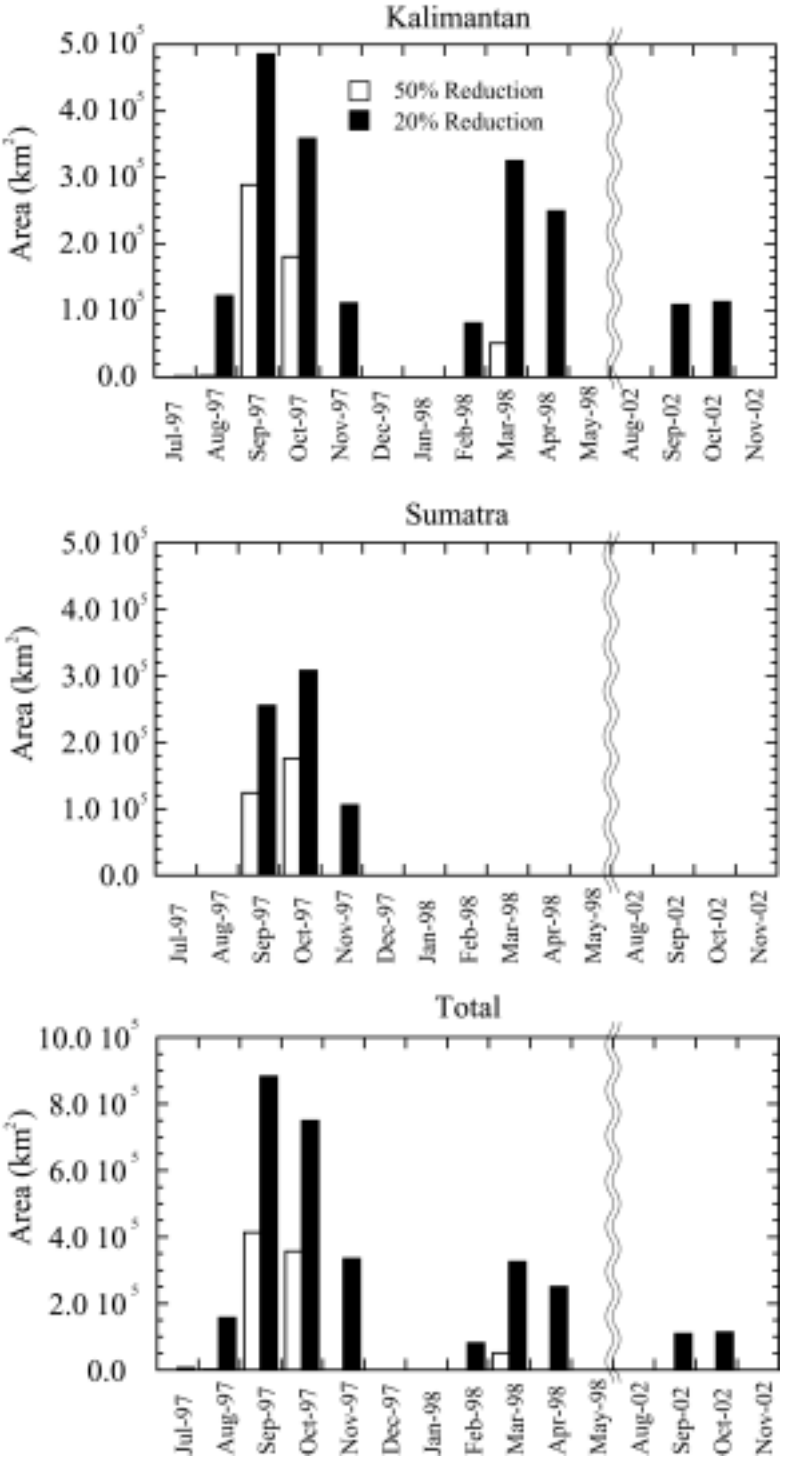


Figure 3.6. Monthly mean PAR reduction area in 1997, 1998, 2002. (a) Kalimantan (b) Sumatra (c) total area (including Malay Peninsula).

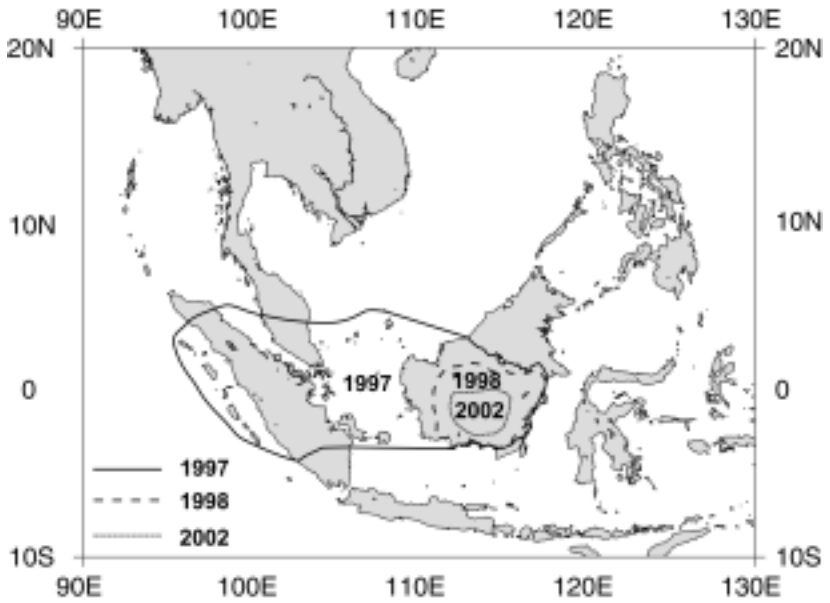


Figure 3.7. Haze-affected areas estimated by the current PAR estimates in 1997, 1998, and 2002. Haze-affected areas were defined that reduction of monthly mean PAR was over 20% compared with non-hazy month.

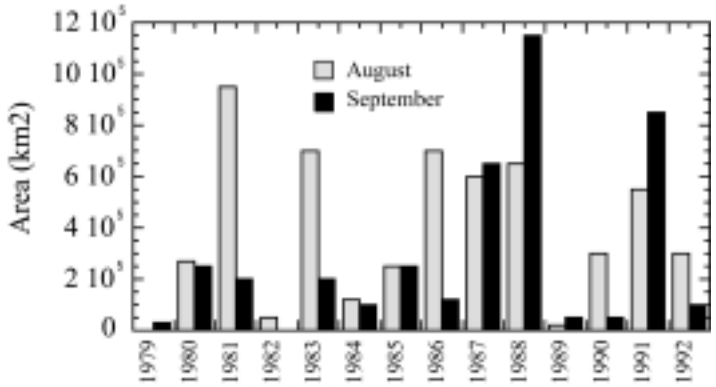


Figure 3.8. Monthly mean area for τ_{380} larger than 2.0 from 1979 to 1992.
(The figure was redrawn from *Gleason et al.* [1998])

3.4 PAR 季節変化に対するヘイズと雲量変化の寄与

3.2 節と 3.3 節で議論したように，ヘイズの発生は東南アジアの PAR に対して重大な影響を与える。しかし，PAR はヘイズだけでなく，雲量変化の影響も受ける。特に，東南アジアでは，エルニーニョとラニーニャの時期で，雲量の変化も大きく，PAR の変化に寄与している可能性がある。本節では，インドシナ半島とマレーシア･インドネシアの各地における 1997-2002 年における PAR の季節変化･年変化に対して，ヘイズと雲量のそれぞれが，どの程度寄与しているかについて考察する。

インドネシアにおけるカリマンタン島中部 (1S 113E)，カリマンタン島東部 (0，116E)，スマトラ島中部 (1S，103E) とタイにおけるチェンマイ（18N，98E），チャオプラヤ川中流域（16N，100E）の 2×2°領域内の PAR を計算した。また太陽天頂角の影響，ヘイズの影響，雲量の PAR に対する寄与は，PAR 推定手法で計算した大気上端 PAR（PAR_{TOA}），エアロゾルの光学的厚さ (τ_{550})，雲透過率 （T_c） を用いて調べた。

Figure3.9, Figure 3.10, Figure 3.11 にそれぞれ，5 つのサイトにおける 1997 年 1 月から 2002 年 12 月までの PAR の変化を示す。これらの図では T_c が小さくなる程，またτ_{550}が大きくなる程，PAR が減少することを示している。

3.4.1 インドネシアにおける PAR の変化

インドネシアの 3 地域では，ヘイズ発生時期以外は PAR の季節変化及び年変化はほとんど無く，カリマンタン島中部で 7.4 (MJ/m2/day)，カリマンタン島東部で 7.3 (MJ/m2/day)， スマトラ島中部で 6.3 (MJ/m2/day) とほぼ一定値であった。インドネシアでは，多くの地域で 6-9 月に弱い乾季があり [*江口*, 1983; *Hamada et al.*, 2002]，実際にカリマンタン島東部やスマトラ島では，これに対応した T_c の季節変化が最大/最小の差で 0.1 程度あった。しかし，T_c の季節変化と PAR_{TOA} には負の相関があり，PAR の入射量が増加したときに雲量も増加する。そのため，T_c と PAR_{TOA} の PAR に対する効果が相殺し合い，最終的に PAR の変化がほとんど無くなっている。

従って，インドネシアにおける PAR の変化は，主としてヘイズの影響と言える。

3.4.2 インドシナ半島における PAR の変化

タイの 2 地域では，PAR の季節変化は，T_c とτ_{550}の両方の影響を受けている。T_c は，乾季の終盤の 3-5 月に 0.9-1.0 近くまで増加し，雨季にはチェンマイで 0.5-0.6 程度，チャオプラヤ川中流域で 0.6-0.7 程度まで落ち込んでいる。また，τ_{550} は乾季の終盤に 0.7-1.1 程度まで上昇する他は，ほぼ 0.4 で一定値である。

但し，T_c の季節変化は年によって異なっている。これは，雨季の開始期が年によって異なるこ

とや，エルニーニョ年とラニーニャ年での雲量の違いの影響であると考えられる。

一方τ_{550}の変化は，山岳部のチェンマイではほぼ毎年春に，最大値が 1.0 程度になるようなサイクルを持つのに対して，チャオプラヤ川流域では年によって最大値が 0.7-1.1 と大きな変化があった。チェンマイでτ_{550}の年々変化が小さい理由として，この地域のヘイズは人為的な野焼きが主であることから [*海田*, 1996]，ヘイズの発生量の年々変化が小さいことによると考えられる。しかし，チャオプラヤ川中流域では，野焼きのほかに森林火災の影響も強く反映している。*Giri and Shrestha* [2000] によると，チャオプラヤ中流域の西に位置する Huay Kha Khaeng Wildfire Sanctuary (15N, 99E-15.8N-99.47E) 付近では春先に森林火災が発生するが，その発生量は年によって異なる。また，1998 年には特に大規模な森林火災が発生したと述べている。実際に，Figure 3.11 を見ると，1998 年にτ_{550}が上昇しており，これは森林火災の影響であると言える。

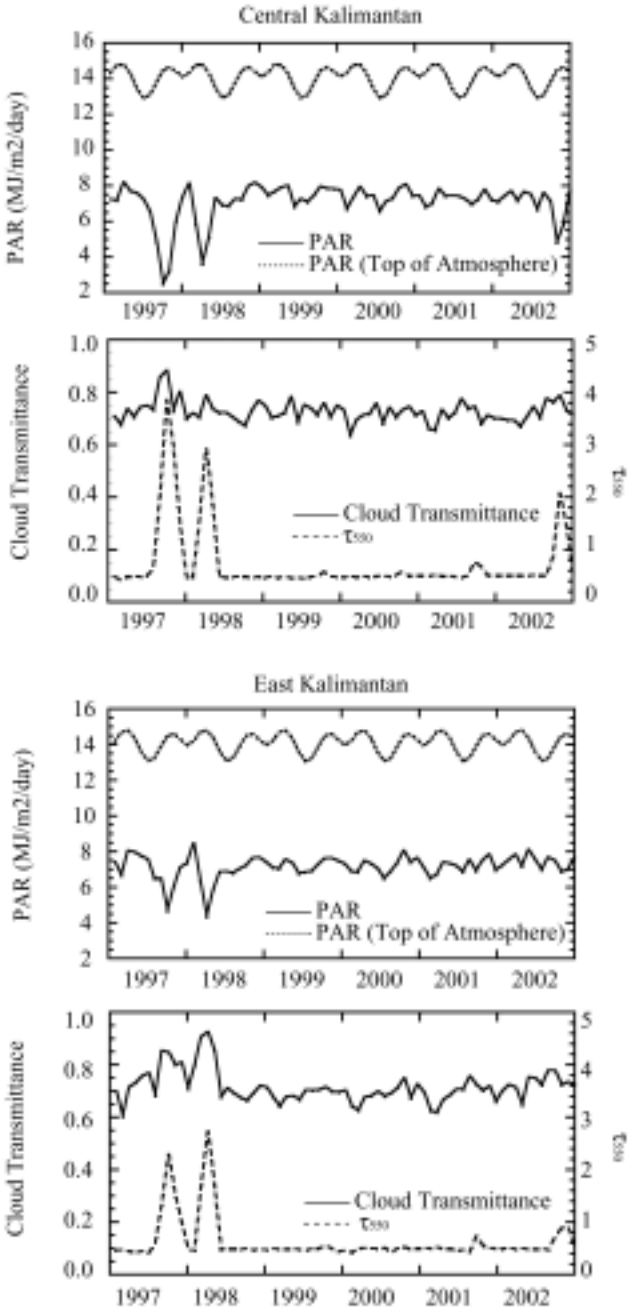


Figure 3.9. PAR, Cloud transmittance, and τ_{550} variations from 1997-2002 in Central Kalimantan (1S, 113E) and East Kalimantan (0S, 116E).

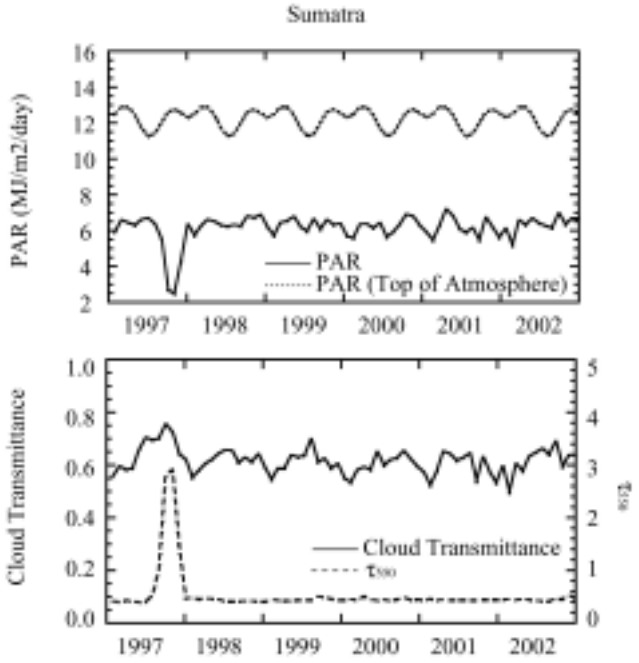


Figure 3.10.　PAR, Cloud transmittance, and τ_{550} variations from 1997-2002 in Sumatra (1S, 103E).

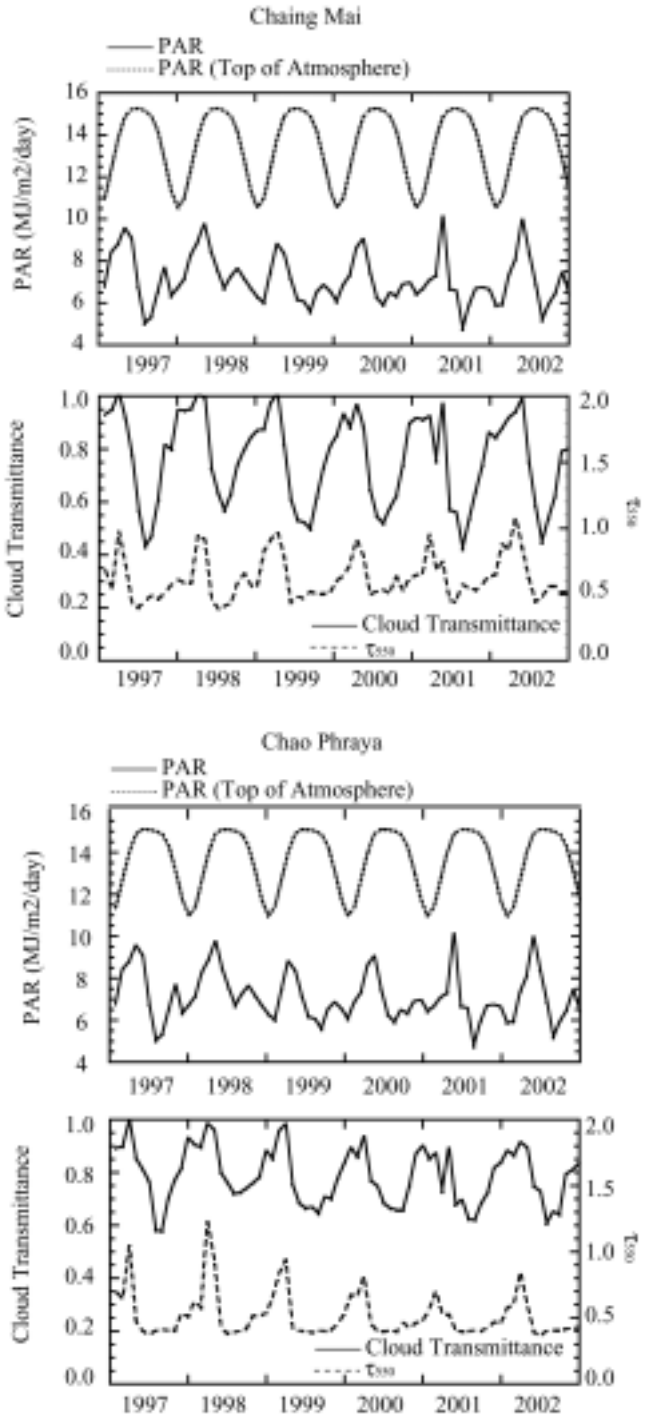


Figure 3.11. PAR, Cloud transmittance, and τ_{550} variations from 1997-2002 in Chaing Mai (18N, 98E) and Chao Phraya (16S, 100E).

3.5 まとめ

本章では, 2 章で記述した広域 PAR 推定手法を用いて 1997-2002 年の東南アジアにおける PAR の分布を推定した。さらに, その分布からヘイズが PAR の減少に与えた影響について考察した。

特に 1997 年, 1998 年 2002 年に発生した, インドネシア大規模森林火災発生時のヘイズの影響について詳細に解析し, これらの年に発生したヘイズの影響で PAR が減少した地域を Figure 3.7 の様に決定した。この結果, 1997 年において数ヶ月間に渡って PAR の減少が見られた地域は, 既往研究で見積もられたヘイズの影響を受けた地域の面積よりかなり小さく, ヘイズに起因する PAR の減少が NPP に影響を与えた可能性の高い地域は, 本研究で評価した PAR の減少した地域に限られると言える。

また, インドネシアやマレーシアでは, 1997-2002 年の PAR の変動はヘイズの発生量でほぼ決まっており, インドシナ半島では, ヘイズと雲量の双方が PAR の変動に対して寄与していることが明らかとなった。

第 4 章

衛星データと生態系モデルによるヘイズ多発地域の葉面積指数の推定とその精度評価

4.1　はじめに
4.2　使用データ
4.3　ヘイズの影響を受けた地域の判別法
4.4　ヘイズの影響を受けた期間の LAI の補間方法
4.5　まとめ

4.1 はじめに

葉面積指数 (Leaf Area Index, LAI) は, 単位地表面当りの葉の総面積で表される植生量に関するパラメータであり, 多くの陸面過程モデルや NPP 推定モデルで重要なインプットパラメータとして採用されている [*Sellars et al.,* 1996; *White et al,* 2000; etc.]。衛星データから LAI を算出する場合, 植生指数 (NDVI, Normalized Difference Vegetation Index)[注 4-1)] が用いられる。

NDVI は, 広域の植生分布を把握するために提案された指標であり, 実際に既往研究でも熱帯域の植生観測で利用されてきた [*Asrar et al.,* 2000; *Kogan et al.,* 2000; *Anyamba et al.,* 2002]。例えば*Asrar et al.* [2000] は, エルニーニョの年に降水量が減少し, 乾燥化の著しかったアマゾン南部の熱帯林における NDVI の減少を観測し, アマゾン南部で植生量が減少していたを明らかにした。また*Kogan* [2000] は, NDVI と地表面輝度温度を組み合わせた Vegetation Condition Index (VCT) を提案し, この指標で El Nino (1997, 1998 年) から La Nina (1999-2000 年) に移行するタイミングにおける全球の植生量の変化検出を試みた。このように NDVI は, 広域植生のモニタリングに有効であり, NDVI の変動は LAI の増減と関係があることから, LAI の広域推定にも用いられている。

衛星観測によって LAI を広域推定する手法は, 今までに複数提案されている [*Myneni et al.,* 1997; *Knyazikhin et al.,* 1999; *石井他.,* 1999]。それらの中で, 大陸スケールの推定に用いられる手法として, *Myneni et al.,* [1997] の手法がある。この手法では, NDVI と LAI の関係を予め放射伝達モデルを用いて植生タイプ毎に決定しておき, その関係を用いて広域の LAI を推定するものである。Figure 4.1 に, *Myneni et al.* [1997] によって得られた NDVI-LAI 関係図を示す。この図のように, LAI を推定するためには, 衛星データから高精度に NDVI を算出する必要がある。

しかし, 東南アジアにおいて NDVI を利用する場合には注意を要する。これは, 衛星観測によって得られる NDVI は, 植生量の変化に伴う反射率の変化の影響だけでなく, 大気状態の変化に伴う反射率の変化の影響を受けるからである。実際に, 東南アジアでは, 森林火災によるヘイズの影響により NDVI も影響を受けている。

この影響を把握するために, *小林他* [2002] は, NOAA/AVHRR の PAL データを利用して (データの詳細については 4.2 節を参照), カリマンタン島の NDVI の季節変化を確認した。Figure 4.2 は, カリマンタン島全島平均の 1997 年と平年値の NDVI の季節変化を計算した結果である。この図に見られるように, 1997 年には森林火災によるヘイズが発生した 8-11 月に

注 4-1) 植生指数は, 衛星観測によって得られた赤領域と近赤外領域の反射率を用いて次の式で算出される。

$$NDVI=(\rho_{NIR}-\rho_R)/(\rho_{NIR}-\rho_R)$$

ここで, ρ_{NIR} は近赤外域の地表面反射率 ρ_R は, 赤領域の地表面反射率である。NDVI は, 植生量が多くなるほど近赤外反射率が高くなり, 逆に赤反射率が低くなる特性を基に開発された指数である。

NDVI が急激に減少しており, 1985-1999 年の NDVI から大きく外れている。これは, 8-11 月に発生したヘイズの影響と考えられる。

以上の議論から, 本研究の目的である NPP 推定に必要な LAI を広域で評価するためには, 衛星観測で得られた NDVI からヘイズの影響を受けた地域のデータを的確に判別して除外し, その地域のデータを補間することが必要となる。

そこで本章では, NDVI から LAI を推定する手法については, *Myneni et al.* [1997] の手法を使用し, ヘイズの発生が NDVI に与える影響を, 大気･地表面系の放射伝達計算によって定量的に評価する。さらに, AI を用いてヘイズの影響を強く受けた地域を判別する方法を提案する。そして, ヘイズの影響を受けた地域のデータを, 生態系モデルで補間する方法を提案しその予測精度を評価する。

なお, *Myneni et al.* [1997] による LAI 推定手法の精度は *Myneni et al.* [1997] の他, *Wang et al.* [2001] によっても調べられている。これらによると, LAI 推定手法自体の誤差と, ヘイズの発生時以外における大気状態の変化による NDVI の誤差を合わせて, 20%程度であることがわかっている。

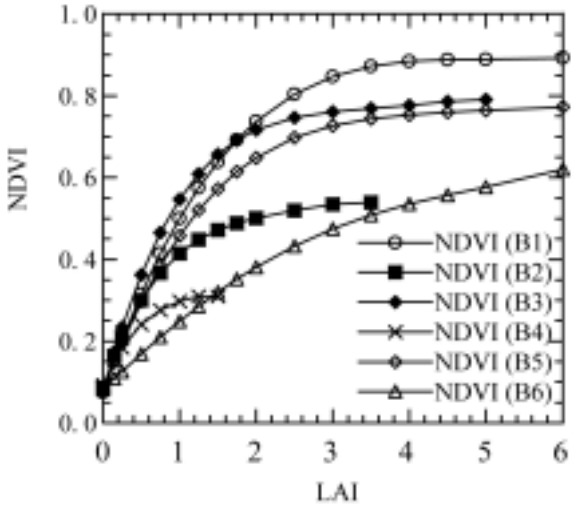


Figure 4.1. LAI-NDVI relationships determined by *Myneni et al.* [1997]. B1: Grasses and crops, B2: Shrubs, B3: Broadleaf crops, B4: Savannas, B5: Broadleaf forests, B6: Needleleaf forests.

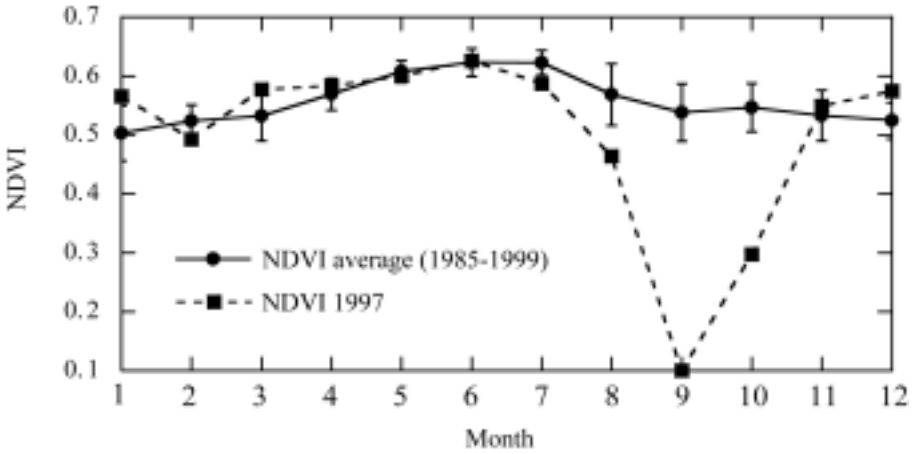


Figure 4.2. Monthly NDVI over Kalimantan Island in 1997 and the average from 1985-1999. The data acquired in 1991, 1992, 1994 were not included in this analysis (1991-1992: due to the eruption of Mt. Pinatubo, and 1994: due to lack of satellite data). In 1997, large depression in NDVI was found in August-November. Error bars indicate the standard deviations of temporal variations in NDVI.

4.2 使用データ

4.2.1 使用する衛星データ

解析期間である 1997 年から 2002 年を含む衛星データとして, NOAA/AVHRR の Global Data Coverage (GAC) から作成された Pathfinder Advanced Very High Resolution Radiometer Land Data Set（PAL）[*James and Kalluri,* 1994] 及び SPOT/VEGETATION の S10 データを使用した。それぞれのセンサ仕様を Table 4.1 にまとめた。 なお, PAL データは, 2000 年以降衛星の軌道ドリフトの影響で, データの品質が低下しているため, 1997-1999 年のデータを使用した。また, SPOT は打ち上げが 1998 年であり, 一年分のデータセットがそろったのは 1999 年からである。その為, 本研究では 1999-2002 年のデータを使用した。

PAL データは放射補正及び幾何補正の後に, 各波長域の反射率データに対して大気補正処理としてレイリー散乱とオゾン吸収の効果の補正が適用されている。また, 雲の影響を受けたデータを除去するために 10 日間の NDVI の最大値を抽出している。データは Goode 投影法で公開されており, 分解能は 8kmである。

S10 データは, 放射補正及び幾何補正の後に, 簡易大気補正モデル Simplified Method for Atmospheric Corrections (SMAC) [*Rahman et* al., 1994] で大気補正されている。また, PAL データと同様に雲の影響を除去するために 10 日間の NDVI 最大値を抽出している。データは緯度経度座標で公開されており, 分解能は約 1km である。

Table 4.1. Sensor characteristics of (a) NOAA-14/AVHRR and (b) SPOT-5/VEGETATION.

(a) NOAA-14/AVHRR

Red channel	0.58-0.58micron
Near Infrared channel	0.725-1.10micron
Equator crossing time	14:00-16:00
Spatial resolution	4.0km (GAC), 1.1km (LAC)
Swath	2700km

(b) SPOT-5/VEGETATION

Red channel	0.61-0.67micron
Near Infrared channel	0.78-0.89micon
Equator crossing time	10:30
Spatial resolution	1.13km
Swath	2250km

* GAC: Global Area Coverage, LAC: Local Area Coverage

4.2.2 衛星データの前処理

本研究では, それぞれの衛星データの時間･空間分解能や大気補正処理を一致させる目的で以下の処理を行った。特に本研究では, SPOT/VEGETATION データの空間分解能は, PAL データの分解能にほぼ等しい 0.1 度グリッドとした。また, 時間分解能は雲の影響を最小限に抑えるために一ヶ月とし, その間の NDVI の最大値を抽出した。

(1) AVHRR PAL **データ**

10 日間最大値抽出データを一月毎にまとめて, 一ヶ月間 NDVI 最大値抽出データを作成した。その後, Goode 地図投影のデータを Nearest Neighbor 法で 0.1 度グリッドに再サンプルした。また, PAL データでは NDVI に対してエアロゾルの影響が補正されていない。ヘイズ発生の影響は 4.3 節にて詳細に解析を行うが, ここでは大気放射伝達モデル 6S を用いて, 通常時におけるヘイズ発生時以外を想定したエアロゾルの簡易補正を行った。この際, エアロゾルの光学的厚さ（τ_{550}）は既往研究の観測値 [*Nakajima et al.*, 1999, *von-Hoyningen-Huene et al.*, 1999] を参考に 0.3 とし, 太陽天頂角 30-45 ° センサ観測角 0-45 ° の間で変化させてエアロゾル補正前と補正後の赤チャンネルと近赤外チャンネルの地表面反射率を計算した。更に, この 2 チャンネルの反射率から NDVI を計算し, 補正前と補正後の NDVI の関係（Figure 4.3）から回帰式として以下の補正式を得た。

$$NDVI_{\mathrm{corrected}}=0.85\times NDVI_{\mathrm{PAL}}+0.25 \quad (R=0.986) \quad (4.1)$$

ここで, Figure 4.3 に見られる, 回帰直線に垂直な方向への偏差は, 観測幾何条件の違いによるものであり, 補正式 (4.1) による補正値との RMS 誤差は 0.02 程度であった。なお, 観測幾何条件の違いによる誤差の影響は 4.3 節にて, 詳細に議論する。本研究では, この補正式を用いてすべての PAL データを補正した。

(2) SPOT/VEGETATION S10 データ

PAL データ同様に 10 日間最大値抽出データを一月毎にまとめて, 一ヶ月間 NDVI 最大値抽出データを作成した。その後, 空間分解能 1km のデータを 0.1 度毎に平均処理を行った。

Table 4.1 に示したように AVHRR (PAL データ) と SPOT-5/VEGETATION (S10) では赤領域と近赤外領域の観測波長域が若干異なる。この為, 赤と近赤外の 2 波長の反射率から算出される NDVI もセンサに依存する。従って, AVHRR/PAL と SPOT/VEGETATION による NDVI の差を補正する必要がある。*Trishchenko et al.* [2002] は, 北米の針葉樹林でそれぞれのセン

サの NDVI 間の関係式を決定しているが, 本研究の対象地域とは, 植生や土壌の条件が異なる為, 本研究では新たに関係式を作成した。関係式は, それぞれのセンサの観測時期が重なっている 1999 年の NDVI データを比較することによって得た。なお, この比較は, 植物の季節変化が明瞭で, NDVI の変化に富むインドシナ半島におけるデータを用いて行った。この解析は当該地域の 12 ヶ月分の NDVI を取得し, 画素毎に雲の影響が確実に無いデータのみ抽出して比較を行った。Figure 4.4 は比較結果である。この結果より, PAL の NDVI データと SPOT/VEGETATION の NDVI には線形の関係が見られることがわかる。この図より以下の関係式を得た。

$$NDVI_{\mathrm{PAL}}=1.00\times NDVI_{\mathrm{SPOT}}-0.062 \quad (R=0.910) \quad (4.2)$$

なお, 式 (4.2) による予測値と実際の NDVI との RMS 誤差は 0.06 (約 7.2%) であり, LAI の誤差に換算すると, 18%程度である。本研究では, この関係式を用いて, SPOT/VEGETATION データを PAL データの NDVI 相当に変換して LAI 推定に利用した。

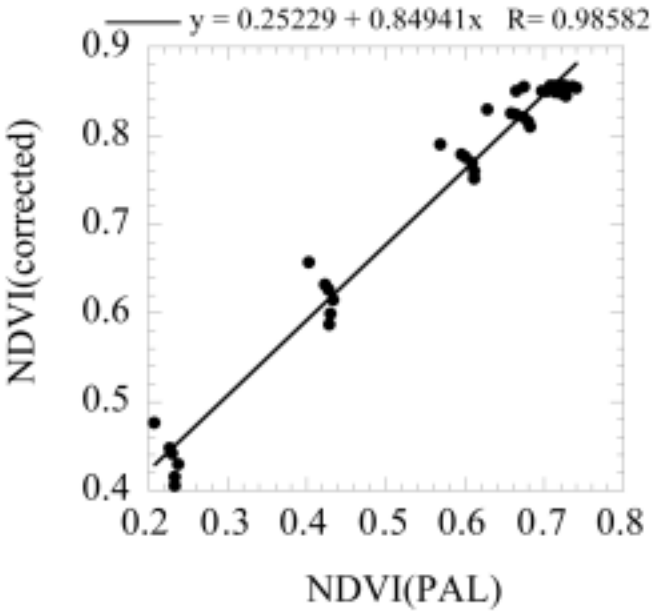


Figure 4.3. Atmospherically corrected NDVI vs PAL NDVI.

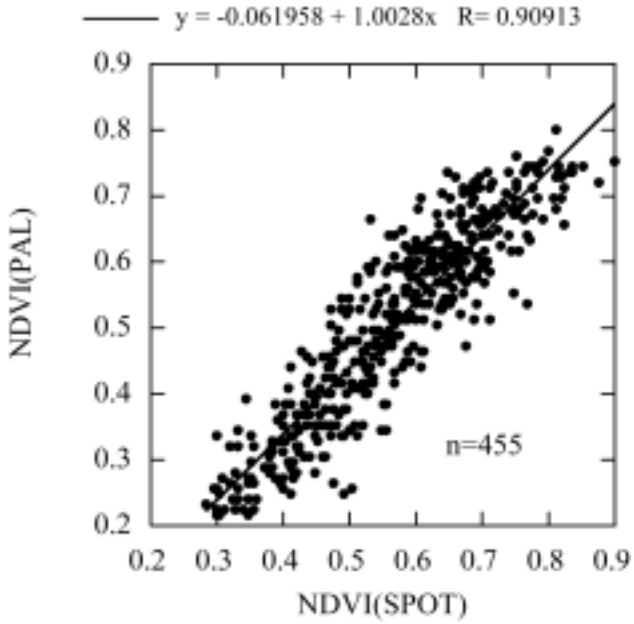


Figure 4.4. Relationships between $NDVI_{PAL}$ and $NDVI_{SPOT}$.

4.3 ヘイズの影響を受けた地域の判別法

本節では, NDVI に対するヘイズやその他の大気の影響を放射伝達シミュレーションによって把握し, さらに AI を用いてヘイズ発生の影響を受けたデータを判別する方法を提案する。

4.3.1 放射伝達シミュレーションによる大気パラメータの影響評価

ヘイズを含む大気パラメータの変化が, NDVI に与える影響を大気-地表面（植生）系の放射伝達シミュレーションによって把握した。大気の放射伝達計算には 6S モデル *Vermote et al.* [1997] を使用した。また, 植生内の放射伝達計算には SAIL モデル [*Verhoef,* 1984] を使用した。SAIL モデルでは, 植生内の光散乱過程を太陽入射フラックス, 観測方向のフラックス, 下向き拡散フラックス, 上向き拡散フラックスの 4 フラックスで近似し, LAI, 葉の透過率･反射率, 葉の傾き分布をインプットパラメータとして, 植生内の放射伝達過程を計算している。なお, このモデルと実測データとの比較や LAI の感度特性については, *松永他* [2000]や*小林他* [2001; 2002a; 2002c] によって詳細に検討されている。Figure 4.5 に本研究のシミュレーションの概念図を示す。

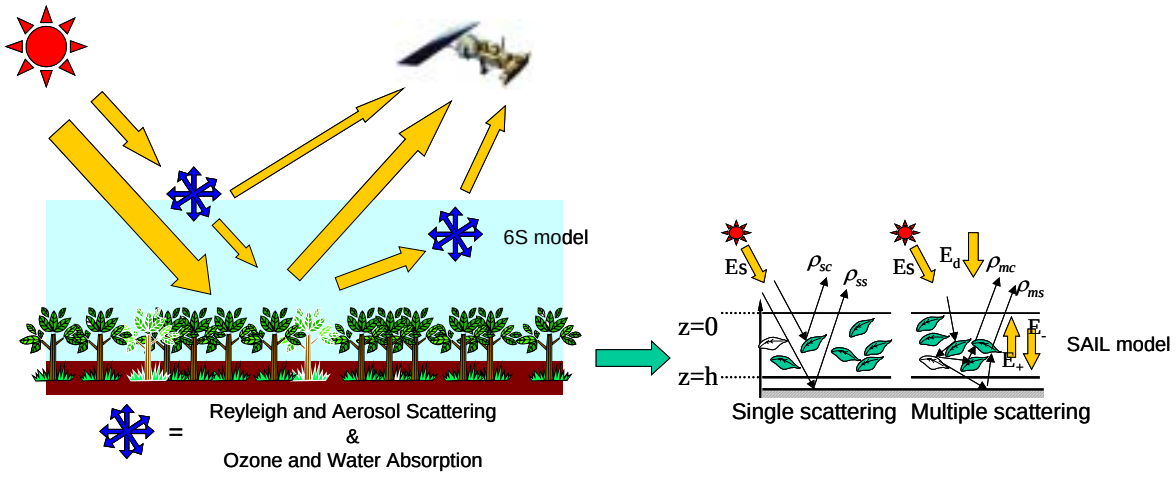


Figure 4.5. Schematics of the radiative transfer simulation and its geometric conditions in the current study.

(1) シミュレーション方法

Table 4.2 に示すように様々な大気パラメータ, 太陽天頂角･センサ観測角及び植生条件で以下の手順で NDVI を計算し, それぞれのパラメータの感度を解析した。

1. 6S-SAIL 結合モデルのシミュレーションによって NOAA/AVHRR の赤領域及び近赤外域の大気上端における反射率を計算する。
2. 計算した大気上端の反射率に対して PAL データと同等の大気補正としてオゾン吸収とレイリー散乱の補正を施す。
3. 補正後の反射率から NDVI を算出する。
4. 式 (4.1) で簡易エアロゾル補正を行う。

(2) 結果

Figure 4.6 にシミュレーションの結果を示す。

大気の水蒸気量変化に対する影響

Figure 4.6 (a) は, 大気の水蒸気量の変化に対する NDVI の感度を, LAI が 0.5-7.0 の場合について計算した結果である。この図から, 水蒸気量が増加することによって NDVI が減少する事がわかる。これは, NOAA/AVHRR の近赤外チャンネルが複数の弱い水蒸気吸収帯を含んでおり, 水蒸気量が増えることにより近赤外反射率が低下するためである。しかし, 水蒸気量の±30%の変動による NDVI への影響は絶対値で最大 0.02 程度と比較的小さい。

ヘイズを含むエアロゾル量の変化に対する影響

Figure 4.6 (b) は, ヘイズ発生時を含むエアロゾルの光学的厚さ (τ_{550}) の変化に対する NDVI の感度を示している。この図より, τ_{550} の増加に対して NDVI は減少することがわかる。これは, τ_{550} の増加により赤領域の反射率及び近赤外領域の反射率共に増加するが, その増加率が赤領域の方が高い為である。ヘイズが発生していない場合のエアロゾルの変動を, 既往文献を参考に 0.3±0.1 程度とすると [*Nakajima et al.,* 1999], NDVI の誤差は±0.02 程度である。

また, 第 3 章にて述べたように, 森林火災や野焼きのヘイズが発生した場合, τ_{550} は通常 1.0 以上になる。このような場合, たとえ植生の LAI が 5.0 であったとしても, ヘイズが発生してτ_{550} が 1.0 になった場合には NDVI が減少してしまうため, LAI を 3.0 程度に過小評価してしまう可能性がある。従って, 本研究で使用した衛星データに対して式 (4.1) を適用したデータセットでは, ヘイズ発生時における NDVI から LAI を推定することは難しいと言える。

観測幾何条件の違いによる影響

Figure 4.6 (c) は, 衛星の観測角度 (View Zenith angle, VZA) の変化に対する NDVI の感度である。VZA によって, NDVI が変化する理由は 2 つある。1 つは, 地表面の植生の反射率が観測方向によって変化する, 2 方向性反射の影響である。2 つ目は, VZA が変化することによって太陽光の大気中での路程が変化することから, 大気中でのエアロゾル散乱・吸収の割合が変化する影響である。前者の影響は, VZA が大きくなるにつれて, 近赤外領域の反射率の増加が赤領域の反射率の増加に比較して大きくなることから, NDVI を増加させる方向に働く。一方, 後者の影響は, VZA が大きくなるにつれて大気中での路程が大きくなり, 太陽光がエアロゾルによって散乱される割合が大きくなる。この際, 赤領域の方が近赤外域よりエアロゾルに後方散乱される割合が多いため, 赤領域の反射率の増加が相対的に大きくなり, NDVI が減少する。

Figure 4.6 (c) は上記 2 つの複合的な影響の結果であるが, VZA が大きくなるにつれて, NDVI が減少していることから, 後者の影響がより強いと言える。また, 太陽入射方向と地表水平面からの法線を含む面内 (Principal Plane) と Principal Plane に直交した面内 (Orthogonal Plane) における計算結果を比較すると, Principal Plane の方が VZA に対する影響が大きく, VZA の増加に対する NDVI の減少は最大 0.1 程度になる。しかし, *Barnsley et al.* [1994] がまとめたように, 通常 NOAA/AVHRR における赤道付近の観測は Orthogonal Plane 付近が多いため, 実際には VZA による影響は 0.02 (LAI=0.5) ~0.05 (LAI=7.0) 程度である言える。

更に, 4.2 節で述べたように本研究では, 一ヶ月間の NDVI 最大値を抽出して使用している。これは, 被雲率の高い熱帯で雲の影響を十分に抑制することが主目的である。しかし, 雲が存在しない場合では, NDVI が大きくなる観測条件の値が選択される可能性が高くなる。従って, 通常 NDVI が低い観測条件の値が選択される可能性は低く, 実際には, VZA の NDVI に対する影響は, 前述した値よりも低くなると考えられる。

以上シミュレーションの結果をまとめると, 東南アジアにおける衛星観測によって得られた NDVI に対する大気・観測幾何条件の感度を解析した結果, NDVI に対する影響が強い順に, エアロゾル光学的厚さの変化, 観測幾何条件, 水蒸気量の変化であることが明らかとなった。

特にこの地域では, エアロゾル光学的厚さの NDVI に対する影響が支配的であり, ヘイズ発生時に NDVI を LAI 推定に利用することは難しいことが明らかとなった。従って, 衛星データから算出された NDVI を利用する際に, NDVI の減少がヘイズの発生に起因するものであるか, 実際に植物の量 (LAI) の減少によるものであるかを, 月毎及び画素毎に判別する必要がある。次項では, この判別法について述べる。

Table 4.2. Atmospheric-canopy system radiative transfer simulation parameters used in this study.

(a) Atmospheric parameters

Parameter	Range
Water vapor	4.12±1.24 (g/cm2)
Aerosol	0.01-0.5 (continental type)
	1.0-2.0 (haze type)
Ozone	0.245 (atm-cm)
Atmospheric condition	Tropical profile

(b) Geometrical conditions

Parameter	Range
Solar zenith angle	22, 42 degree
Sensor zenith angle	0, 25, 45 degree
Relative azimuth angle	90 degree

(c) Vegetation canopy parameters

Parameter		Range
LAI		0.5-7.0
Leaf reflectance	Red	0.079
	NIR	0.4309
Leaf transmittance	Red	0.073
	NIR	0.4296
Leaf angle distribution		Spherical
Soil reflectance	Red	0.078
	NIR	0.093

* *Myneni et al.* [1997]'s data were used for leaf reflectance/transmittance and soil reflectance.

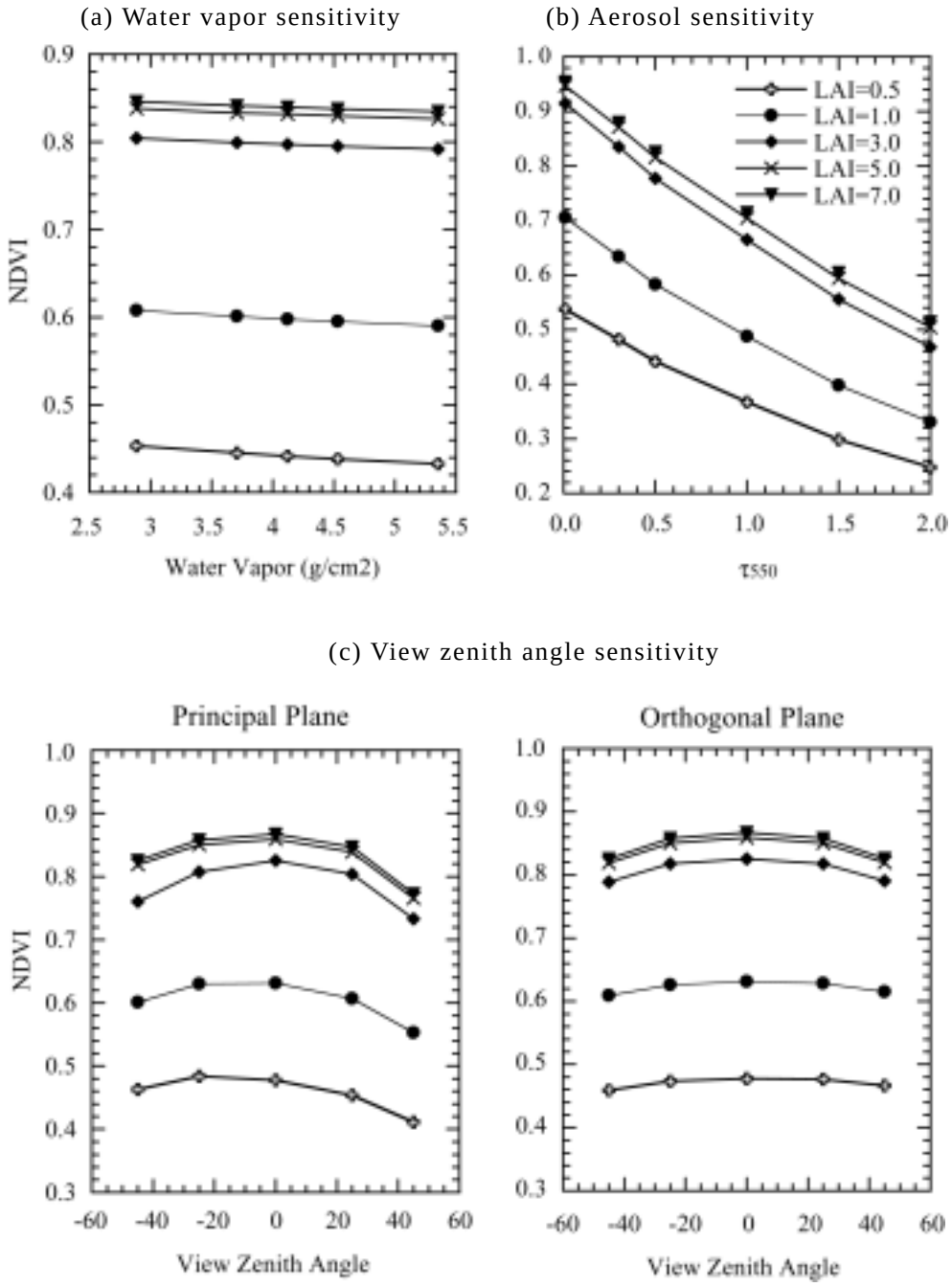


Figure 4.6. Simulation results of the NDVI sensitivity analyses. (a) Water vapor sensitivity, aerosol: continental τ_{550}=0.3, SZA=42 degree, VZA=25 degree, relative azimuth angle=90 degree, (b) Aerosol sensitivity: water vapor=4.12 (g/cm^2), SZA=42 degree, VZA=25 degree, relative azimuth angle=90 degree, and (c) View zenith angle sensitivity: continental τ_{550}=0.3, water vapor=4.12 (g/cm^2), SZA=42 degree.

4.3.2 エアロゾル指数を用いたヘイズ判別方法

4.3.1 節では，シミュレーションによってヘイズの発生時には NDVI が大幅に減少し，その利用が難しいことを明らかにした。しかし，実際の衛星データでは，植生量 (LAI) の減少とヘイズの双方によって NDVI が減少する。従って，ヘイズ発生時の NDVI データを LAI 推定の際に除去するためには，ヘイズが発生した地域のみを検出する必要がある。本節では，エアロゾル指数 (AI) を用いてヘイズ発生地域を検出する方法を提案する。

AI はヘイズの発生に対して高い感度を持っていることから，NDVI データと同時期の AI データを利用することによって，画素単位でのヘイズ判別が可能になる。本研究では第 2 章の 2.4 節で議論したように，AI>=0.3 の場合ヘイズの影響が支配的な地域とし，この地域の NDVI を LAI 推定から除外する事とした。

本研究では，AI>=0.3 か否かでヘイズ発生地域を判別するため，NDVI に対する AI<0.3 の小規模なヘイズの影響は除去しきれずに誤差要因となる。4.2 節にて述べたように，本研究では NDVI データに対するエアロゾル補正を行う際に τ_{550} を 0.3 として補正を行っている。Figure 4.5 (b) を見ると，τ_{550} が 0.3 の場合と AI=0.3 の時に対応する τ_{550} が 0.75 の場合における NDVI の差は，最大で 0.1 程度（12%誤差）になると考えられる。これは，Figure 4.1 の関係を用いて LAI を推定する際には，LAI に最大 30%の誤差要因となる。

また本研究では，NDVI, AI 共に月平均値を用いたため，観測日時についても必ずしも一致しない。但し，NDVI は一ヶ月の最大値抽出値を用いているため，この影響はヘイズ発生地域を過大推定する方向に働く。従って，AI の月平均値を用いることで，ヘイズ発生地域を多めに見積もることはあっても，見落とすことはないと言える。

以上の議論によって決定した AI の閾値を，実際の衛星に適用した。Figure 4.7 は，AI>=0.3 の閾値で判別した，カリマンタン島及びスマトラ島付近における 1997 年 7 月及び 9 月のヘイズ発生地域と NDVI との関係である。ここで，AI データは AI>0.3 の地域のみ青色にて示してある。この 2 ヶ月のデータに見られるように，AI が 0.3 以上の場所に対応して NDVI も低下しており，AI の閾値を使用することで，ヘイズの影響を受けた NDVI を判別可能であることが再確認できる。従って，AI によってヘイズ発生地域を検出することにより，ヘイズの影響の強い NDVI を除去することが可能であると言える。特に，1997 年 7 月のようなヘイズ発生の初期段階や，ヘイズの終息段階など，目視でヘイズの影響を受けた地域の判別が難しい場合なども AI を参照することにより，ヘイズの影響を判別することが可能であると言える。

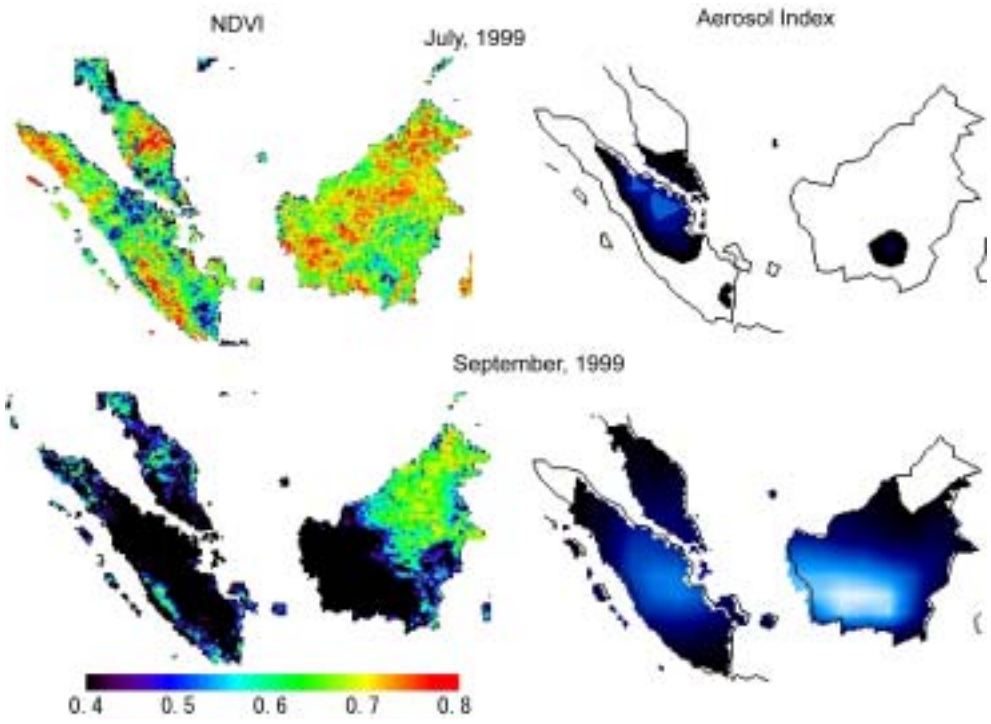


Figure 4.7. Spatial NDVI variations in July and September 1997. The Aerosol Index (AI) also shows areas with hazy atmosphere.

4.4 ヘイズの影響を受けた期間の LAI の補間方法

4.3 節で議論した方法でヘイズ発生時の NDVI を除去すると, 大規模森林火災発生時には, 最大で 4 ヶ月程度連続して NDVI から LAI が推定できない地域が生じる。本節では, このように, 数ヶ月程度 NDVI データが欠損した場合に, LAI の最良推定値を得るための LAI データの補間法について提案する。

本研究における LAI データの補間方法の基本的な方針は, ヘイズ発生によって NDVI データが得られなかった月の前月の値を初期条件として, 生態系物質循環モデルを用いて植生内での炭素フローを計算する。そして, 植物の葉の部分における炭素の変動量を見積もり, LAI を算出すると言うものである。本研究では, 生態系物質循環モデルとして, BIOME-BGC [*Running and Coughlan,* 1988; *White et al.,* 2000] を使用した。生態系の広域物質循環モデルとしては, BIOME-BGC の他にも, 多数存在している [*Potter et al.,*1993; *McGuire et al.,* 1995; etc.]。本研究で使用した BIOME-BGC はこれらの生態系物質循環モデルによる NPP 計算結果等で [*Cramer et al.,* 1999], すべてのモデルの平均値に近い挙動を示している。また, 本研究で NPP 推定に用いるモデル[*Running et al.,* 1999] と開発機関が同じであり, 同系列のモデルであることから, モデルの入力パラメータ等で共通部分が多い。その為, 本モデルを採用した。

4.4.1 LAI 補間スキーム

BIOME-BGC モデルは, 生態系 (森林･草地･農地など) 内での炭素, 窒素及び水の循環過程を, 気象条件及び生態系固有の特徴から算出するモデルである。本研究では, このモデルを用いて葉内の炭素量の収支を計算することで LAI を算出した。

BIOME-BGC による炭素フロー計算やその感度解析･検証結果については *Running and Coughlan* [1988], *Kimball et al.* [1997a], *Kimball et al.* [1997b], *White et al.* [2000] によって詳細に検討されている。例えば *Kimball et al.* [1997a] は, 北米の針葉樹林で BIOME-GGC で計算した NPP や大気と地表面の CO2 交換量 (Net Ecosystem Exchange, NEE) と微気象観測や毎木調査によってえられた値を比較しており, 微気象観測によって得られた 5 日間平均の NEE の 66.1%をモデルで説明できたと述べている。また, 毎木調査で得られた NPP とモデルによって推定された NPP は, 4 つの観測サイトでいずれも一貫したとしており, その差は 240-101 ($gC/m^2/year$) であったと述べている。

以下に, BIOME-BGC の炭素フローを組み込んだ NDVI 欠損月における LAI 算出方法の手順について述べる。なお, 提案するフローで LAI を算出するためには, 植生分類図が必要となる。植生分類図は, *Defries et al.* [1998] によって作成された 8km メッシュの植生分類図を使用した (Appendix 3 参照)。

手順

1. 植物が自身の葉･幹･根を成長させる為に利用できる炭素量 (C_{aval} gC/m2/day) を植生の光合成量と呼吸量の計算値の差として算出する。

$$C_{aval}=GPP-R_m$$

ここで, GPP は植物の総生産量 (gC/m2/day), R_m は植物の呼吸量 (gC/m2/day) である。GPP 及び R_m の計算法については, 5 章にて説明する。

2. C_{aval} (gC/m2/day) は植物体すべての部位 (葉･幹･根) の成長に利用する為の炭素量である。その中で葉に割り当てられる炭素量を計算し, 葉の炭素量に加える。

$$C_{leaf,i}= C_{leaf,i-1}+ C_{aval} *f-C_{loss} \quad \text{(gC/m2/day)}$$

ここで, $C_{leaf,i}$ は, NDVI 欠損月の i 日目における葉内部の炭素量であり, LAI とは以下の関係にある。

$$C_{leaf,i-1} =LAI_{i-1}/SLA$$

ここで, SLA (specific leaf area) は比葉面積 (m^2/gC) である。LAI_{i-1} は, $i-1$ 日目の LAI であり, i=1 の場合には i-1 日目は, NDVI 欠損前月の LAI の値を参照する。f は, 利用可能な炭素 量 (C_{aval}) の内, 葉に配分される炭素の割合である。

また, 葉内部の炭素の一部は落葉によって放出される (C_{loss})。C_{loss} の割合は, 葉内の炭素量と葉の平均寿命より算出される。なお, 葉の平均寿命は植物タイプ毎に決定された定数であり, 本研究では *White et al.* [2000] が既往の観測結果をまとめて, その平均値として算出した値を用いた。ここで, f と C_{loss} は植生タイプごとに固有の値であり, 植生分類図を用いて植生タイプごとの値を用いて計算する。

3. i 日目の LAI は, 以下の式で計算する。

$$LAI=SLA* C_{leaf,i} \quad (m^2/m^2)$$

NDVI 欠損月の LAI は, 1 及び 2 の手順を 1 日目からその月の最終日まで計算し, 算出された LAI の平均値をその月の代表値とした。

4.4.2 LAI 補間スキームの検証

本項では, 提案した補間スキームによる LAI の推定精度を把握する。特に補間スキームを用いた場合, 補間する時期が長くなるにつれて, 実際の葉面積指数の季節変化のプロファイルとの間に系統的な差が生じる事が予測される。本項では, 補間する時期の長さと系統誤差との関係を評価することを主な目的として検証を行う。

(1) 検証方法

検証には, 1999 年 1 月-12 月におけるインドシナ半島とスマトラ島及びカリマンタン島の SPOT/VEGETATION のデータから推定された LAI データを用いた。この際, 1999 年の LAI データの中で, 8 月-11 月までの 4 ヶ月間は衛星データによる LAI を利用せずに, 4.4.1 で説明した LAI 補間スキームを使用して推定を行った。補間スキームの精度は衛星データによる LAI との RMS 誤差で評価した。

また, LAI の大きさや季節変化は, 森林タイプと農地・草地タイプでは大きく異なる。本研究では, 補間スキームの精度評価は, 植生タイプ別に行った。その際に本研究では, 検証に使用した地域（画素）の植生タイプは *Defries et al.*, [1998]の植生分布図（Appendix 3 参照）を使用して判別した。

スマトラ島とカリマンタン島では, 森林タイプ（常緑林）の植生が大部分を占めることから, 本研究では, 森林タイプのみで検証を行った。インドシナ半島では, 森林タイプだけでなく, 平野部では農地・草地タイプも多く見られることから, 森林タイプと農地・草地タイプの両方で検証を行った。この際に, インドシナ半島の場合には常緑林だけでなく, 若干落葉樹林も含まれる。しかし, インドシナ半島で発生するヘイズは, 落葉樹林の展葉前の 2-4 月に発生するため, 本研究ではインドネシアの森林タイプの場合には, 常緑樹林のみを対象に検証を行った。

なお, LAI データの中で, 一ヶ月でも衛星観測値に雲の影響の含まれているデータが存在した画素は検証データから除外し, すべての月で同じ数のデータを用いて検証を行った。雲の影響が含まれている画素は以下の基準で除外した。

1. LAI 補間スキームを実行する以前の 7 月における衛星データより得られた LAI 推定値と, 当該月の衛星データより得られた LAI 推定値の相対変化が 50%以上ある画素
2. LAI の季節変化のプロファイルで, 凹型に LAI の落ち込みがあり, その落ち込みが LAI の絶対値で 1.0 以上ある画素（なおこれは, *Viovy et al.* [1991] による NDVI の補正法, Best Index Slope Extraction (BISE) 法の概念を利用した)

既往研究による LAI の季節変化の観測結果 [*Ishida et al.*,2000; *Asner et al.*, 2000] を考慮すると, 東南アジアやアマゾン等の熱帯多雨林地域では衛星データで観測される規模（8km 程度）で, LAI が短期間に 50%以上減少することはない。この基準を満たすデータ数は地域によって異なるものの, 一ヶ月分の合計で 9507 データであった。

(2) 検証結果

Table 4.3 に検証結果を示す。検証結果は, LAI が欠損したと仮定した 8 月 -11 月まで月毎に, カリマンタン島, スマトラ島及びインドシナ半島で示している。

Table 4.3 (a), (b), (c) は, 森林タイプにおける補間スキームによる推定誤差を示している。この表を見ると, LAI が補間された期間が長くなるにつれて, 衛星観測値による LAI と補間スキームによる LAI の誤差は若干大きくなる傾向があり, この誤差は最大 16%程度であった。また, この 2 地域では, 補間スキームは衛星推定値に比較して, LAI を若干高めに推定する傾向があった。また,インドシナ半島では若干誤差が大きかった。

インドシナ半島で, 誤差が若干大きい原因として, そもそも, 衛星データによる LAI の推定値自体の誤差が考えられるが (4.2.2 節 (2) 参照), それぞれのサイトのデータを確認したところ, 2 つの誤差要因があることが明らかとなった。 Figure 4.8 には, 誤差の大きかった典型的な 2 サイトの LAI の季節変化と LAI の補間結果を示している。Figure 4.8 (a) では, 衛星推定値は 6 月から 8 月にかけて LAI が急激に大きくなる季節変化をしているが, 補間スキームではこの急激な変化を捉えきれておらず, 7 月以降ほぼ一定値 (LAI=5.5) を取るような挙動を見せた。また, Figure 4.8 (b) を見ると, 衛星推定値は, 10 月に LAI がピークを取り, その後急激に減少するような振る舞いをしているが, 補間スキームは 11 月まで一貫して上昇する傾向が見られた。インドシナ半島では, スマトラ島やカリマンタン島に比較すると常緑林でも季節変化が大きい場合がある。このような急激な変化がある森林では, 提案する補間スキームは十分にその変化を捉えきれない可能性があると言える。

Table 4.3 (d) は,インドシナ半島における農地･草地タイプの補間スキームによる推定誤差を示している。この検証結果を見ると, LAI の推定誤差は補間月が増えるにつれ増大する傾向にあり, 最大 4 ヶ月の補間で 22%の誤差になることがわかった。この地域の農地タイプの植生は 8-11 月にかけて LAI が上昇する傾向にあり, 提案する補間スキームもその傾向を捕らえている。しかし, 全体的に LAI を過大推定する傾向にあり, 補間する期間が長くなるほど衛星推定値との差が大きくなっている。インドシナ半島で発生するヘイズは, 通常多くの地域では 2 ヶ月程度である。従って, インドシナ半島における補間スキームによる誤差は 15%以内であると言える。

(3) 適用結果

以上の検討を踏まえて，AI>=0.3 の地域･季節における LAI データ補間スキームを適用した。Figure 4.9 は，森林火災の最も激しかった 1997 年 9 月における補間スキーム適用前後の LAI 画像である。森林火災の発生に伴うヘイズの増加によって LAI が異常に落ち込んでいた，スマトラ島，カリマンタン島南部，マレー半島南部において補間スキームを用いることにより，LAI の最良の推定値を算出している。Figure 4.10 は，1997 年におけるマレー半島パソ保護林付近 1×1°平均の LAI の季節変化である。補間スキームを適用することで，現実的な LAI の季節変化を推定できていることが確認できる。

Table 4.3 Summary of the validation results in the LAI interpolation scheme.

(a) Forest type in Kalimantan (n=3432)

Month	Satellite LAI	Model LAI	RMSE	RMS(%)
8	6.52	6.54	0.31	4.79
9	6.52	6.61	0.34	5.26
10	6.48	6.66	0.45	6.95
11	6.48	6.71	0.76	11.70

(b) Forest type in Sumatra (n=1312)

Month	Satellite LAI	Model LAI	RMSE	RMS(%)
8	5.41	5.45	0.20	3.67
9	5.41	5.51	0.29	5.33
10	5.40	5.57	0.53	9.84
11	5.40	5.61	0.75	13.82

(c) Forest type in Indo China Peninsula (n=786)

Month	Satellite LAI	Model LAI	RMSE	RMS(%)
8	5.42	5.46	0.30	5.51
9	5.45	5.54	0.45	8.20
10	5.52	5.55	0.64	11.64
11	5.51	5.52	0.88	16.06

(d) Cropland in Indo China Peninsula (n=1396)

Month	Satellite LAI	Model LAI	RMSE	RMS(%)
8	1.73	1.82	0.19	10.91
9	1.88	2.05	0.29	15.29
10	1.98	2.25	0.36	18.13
11	2.02	2.42	0.44	21.98

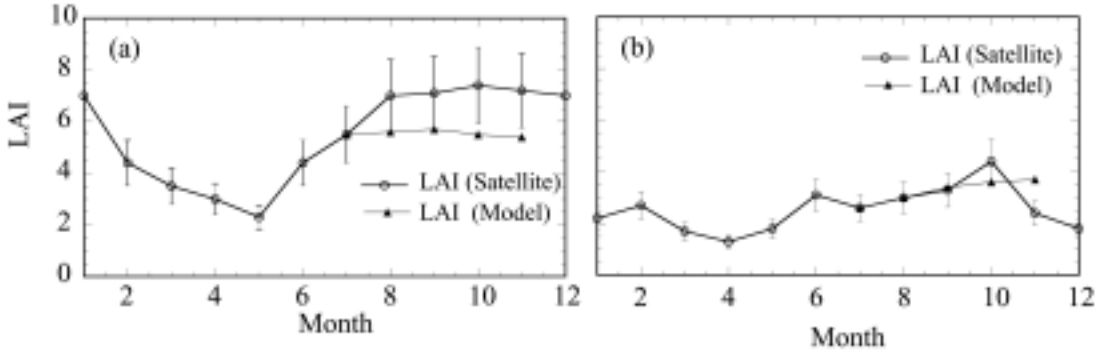


Figure 4.8 Satellite-based and model-based LAI estimation results in 1999. (a) 14.3N, 101.2E, (b) 12.7N, 108.6E.

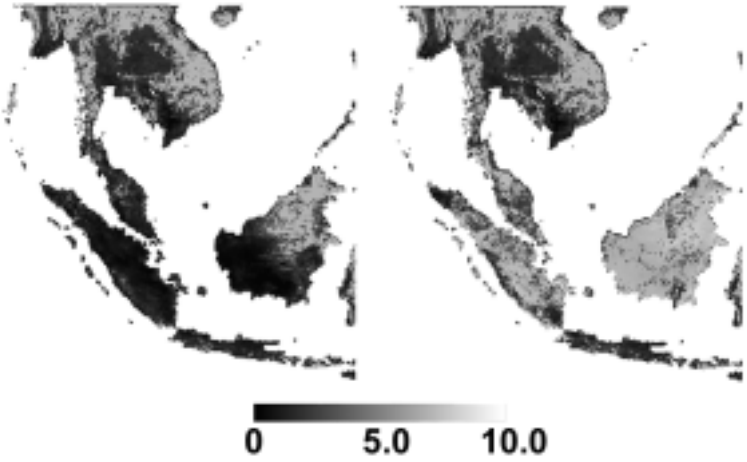


Figure 4.9 Application results of ecosystem model-based LAI interpolation method in September 1997. Left: before correction, right: after correction

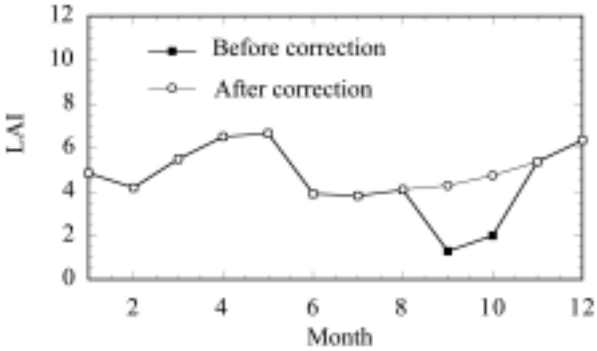


Figure 4.10 Application results of ecosystem model-based LAI interpolation method in 1997 around Pasoh, Malaysia (2.98N, 102.31E, 1*1 degree average).

4.5 まとめ

本章では, ヘイズ発生時期を含めて東南アジア全域で, 衛星データと生態系モデルを用いることで LAI を推定する方法を提案した。そして, ヘイズを含めた大気の状態の変化や LAI 補間スキームの検証を行い, その予測精度を明らかにした。これらの補間スキームを用いることで, 衛星観測値がヘイズによって利用できない地域でも数ヶ月程度の短期間であれば, LAI 推定値を得ることが可能である。

以下に, 本章の議論の結果から予想される LAI の推定精度をまとめた。

- 衛星データの前処理の誤差 (観測幾何条件の違いによる誤差を含む) は PAL の場合は 0.02-0.05 であり, SPOT の場合は PAL の NDVI 相当への変換誤差を加味すると 0.06-0.07 である。また, ヘイズ以外のエアロゾルと水蒸気量の変化に伴う NDVI の変動はそれぞれ 0.02 程度である。従って, これらをすべて加味して誤差を 2 乗和で評価すると, PAL, SPOT でそれぞれ 0.045 (5.4%), 0.07 (8.4%)であり, LAI に換算すると, 13.5%, 21.0%程度と見積もられる。
- ヘイズ判別法で AI>0.3 の地域をヘイズ発生地域とした為, それより小さなヘイズの影響は誤差となる。この影響は NDVI 換算で最大誤差 12%に達する。これは, LAI に換算すると最大 30%程度である。
- ヘイズ発生地域の LAI を補間するスキームによる LAI 推定誤差は, 地域や植生タイプによって異なるが, インドネシアでは 14%以内であり, インドシナ半島では, 16%以内であった。

第 5 章

ヘイズによる光合成有効放射の減少と純一次生産量への影響

5.1　はじめに
5.2　解析方法
5.3　純一次生産量推定値の不確実性評価
5.4　東南アジアの純一次生産量推定結果
5.5　東南アジアの純一次生産量に対するヘイズの影響
5.6　まとめ

5.1　はじめに

2, 4 章では， NPP を推定する為に必要となる，ヘイズ発生時の PAR と LAI を衛星データや補間スキームで推定する手法を新たに開発し，それらの手法の精度を評価した。また，3 章では 2 章で開発した PAR 推定法を東南アジア全域に適用し，ヘイズ発生に伴う PAR の減少量を広域で把握した。

2 章，3 章の解析結果から，インドシナ半島北部で春季に発生するヘイズと，主にエルニーニョ年にインドネシアで発生するヘイズとではその影響範囲や PAR の減少量に違いがあることが明らかとなった。インドネシアの場合，大規模森林火災のヘイズによる PAR の減少はエルニーニョの年だけに起こり，その減少量も年毎に異なる。従って，PAR の NPP への影響も年によって大きく異なる可能性がある。一方，インドシナ半島では，毎年ヘイズが発生して同程度の PAR が減少している。従って，毎年 NPP に影響している可能性がある。

本章では，2，4 章で得られた東南アジアにおける PAR と LAI のデータと次節以降で述べる気象データセットを利用して，まず 5.3 節で NPP 推定値の不確実性について，入力データの誤差や地上で観測された値との比較を通して多面的に議論し，5.4 節で東南アジア全域における NPP の推定結果を示す。

そして 5.4 節及び 5.5 節で，本研究の最終目的である，ヘイズの発生による PAR の減少が NPP にどの程度の影響を与えているかについて，1997～2002 年の期間において，その空間分布に着目しながら考察する。

5.2　解析方法

5.2.1 使用した広域純一次生産量推定モデルと推定方法

(1) モデル概要

本研究では, NPP を推定するモデルとして *Running et al.* [1999] の広域推定モデルを採用した。NASA は Earth Observing System (EOS) 計画の一環として, 1999 年及び 2002 年に Terra 衛星及び Aqua 衛星を打ち上げ, その観測データから高次処理物理量を算出している。*Running et al.* [1999] のモデルは, この高次物理量の一つである NPP を算出するための標準アルゴリズムとして採用されており, 今後衛星データによる NPP 推定の標準的なモデルとなる可能性が高いことから本研究でも採用した。なお, 近年微気象観測の手法による CO2 の交換量の観測サイト網が立ち上がっているが, Running モデルとそれらの観測値との比較･検証も始まりつつあり, [*Heinsch*, http://www.ntsg.umt.edu/projects/modisflux], 入力気象データが十分な精度を持っている場合には, 微気象観測による値に近い値を得ている。

(2) モデルの基本式及びモデル係数

Box 1 に Running モデルによる NPP 推定の基本式を示す。このモデルでは式 (5.B1) の様に, NPP を総生産量 GPP（=光合成量）と植物の呼吸量（R）の差として計算する。

このモデルの GPP (式 5.B2) は, 多くの NPP 推定モデル [*Potter et al.*, 1993; *Ruimy et al.*, 1994, 1997; *Prince and Goward*, 1995; *Goetz et al.*, 1999] で採用されているように *Monteith* [1972] によって提案された光利用効率 (ε) に基づく方法で算出している。これは, 熱帯における植物は自身が吸収した光エネルギーに比例した生産量を有するという概念から定式化されたものである。Running モデルの場合, 光利用効率εが, 周囲の乾燥度及び気温等の環境要因によって変化することを考慮している。つまりεは, 式 (5.B3) の様に最大光利用効率$\varepsilon_{\max}$に対して, 飽差（Vapor Pressure Deficit, VPD (hPa)）と最低気温 ($T_{\min}$ (℃)) による環境ストレスのファクタ f を乗じることによって算出されている。また, $\varepsilon_{\max}$は常緑樹林, 落葉樹林, 草地･農地等の植生タイプ毎に定数としてあらかじめ決定されている。これらの定数は, Appendix 2 にまとめた。

FPAR は植物群落が吸収可能な光合成有効放射の割合であり 0-1 の間を取る。なお, FPAR は LAI から算出することが可能であり, Box 1 の関係図で算出した [*Myneni et al.*, 1997]。

植物の呼吸量は, 式 (5.B4) を用いて計算した。これは葉, 幹, 根毎に周囲の平均気温 (T_{ave} (℃)) と植物のバイオマス量によって計算されている。ここで, C_i は葉, 幹, 根毎にあらかじめ決定されている定数であり, 葉, 幹, 根における個々の呼吸量の和として計算される。biomass は植物のバイオマス量 (g) であり, LAI から計算される。また Q_{10} は, 呼吸量の気温依

存度を決定する定数（*respiration quotient*）である。Q_{10} は 2.0 程度であることが知られており [*Waring et al.*, 1998], Running のモデルでもこの値が用いられている。

本研究では, モデルの各係数に関しては, 基本的に *Running et al.* [1999] によって決定された値を用いたが, 一部東南アジアの植生に最適化するために以下のように定数を変更している。*Oikawa* [1985] は生態系モデルと地上における観測値を併用して, マレーシアの Pasoh 保護林における最適な生態パラメータを算出している。この中で本研究では, 単位重量当たりの葉の面積 (比葉面積, Specific leaf area, SLA m2/KgC) は, 彼らが算出した林床付近, 中間層, 及び樹冠部の SLA の値をそれぞれの部分における LAI の重み付平均値として算出し, 27.5 (m^2/KgC) とした。なお, モデルの係数一覧は, Appendix 2 にまとめた。

(3) 推定方法

本研究では, Running のモデルを用いて一ヶ月単位で NPP の月積算量 (NPP_{month}) を算出し, 1 年間の積算値を東南アジア全域で推定した。その際, NPP は 0.1°グリッドの画素単位で計算した。Figure 5.1 に, 本研究における NPP 推定フローを示す。本研究では, このフローに従って, 1997-2002 年までの月平均値データを順次処理し, 年毎に積算することで 1997-2002 年間の NPP マップを作成した。

なお, 本研究で広域の NPP 分布を推定するためには, 2,4 章で推定した PAR 及び LAI の分布の他に飽差, 平均気温, 最低気温の月平均値マップが必要となる。次項では, PAR と LAI 以外の気象データマップの作成とその精度について述べる。

Box 1. Basic formulation of NPP estimation model by *Running et al.* [1999]

$NPP = GPP - R$ (gC/m^2/year) (5.B1)

$GPP = \varepsilon \times FPAR \times PAR$ (5.B2)

$\varepsilon = \varepsilon_{max} \times f_T \times f_{vpd}$ (5.B3)

$R = \Sigma C_i \times \text{biomass} \times Q_{10}^{(Tave-20)/10}$ (5.B4)

NPP: Net Primary Production

GPP: Gross Primary Production

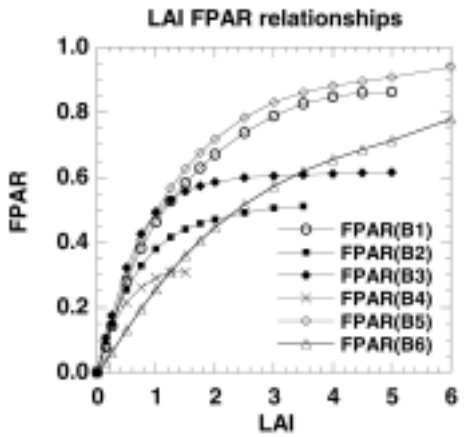
R: Respiration

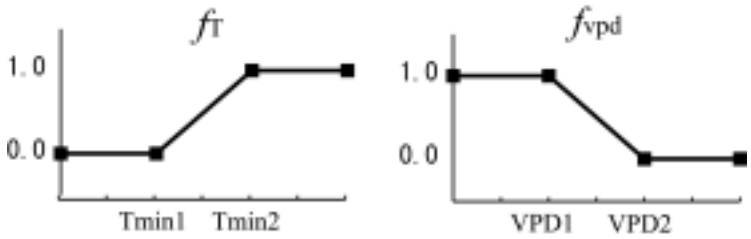
ε: light use efficiency

f_T: temperature stress factor

f_{vpd}: VPD stress factor

Q_{10}: respiration quotient





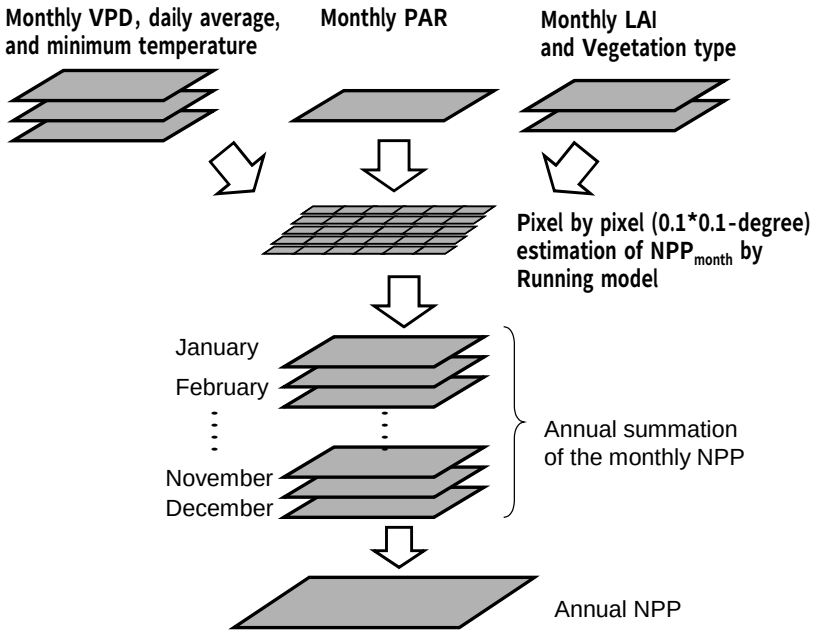


Figure 5.1 Data processing flow for NPP estimation in this study.

5.2.2 使用データ

(1) 使用データ

5.2.1 で採用した Running モデルを用いて NPP を推定するためには, 月平均の気象データとして PAR, 飽差, 日平均気温, 日最低気温, 植生のデータとして LAI と植生分類図が必要となる。この中で, PAR と LAI については 2-4 章で議論した。また, 植生分類図は, *Defries et al.* [1998] によって作成された 8km メッシュの植生分類図を使用した (植生分類図については Appendix 3 を参照)。

日平均気温と日最低気温, 飽差の空間分布は, NOAA/ NCDC が編纂した Global Surface Summary of Day [*NOAA,* 2002] に収録されている気象官署毎の日平均気温, 日最低気温, 日最高気温, 日平均露点温度から推定した。Table 5.1 にそれぞれのデータの特徴をまとめた。

Table 5.1. Summary of data used in this study.

Data name	Source and data description
Vegetayion Type	UMD land cover 8km grid (Defries te al. [1998])
Daily average temperature	Meteorological station data (1997-2002) (NOAA [2002])
Daily minimun temperature	Same as above
Daily maximum temperature	Same as above
Daily dew point	Same as above

(2) 月平均気温･月平均飽差マップ作成手順

･気温データの空間補間について

1. 一月に 20 日以上, 日平均気温, 日最低気温, 日最高気温, 日平均露点温度のすべての観測項目がそろっている気象官署を抽出し, それぞれの気象官署毎にその平均値を計算して月平均値とした。使用した気象官署の数は, 月によって多少異なるが 200 程度である。
2. すべての気象官署の気温データを気温の断熱減率 0.0065 (℃/m) で標高 0m における気温に補正した。その際, 標高データとして陸域のグローバル標高データ GTOPO30 を使用した。
3. 各気象官署の月平均気温を距離重み付 (Inverse Distance Weighting, IDW) 法で 0.1 ° グリッド毎に空間補間した。この時, ある地点における気温は以下の式で算出される。

$$T = \sum_{i=1}^{n} w_i T_i \Big/ w_i \quad (℃) \quad (5.1)$$

$$(w_i = r^{-2})$$

ここで，T_i は i 番目の気象官署の月平均気温であり，w_i は i 番目の気象官署の重みである。

月平均気温･月最低気温マップの場合には，作成した 0.1°メッシュの気温データに対して，GTOPO30 と気温減率 0.0065 (℃/m)を適用して実際の標高における気温データに変換した。また，月平均飽差 (VPD) は以下の式で計算した [*Murray*, 1967; *Thornton et al.*, 1997]。

$$VPD = e(T_a) - e(T_d) \quad \text{(hPa)} \quad (5.2)$$

$$e(T) = 610.78 \exp\left(\frac{17.269T}{237.3+T}\right) \quad \text{(hPa)} \quad (5.3)$$

ここで，T_a=0.606T_{max}+0.394T_{min} は日中の平均気温であり，また T_d は露点温度である。Figure 5.2 に作成した気温マップの例を示す。

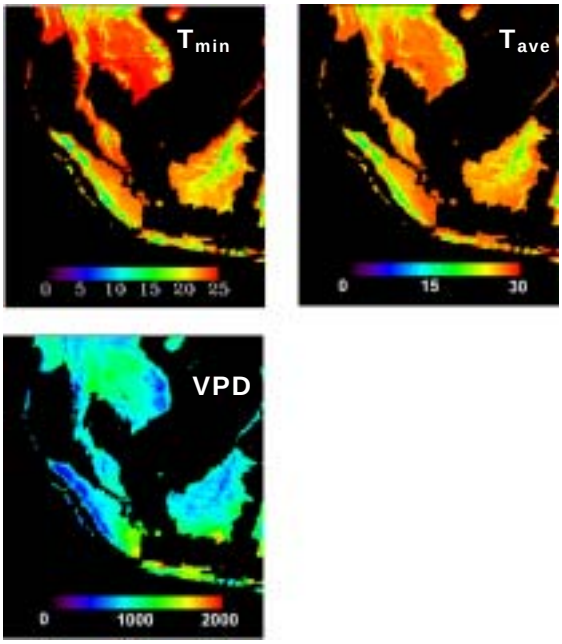


Figure 5.2. Examples of the monthly mean temperature (T_{ave}, ℃), monthly mean minimum temperature (T_{min}, ℃), and monthly average vapor pressure deficit (*VPD*,hPa) maps in September 1999.

(3) 精度評価

精度評価は, *Willmott and Matsuura* [1995] がアメリカ全土の気温マップを作成の際に行った評価方法 (Simple cross validation) と同様の方法で行った。つまり, 利用した気象官署の中で 1 サイトを取り除き, その取り除いたサイトの気温を IDW 法で推定し, 実際の観測値との差を計算する。これをすべての気象官署で繰り返し計算し, その差の RMSE を計算する。

上記の方法を, 1997 年の計 12 ヶ月分×約 200 サイトの観測値に適用し精度を確認した。

Table 5.2 に月平均気温, 月平均の日最高気温, 月平均の日最低気温, 月平均露点温度の結果をまとめた。T_{ave} の誤差は 1.53 (℃), T_{min} (℃)の誤差は 1.38 であった。また, それぞれの気温パラメータの誤差には相関があり, 平均気温を高く見積もった場合には, その他の気温パラメータも高く見積もるような関係があった。

T_{ave} と T_d の誤差から飽差 (VPD) の誤差を見積もったところ, 11.7%であった。観測値と推定値と差の平均値 (Average difference, A. D.) は 0.2-0.34 (℃) であり, 誤差のバイアス分は小さかった。

Table 5.2. Summary of the simple cross validation results.

	T_{max}	T_{min}	T_{ave}	T_d
Average	31.92	23.32	27.35	23.01
RMSE	1.53	1.38	1.20	1.24
A.D.	0.23	0.20	0.21	0.34

A. D.: Average difference

Unit: ℃

5.3 純一次生産量推定値の不確実性評価

広域NPP推定値の誤差として，モデルに入力する各種データの誤差に起因するものとモデル自体の不確実性によるものが考えられる。NPP 推定値の不確実性は，既往研究でも幾つか検討されている [*Pan et al.*, 1996; *Knorr and Heimann*, 2001a, 2001b; *Matsushita and Tamura*, 2002; *小林*, 2002]。例えば *Pan et al.*, [1996] は，北米において 3 つの気象データセットでNPP推定モデルの一つであるTEM (Terrestrial Ecosystem Model) を用いて入力パラメータ誤差に起因する NPP 推定値の不確実性を議論している。しかし，NPP の不確実性は，使用するモデルや入力データ毎に特性が異なる為，本研究でも NPP 推定に先立って不確実性の評価を行う必要がある。

本節では，まず2-4章及び5.2節での議論を参考にモデルに入力するパラメータ誤差がNPP推定誤差に与える影響を見積もり，その後，地上観測データとの比較によりモデル自体の不確実性について議論する。

5.3.1 入力パラメータの誤差に起因する純一次生産量推定誤差

本研究で採用したRunningモデルを用いた場合，誤差要因となる入力パラメータとして，LAI, PAR，日平均気温，日最低気温，飽差の 5 つがある。以下にそれぞれのパラメータの誤差について述べる。

(1) <u>各入力パラメータの誤差</u>

LAI

4 章より，LAI の推定誤差はヘイズによる NDVI の低下による誤差が最大約 30%であった。ただし，ヘイズ発生によって NDVI が低下する地域･季節は限られることから，通常 NDVI の誤差はこれより十分小さく 14-21%程度である。また，ヘイズ発生時の LAI 補間スキームの予測誤差は，地域や補間期間によって差があるが 15%程度であった。

これらの検討を踏まえると，一部地域･期間で LAI の誤差が大幅に悪化する可能性は否定できないものの，年間を通して考えた場合，大部分の地域ではLAIの誤差は，21%を超えることはないと言える。

本研究では雲の影響を最小限に抑えるべく一月の NDVI 最大値を抽出して使用しているが，これでも除去しきれない雲の影響が若干残っている。そこで，この影響があることを加味してLAIの誤差を 30%として評価する。

PAR

2 章より推定誤差は 10%程度であった。従って，本検討では，PAR の月平均値の誤差は

10%として, 評価する。

気温 (平均気温･最低気温･最高気温･露点温度) と飽差

5.2 節より気温の誤差は 1.2-1.5℃であった。飽差は気温から算出されるパラメータなので, 気温がプラスの誤差を持つ場合には飽差もプラスの誤差を持ち (+12%誤差), 気温がマイナスの誤差を持つ場合には飽差もマイナスの誤差を持つ (-18%誤差)。そこで, 本研究では, 気温データの誤差を±1.3℃ (平均気温が+1.3℃のときは残りのすべての気温パラメータも同様の誤差とする。) として, 誤差評価を行った。

(2) 誤差解析方法

本研究では入力パラメータが NPP 推定値に与える影響を以下のように評価した。各入力パラメータの誤差に起因する月毎の NPP 推定誤差 ($\delta NPP_{\mathrm{month},xi}$) は以下の式で表せる。

$$\delta NPP_{month,xi} = NPP(x_i \pm \delta x_i) - NPP(x_i) \qquad (5.4)$$

月毎の NPP の誤差 ($\delta NPP_{\mathrm{month}}$) はすべての入力パラメータ x_i の 2 乗和を取って以下の式で算出した。

$$\delta NPP_{month} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (\delta NPP_{month,xi})^2} \qquad (5.5)$$

同様に年間の NPP の誤差 (δNPP) は各月の誤差の 2 乗和で以下の式で算出した。

$$\delta NPP = \sqrt{\sum_{i=1}^{12} (\delta NPP_{month})^2} \qquad (5.6)$$

(3) 解析結果

Table 5.3, Table 5.4 に, 森林, 草地･農地タイプにおける植生の入力パラメータの誤差に起因する NPP の誤差を植物の LAI の大きさ順にまとめた。ここで, 森林及び草地･農地タイプの NPP は, Box 1 の計算式と Appendix 2 に示したそれぞれの植生タイプの係数を用いて算出している。なお, LAI は, +誤差の場合と-誤差の場合で NPP に対する感度は異なる。Table 5.3 には通常誤差が大きい傾向のあった LAI=+30%誤差の場合についてまとめてある。

本研究では, 東南アジアにおける 2 種類の典型的な気象条件と, ヘイズ発生時を想定した気象条件のシナリオを用いて誤差を評価した。Scenario 1 は, 一年中湿潤な気候状態 (PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C), Scenario 2 は, 雨季/乾季がそれぞれ 6 ヶ月ずつ存在する状態 (Wet season: PAR= 8MJ/m2/day, VPD=800 hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Dry season: PAR=10MJ/m2/day, VPD=1500hPa, T_{ave}=30C, T_{min}=20C), Scenario 3 は, 通常は湿潤であるが 3 ヶ月間ヘイズが発生し, PAR が減少した (Wet season:PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Hazy season: PAR=4MJ/m2/day, VPD=1000hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C) 場合である。

森林タイプでは, 誤差は最大 12%程度である。また, Scenario 1 の場合には他と比較して若干誤差が少ない傾向がある。LAI の大きさで比較すると, LAI=1-4 の時は比較的誤差が少なく, 7%以内であるが LAI が 0.5 の場合と 6 の場合は, 誤差が大きい。LAI が低いときに誤差が大きくなるのは LAI の変動に対する光合成 (GPP) の感度が高いためである。また, LAI が高いときに誤差が大きくなるのは, LAI の変動に対する植物の呼吸量の感度が高くなるためである。

草地･農地タイプでは, LAI=4 の場合を除くと, 誤差は 12%以内である。しかし, LAI=4 の場合は, 最大 25%の誤差が生じることがわかる。この誤差は, 主に LAI 誤差に起因する。つまり, 草地･農地の場合には, LAI が 3 程度で光合成の飽和域に達するため, LAI に 30%誤差が生じても, 光合成量はそれほど変化しないのに対して, 呼吸量は LAI の増加に対して飽和せずに増加するため, 結果として NPP が減少する傾向が強まるからである。つまり, LAI が 4 程度の場合, LAI を真値より高めに推定すると大きな誤差要因となると言える。但し, 草地･農地の場合, LAI の大きさが 4 に達する地域は多くない。また, 草地･農地の LAI には季節変化があり, たとえ LAI=4 に達したとしても, 通常その期間は 1-2 か月にとどまる。従って, 実際の, 草地･農地の誤差は LAI=3 以下の場合が妥当な値と考えられることから, 通常 12%以内と考えられる。

Table 5.3. Summary of the sensitivity analysis under various climate and LAI conditions in the forest type.

(a) Scenario 1:wet condition (PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual} (%)
0.5	754	69	9.25
1	1385	86	6.23
2	1984	86	4.38
3	2177	89	4.11
4	2145	104	4.87
6	1917	154	8.06

Unit= (gC/m^2/year)

(b) Scenario 2: monsoon condition (Wet season: PAR= 8MJ/m2/day, VPD=800 hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Dry season: PAR=10MJ/m2/day, VPD=1500hPa, T_{ave}=30C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual}(%)
0.5	727	71	9.88
1	1345	91	6.76
2	1908	99	5.19
3	2061	111	5.41
4	1986	133	6.70
6	1669	193	11.58

Unit= (gC/m^2/year)

(c) Scenario 3: 3 hazy months/9 wet condition months (Wet season:PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Hazy season: PAR=4MJ/m2/day, VPD=1000hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual}(%)
0.5	616	44	7.20
1	1153	54	4.76
2	1647	59	3.59
3	1787	71	4.01
4	1731	90.	5.25
6	1476	140	9.50

Unit= (gC/m^2/year)

Table 5.4. Summary of the sensitivity analysis under various climate and LAI conditions in the cropland/grassland type.

(a) Scenario 1:wet condition (PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual} (%)
0.5	380	37	6.77
1	592	43	5.19
2	735	43	4.86
3	721	44	7.29
4	602	56	14.02

Unit= (gC/m^2/year)

(b) Scenario 2: monsoon condition (Wet season: PAR= 8MJ/m2/day, VPD=800 hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Dry season: PAR=10MJ/m2/day, VPD=1500hPa, T_{ave}=30C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual} (%)
0.5	364	27	7.29
1	556	34	6.07
2	658	47	7.07
3	600	71	11.80
4	436	108	24.68

Unit= (gC/m^2/year)

(c) Scenario 3: 3 hazy months/9 wet condition months (Wet season:PAR=8MJ/m2/day, VPD=800hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C, Hazy season: PAR=4MJ/m2/day, VPD=1000hPa, T_{ave}=25C, T_{min}=20C)

LAI	NPP_{annual}	δNPP_{annual}	δNPP_{annual} (%)
0.5	308	16	5.12
1	471	20	4.31
2	561	32	5.77
3	516	54	10.41
4	382	83	21.65

Unit= (gC/m^2/year)

5.3.2 地上観測値との比較

5.3.1 項では, モデルに入力するパラメータに起因する誤差を評価した。本項では, NPP 推定モデルによる推定値と既存の地上観測によって得られた NPP 推定値の比較を行う。そして, NPP 推定モデルの持つ誤差範囲を評価するとともに, モデルで仮定されている各係数の影響について考察する。

(1) フィールド調査による NPP の算出法

地上における NPP の一般的な測定法に関しては, *Clark et al.*, [2001a] がまとめている。地上観測から得られた NPP（gC/m2/year）は以下の式で算出される。

NPP_{ground}（gC/m2/year）=幹部のバイオマス増加量
+落葉･落枝-倒木等の枯死
-動物による被食量
=総光合成量-呼吸量-倒木等の枯死-動物による被食量

ここで, 幹部のバイオマス増加量は 2 時期のバイオマス量の差として算出する。バイオマスを計算するためには, まず観測サイトにおける 10cm 以上のすべての樹木に対する 1.3m の高さにおける幹の直径（胸高直径）を特定期間内で計測し, 胸高直径からアロメトリ式を利用して樹高を計算する。そして樹高と胸高直径からバイオマス量を推定する [*Okuda et al.*, 2001]。

一方, NPP 推定モデルで算出される NPP は総光合成量-呼吸量であり, 倒木等の枯死や動物の被食量の影響は含まれておらず, 地上観測で得られた値とは若干定義が異なる。従って, 本研究では既往文献値から可能な限り枯死や被食量を取り除くことで比較を行った。

(2) 比較データ

本研究では, マレーシア･Pasoh（2.98N, 102.31E）における測定値 [*Kira et al.*, 1998; 奥田他, 2001], タイ･Kao Chong (7.58N, 99.8E) における測定値 [*Kira*, 1998]及びインドネシア･Bukit Soeharto（0.85N, 117.03E）における測定値 [*蒲生他*, 2002] を利用した。Figure 5.3 に各サイトの位置を示す。

a. Pasoh (2.98N, 102.31E) について

Kira et al. [1998] は Pasoh 保護林 [*Okuda et al.*, 2003, *Davis et al.*, 2003] において, International Biological Program (IPB) 期間中（1971-1973）に 2ha と 0.2ha の観測プロットをそれぞれ 5 サイトずつ設けて観測を行っている。Pasoh 保護林は東南アジア熱帯林で多く見ら

れるフタバガキ林 (Depterocarp) で構成されている。*Kira et al.* [1998] の測定期間は本研究の NPP 推定期間（1997-2002）とは異なる。一方, *奥田他* [2001] は, Pasoh 保護林の天然林 (6ha) 及び再生林 (6ha) における炭素収支を 1992-2001 年の測定値を用いて定量化しており, 地上部の NPP を算出している。Table 5.5 に *Kira* [1998], *奥田他* [2001] による測定結果を示した。なお, *奥田他*. [2001] では, 動物による被食量と地下部のバイオマス変化量は測定されていないため, *Kira* [1998] の測定した値と等しいと仮定して計算している。本研究では, Pasoh の NPP はこの 2 つの研究報告と比較する。

Table 5.5. Summary of the carbon dynamics in Pasoh Forest Reserve.

	Kira et al. [1998]	Okuda et al. [2001]	
	Primary	Primary	Regeneration
NPP_{ground} (above and root)	1274	-	-
NPP_{ground} (above)	-	885	1173
Root increment	27	-	-
Fallen trees	166	602	169
Predation by insects	135	-	-
NPP	1575	1649	1504

Unit= ($gC/m^2/year$)

b. Kao Chong (7.58N, 99.8E) について

Kira [1998] は, Kao Chong 保護林において, 1960 年代に 0.04ha のサイトで観測を行っている。Pasoh の場合と同様に, 測定期間は本研究の NPP 推定期間（1997-2002）とは異なるが両期間で火災等の擾乱は無いことから, 長期平均値同士を用いて NPP を比較した。

c. Bukit Soeharto（0.85N, 117.03E）について

蒲生他 [2002] は, 2000-2001年にかけて, Bukit Soeharto 演習林内のサイトで観測を行っている。この森林は 1983 年及び 1998 年のエルニーニョの乾燥化でフタバガキが焼失し, その後マカランガ (Macaranga 属) が卓越している。*蒲生他* [2002] によれば, この地域でマカランガ (Macaranga 属) の稚樹が卓越し始めたのは, 火災によって森林が焼失してから約 1 年半であった。従って, 2000 年は, まだ幹の細い稚樹が大部分を占めていたと考えられる。一方, NPP を算出する際の幹部のバイオマス増量分は胸高直径 10cm 以上の樹木を対象に行われているため, マカランガ (Macarang 属) の稚樹の成長分が十分に計算されていないことが原因で, 衛星データから推定された NPP の比較には適さない可能性がある。従って, 本研究では火災発生後 2 年以上経た 2001 年の NPP 観測値を衛星データとの比較に用いた。

(3) <u>比較結果</u>

Figure 5.4, Table 5.6 に本研究の算出値と各サイトの地上観測値との比較結果を示す。なお, *Kira* [1998] によれば Kao Chong の観測値は±110 (gC/m^2/year) 程度の不確実性があるしている為, この分布をエラーバーで示している。また, Kao Chong 及び Bukit Soehart の観測値の黒四角及び黒三角は, 動物による被食量を含めた値となっている。*小池* [2003] によると動物の被食量は葉の総量の 10%程度とされている。一方, 本研究で使用した Running モデルでは, 葉の平均寿命を 2 年[注 5-1)]としている。従って, 動物の被食量は落葉量の 2 倍程度 (20%) と見積もられる。厳密には, 動物の被食量はサイト毎に異なるが, 本研究では被食量は落葉量の 2 倍程度と仮定し,動物の被食量の影響を補正した。この補正後の値が, 白四角と白三角の値である。

Figure 5.4 からなお, 衛星観測値と地上観測値との差は, 補正前は 5-23%であり, 補正後の値は, 5.5-10.6%であった。また, 本研究の衛星推定値は地上観測によって得られた値よりも常に高いことがわかる。このバイアス分は, 被食量の補正を行った値で計算すると, 平均 6% (85 gC/m2/year) であった。バイアス誤差の最も大きな原因として, NPP 推定モデルで固定値となっているモデル係数が, 東南アジア植生に最適化されていない事によると推察される。この場合, GPP の値が過大評価されている場合と, 呼吸量 R が過小評価されている場合, あるいはその両方が考えられる。GPP に関しては, 今回の検証地域では, GPP に対する VPD と最低気温のストレスが小さいので, ε_{max} の設定値 (Appendix 2 参照) が高すぎる事に起因する。また, 呼吸量 R に関しては, 呼吸量の原単位パラメータ C の値が低すぎることに起因する。しかし, 本研究の検証データだけでは, それらの寄与を議論することはできない。モデルの更なる改良には GPP, R と言った個別の測定値を用いて評価することが必要となるだろう。

その他の誤差原因として, Kao Chong では長期平均同士を比較したものの, 観測期間が異なる問題がある。観測期間中には, 森林火災等の大規模な擾乱はないものの, 熱帯林そのものは破壊と再生が同時並行的に起こる動的平衡状態であることから [*Picket and White*, 1985], この変動が影響しているものと言える。

また, *奥田他* [2001] でも述べられているように熱帯生態系は, 空間的に不均一性が高い。実際, 本研究で比較に用いた Pasoh の primary forest と Regeneration forest でも NPP の測定値には 9% (140 gC/m2/year) 程度の差があり, 同一の森林内でも場所によってこの程度の差は生じていると考えられる。一方, NPP 推定モデルは, NPP をある程度の空間平均的な描像として捉えられているので, このような NPP の局所的な変動は捉えられていない。

衛星推定値の誤差としては, 入力パラメータに起因するの不確実性がある。入力パラメータ

注 5-1) *Reich et al.* [1991] は熱帯域 23 種の葉の寿命を測定している。彼らの測定結果によれば葉の寿命は 0-50 ヶ月の間に分布しており, 平均値を 2 年とする仮定は妥当な範囲であると考えられる。

に起因する誤差は 5.3.1 項の Table 5.3 (a)（湿潤条件で高 LAI の場合のシナリオ）で議論した結果を適用すると，最大 7%の誤差になる。従って，衛星推定値と地上観測値との差が，すべてモデルの不確実性によるものとした場合，両者の誤差は±8%（入力パラメータ誤差）±10.6%（モデル誤差）=13.3%と評価できる。

本研究では利用可能な地上観測データの制約から熱帯多雨林の 3 地点 (計 5 データ) のみでの比較結果を示した。NPP の推定モデルは異なるが，同じ光利用効率による NPP 推定モデルを提案した *Monteith* [1972] は，穀物（イネやトウモロコシなど）の NPP 推定の際にモデルの不確実性を評価した結果，17%程度であったと報告している。実際には，この程度の不確実性がモデルに存在する可能性もある。仮にモデルの不確実性を 17%として入力パラメータとの誤差（7%）を合わせると 18.4%となる。これらの検討から，本研究における，単一画素における NPP 推定値（絶対値）の誤差範囲は最大でも±20%を超えることはないと言える。

Figure 5.3. Map showing the locations of NPP validation sites. Pasoh: (2.98N, 102.31E), Kao Chong: (7.58N, 99.8E), Bukit Soeharto: (0.85N, 117.03E0).

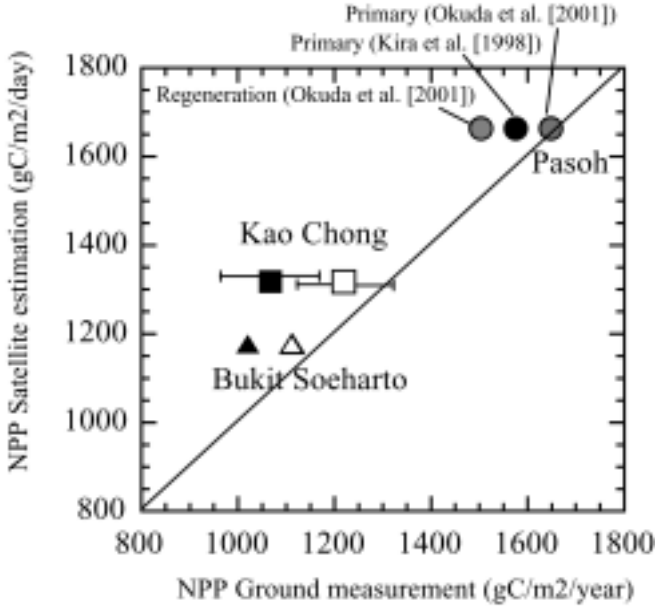


Figure 5.4. NPP comparison between ground measurements and satellite estimates. Opened rectangle and triangle denote the values after correction for predation by insects. Dotted error bars indicate the maximum CO2 fertilization effect on NPP.

Table 5.6. Summary of the comparison results.

	$NPP_{satellite}$	NPP_{ground}	Difference (%)
Bukit Soeharto	1177	1112	5.85
Pasoh[a] (Kira et al. [1998])	1663	1576	5.55
Pasoh[a] (Okuda et al. [2001])	1663	1649	0.85
Pasoh[b] (Okuda et al. [2001])	1663	1504	10.57
Kao Chong	1318	1219	8.14

a: Primary forest, b: Regeneration forest

5.4 東南アジアの純一次生産量推定結果

本節では, 東南アジア全域の NPP 分布や各地域ごとの NPP 総量の推定結果を示す。

(1) NPP 推定結果の評価

Figure 5.5 に本研究の検討に基づく, 1997-2002 年における東南アジア全域の NPP の推定結果を示す。但し, 1999 年は, LAI 分布を導出する際に PAL データを用いた場合と, SPOT/VEGETATION を用いた場合の結果を示している。1997-2002 年までの NPP 推定結果には, ごくわずかに雲の影響と考えられる LAI の異常低下による, NPP の異常値が存在した。しかし, 全体として不自然な境界等は無く, NPP 分布を良好に再現していると言える。

1999 年の PAL データと SPOT/VEGETATION データによる NPP 分布を見ると, 全体として空間分布は一致していたものの, SPOT/VEGETATION データによる推定ではスマトラ島中部で値が低い地域が見られる。Table 5.7 に PAL 及び SPOT/VEGETATION データで推定した NPP の比較結果を示す。ここで R1~R5 の NPP の値は Figure 5.6 に示した地域の NPP を示している。この結果から, PAL と SPOT データによる NPP 推定値の差は東南アジア全域で 2.4%であり, 地域によって-4.3~7.8%の差があることが分かる。

この主要因は, PAL データと SPOT データによる LAI 推定値のバイアス的な差である。4 章にて検討したように, 本研究では PAL データと SPOT データを関係付けるために, 式 (4.2) を用いた。これは, NDVI の季節変化が大きいインドシナ半島の NDVI データで作成されている。従って, 若干ではあるが他の地域では, LAI にバイアス的な差が生じてしまった。これは, SPOT/VEGETATION と PAL の NDVI 関係式を作成した R5 (インドシナ半島) では, 両データでの NPP の差はほとんど無いことからも理解できる。従って本研究では, SPOT/VEGETATION データで計算された各地域毎の NPP の総量を補正した。補正は, 1999 年の PAL と SPOT/VEGETATION の両データによる各地域毎の NPP 総量の差分を補正ファクタとして 1999-2002 年までの NPP の各地域の総量に乗じることで行った。

(2) NPP の地理分布

インドネシア・カリマンタン島とスマトラ島では, NPP (gC/m2/year) は 1000~1800 (gC/m2/year) の間であり, 北部の方が南部より, 大きい傾向にあった。スマトラ島・マレー半島における NPP はそれぞれ 1000～1500, 1000-1800 (gC/m2/year) の間であった。インドシナ半島では, チャオプラヤ川 (Chao Phraya) 流域, 北東部のコラート高原 (Khorat Plateau) 及びメコン川 (Mekong) 流域の大半は農地 (水田・畑地) である。本研究の推定結果では, この地域の NPP は 400-700 (gC/m2/year) の間であった。また, 北部及び東部のベトナム (アンナン山脈, Annamese Cordillera) 付近における森林地帯の NPP は 1000-1600 (gC/m2/year)

の間であった。

1997 年, 1998 年, 2002 年はカリマンタン島やスマトラ島で, NPP が他の年度より大きく減少している地域が見られる。この原因として 2 つの可能性が考えられる。1 つ目は, これらの年に発生したヘイズによる PAR の減少によって植物の光合成量が減少した可能性である。2 つ目は, 1997 年, 1998 年, 2002 年はエルニーニョの年であり, 少雨･乾燥化の気候条件であったことから, これらの乾燥ストレスにより植物の光合成量が減り, 一方で, 恒常的に必要な呼吸量が増加したことによって NPP が減少した可能性である。これらについては, 次節にて詳細に考察する。

Oikawa and Ito [2001] は陸域生態系炭素循環モデル Sim-CYCLE [*Ito and Oikawa*, 2002] を用いて, アジア全域の炭素収支の地理分布を評価している。彼らは, モデルの入力気象データとして NCEP/NCAR 再解析データを基にした気候値を作成して利用し, *Olson et al.* [1983] によって作成された 0.5 度グリッドの全球植生図を利用して NPP を含む炭素収支量を計算した。本研究の NPP の地理分布は, *Oikawa and Ito* [2001] による東南アジアの NPP の地理分布と大まかな傾向は一致していた。しかし, インドシナ半島では北部と東部の森林地帯やスマトラ島の南部で, 本研究の NPP 分布と若干異なっていた。このような違いは, 採用した植生分類図の違いや気象データの違いを反映しているものと推察される。森林タイプと草地･農地タイプでは, NPP は大きく異なる為, 本研究と *Oikawa and Ito* [2001] において採用した植生分類図の分布の違いは NPP 分布との大きな差として現れる。スマトラ東南部では, 本研究で採用した植生分類図では, 大部分が森林タイプであったのに対して, *Olson et al.* [1983] では草地･農地タイプであった。従って, この地域の NPP 分布の違いは植生分類図の影響であると言える。一方, インドシナ半島の分布の違いは植生分類図の違いとも必ずしも一致しておらず, 気象データの違いの影響もあると言える。

(3) <u>東南アジア及び各地域ごとの NPP 総量</u>

Table 5.8 は, Figure 5.6 に示した, スマトラ島 (R1), カリマンタン島 (R2), ジャワ島 (R3), マレー半島南部 (R4), 及びインドシナ半島 (20N-10N の地域, R5) における NPP の総量を 1997-2002 年まで算出した結果である。本研究では, 東南アジア全域の NPP は解析期間平均で 3.28 (PgC/year) と推定された。これを, 5.3 節での検討から森林と草地･農地のそれぞれの不確実性 (±13.3%, ±18.4%) の平均値 (16%) を総量推定の誤差とすると, 東南アジア全域の NPP は 2.76-3.80 (PgC/year) 程度となる。また, その年毎の変化を見ると, NPP が一番大きい年 (1999 年)と小さい年 (1997 年) で 0.34 (PgC/year) の差が見られた。

近年の解析結果によると, 全球陸域植生の NPP の総量は, 44.4-66.3 (PgC/year) で平均 50 (PgC/year) 程度と考えられているから [*Cramer et al.*, 1999], 東南アジア全域の NPP は全

球の約 6.5%となる。なお, *伊藤* [2003]によれば, 東アジア (20N-60N, 100E-170E, $10.4*10^6$ km^2) の NPP は, 5.06 (PgC/year) と計算されている。また, その中で日本の NPP 総量は 0.25 (PgC/year) と見積もられている（*小林他*, [2002]）。東南アジアの面積は $2.84*10^6$ km^2 であり, 単位面積当たりの NPP は東アジアよりも 2.3 倍大きい。従って, 気候変化（ヘイズを含む）や土地利用改変などによる, 東南アジアにおける NPP の変動は,アジア全域の NPP にも大きな影響を与えると言える。

Table 5.8 の R1-R5 までの地域別の NPP 総量を見ると, R2 と R5 が大きくなっており, それぞれ東南アジア全域の 30%近くを占める。これは, R2 は単位面積当たりの NPP が大きな熱帯多雨林が多く存在するためであり, R5 は他の地域と比較して面積が大きいことによる。

Table 5.9 (a), (b) は, それぞれの地域における森林と農地の NPP 総量をまとめた結果である。なお, Table 5.9 (a) の R5 の地域には, 落葉樹林も存在するため, 落葉樹林分の NPP は括弧書きで記した。それぞれの地域の中で, R1 と R2 は単位面積当たりの NPP が大きい森林が卓越している為, これらの地域における NPP の大部分は森林によるものであった。一方, R3-R5 の NPP には, 農地と森林それぞれカテゴリからの寄与があった。東南アジア全域では, 農地の NPP が 16%, 森林の NPP が 84%であった。

また, NPP の年変化を見ると (Table 5.8), ラニーニャ年の 1999 年-2000 年は大きく, エルニーニョ年の 1997 年-1998 年は小さかった。NPP が最大の 2000 年と最小の 1997 年の差は, 約 10%であり, この差の 82%は, 1997 年の大量のヘイズが発生した, R1, R2 における森林タイプの植生のからの寄与であった。

以上の NPP 推定結果をもとに, 次節以降にて NPP に対するヘイズの影響を考察する。

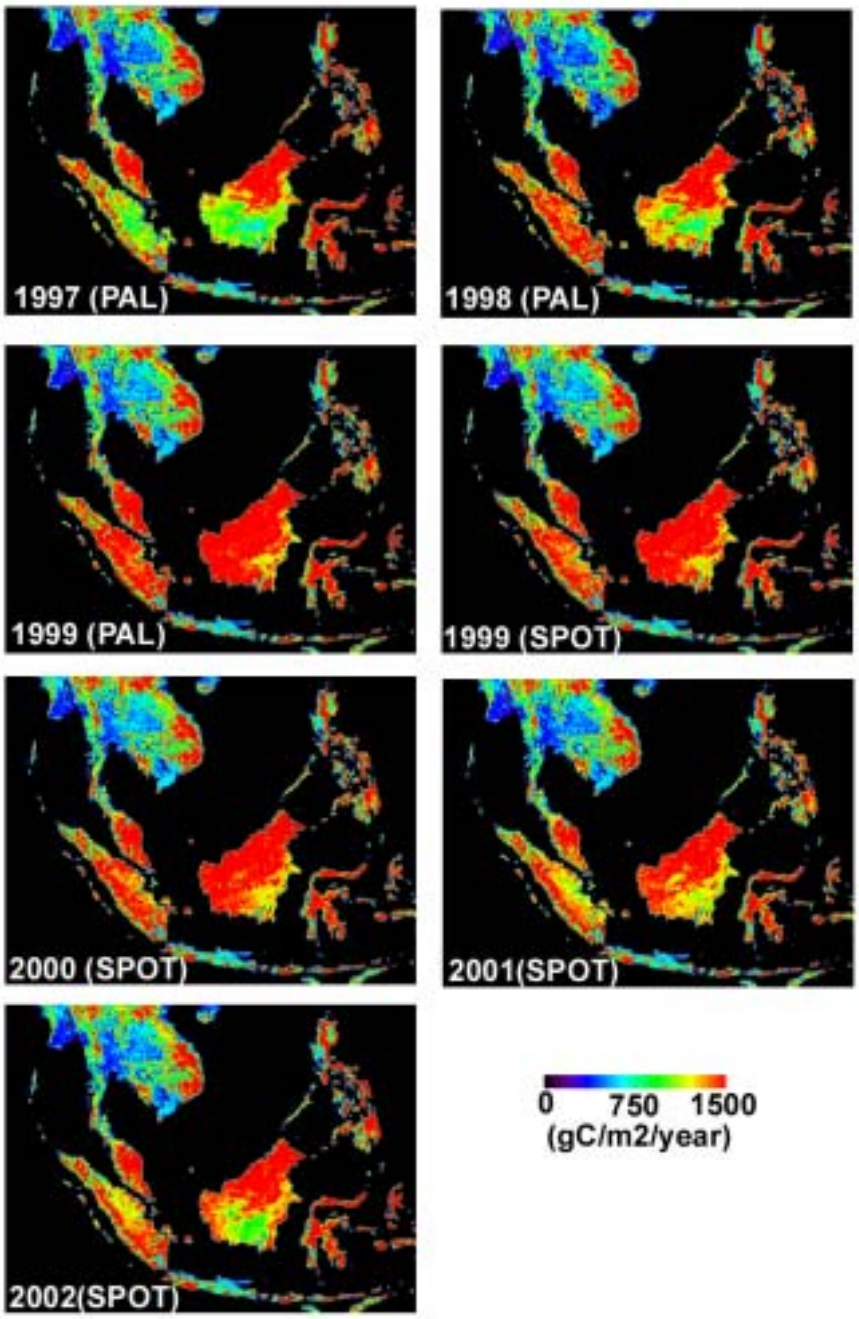


Figure 5.5. Spatial variations in NPP from 1997 to 2002. PAL derived LAI data were used for NPP estimates from 1997 to 1999, and SPOT derived LAI data were used from 1999 to 2002. In 1999, NPP from both LAI data were shown.

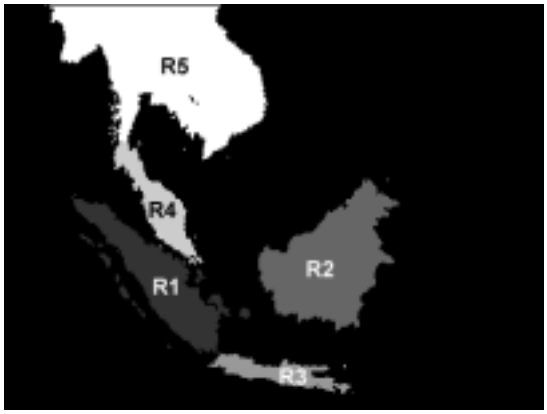


Figure 5.6. Five areas defined for NPP estimates in the current study. R1: Sumatra Island and other islands around Sumatra ($5.12*10^5$ km^2), R2: Kalimantan Island ($7.62*10^5$ km^2), R3: Java Island ($1.48*10^5$ km^2), R4: Malay Peninsula below 10N ($2.15*10^5$ km^2), R5: Indo China Peninsula between 20N-10N ($12.48*10^5$ km^2).

Table 5.7. Comparison between PAL-based and SPOT-based NPP estimates in 1999. (Unit:PgC/year)

	R1	R2	R3	R4	R5	Total
PAL NPP	0.697	1.212	0.131	0.296	1.102	3.44
SPOT NPP	0.658	1.190	0.137	0.273	1.098	3.36
PAL-SPOT	0.039	0.023	-0.006	0.023	0.004	0.08
Difference(%)	5.57	1.86	-4.34	7.88	0.39	2.42

Table 5.8. Summary of the total NPP in five regions defined by Figure 5.6. (Unit:PgC/year)

Year	R1	R2	R3	R4	R5	Total NPP
1997	0.61±0.079	1.00±0.13	0.14±0.019	0.28±0.037	1.06±0.14	3.10±0.40
1998	0.67±0.088	1.04±0.14	0.13±0.017	0.27±0.036	1.01±0.13	3.14±0.41
1999	0.70±0.090	1.21±0.16	0.13±0.017	0.30±0.039	1.10±0.14	3.44±0.45
2000	0.70±0.090	1.19±0.15	0.13±0.017	0.30±0.039	1.12±0.15	3.44±0.45
2001	0.67±0.087	1.12±0.15	0.13±0.017	0.28±0.037	1.06±0.14	3.26±0.42
2002	0.68±0.087	1.09±0.14	0.14±0.018	0.30±0.039	1.09±0.14	3.30±0.43
Average	0.67±0.087	1.11±0.14	0.14±0.018	0.29±0.038	1.07±0.14	3.28±0.43

Table 5.9. Summary of the total NPP in five regions defined by Figure 5.6 (a) forests and (b) grassland/cropland. (Unit:PgC/year)

(a) Forest

Year	R1	R2	R3	R4	R5	Total NPP
1997	0.53±0.069	0.97±0.13	0.08±0.01	0.26±0.033	0.74±0.097	2.58±0.34
1998	0.59±0.077	1.02±0.13	0.07±0.009	0.25±0.032	0.69±0.071±0.092	2.64±0.34
1999	0.61±0.080	1.18±0.15	0.07±0.009	0.27±0.035	0.65±0.077±0.10	2.90±0.38
2000	0.62±0.080	1.17±0.15	0.07±0.009	0.27±0.035	0.76±0.075±0.097	2.86±0.37
2001	0.58±0.075	1.10±0.14	0.06±0.008	0.26±0.033	0.78±0.074±0.096	2.73±0.36
2002	0.59±0.077	1.07±0.14	0.07±0.009	0.27±0.035	0.73±0.076±0.099	2.76±0.36
Average	0.59±0.076	1.08±0.14	0.07±0.009	0.26±0.034	0.77±0.075±0.097	2.74±0.36
Total area	4.05	7.27	0.40	1.66	6.60	19.99

(Area: 10^5 km^2)

(b) Grassland/cropland

Year	R1	R2	R3	R4	R5	Total NPP
1997	0.081 ±0.011	0.025 ±0.0033	0.069 ±0.0090	0.028 ±0.0036	0.32 ±0.041	0.52 ±0.068
1998	0.084 ±0.011	0.025 ±0.0033	0.064 ±0.0084	0.026 ±0.0033	0.30 ±0.039	0.50 ±0.065
1999	0.083 ±0.011	0.028 ±0.0036	0.063 ±0.0082	0.028 ±0.0036	0.34 ±0.044	0.54 ±0.070
2000	0.082 ±0.011	0.024 ±0.0031	0.066 ±0.0086	0.026 ±0.0034	0.34 ±0.044	0.55 ±0.071
2001	0.086 ±0.011	0.025 ±0.0032	0.066 ±0.0085	0.026 ±0.0034	0.32 ±0.042	0.53 ±0.069
2002	0.086 ±0.011	0.025 ±0.0032	0.070 ±0.0090	0.028 ±0.0037	0.33 ±0.042	0.54 ±0.071
Average	0.087 ±0.011	0.025 ±0.0033	0.066 ±0.010	0.027 ±0.0035	0.32 ±0.042	0.53 ±0.070
Total	1.07	0.35	1.08	0.49	5.89	8.89

(Area: 10^5 km^2)

5.5 東南アジアの純一次生産量に対するヘイズの影響

5.5.1 ヘイズによる純一次生産量の減少量の見積もり

本項では, インドネシア及びインドシナ半島で, ヘイズの発生による NPP の減少量を推定した NPP データから見積もり, ヘイズの規模や発生時期との関係について考察する。

(1) <u>インドネシア森林火災発生時の影響</u>

a. 1997 年, 1998 年, 2002 年におけるヘイズによる NPP の減少量の見積もり

Figure 5.7 (a) に, インドネシアで大規模森林火災が発生し, ヘイズの影響を強く受けた 1997 年, 1998 年, 2002 年の NPP 分布を示す。また, 本研究では, ヘイズの影響を受けた地域の分布を, 1 年間の AI の積算値 (Annual Aerosol Index, AAI) で定義して Figure 5.7 (b) に表している。なお, AAI は AI に対するヘイズの感度が高くなる AI>0.3 の値が検出された場合のみ積算して算出している。

また, NPP に対するヘイズの影響と他の気象要因や植生分布の影響を分けて考える為に, , 2 章で開発した PAR 推定モデルを用いて PAR が発生していない条件の PAR を推定した。その際に, ヘイズの影響を考慮せず, τ_{550} としてこの地域の典型的な値 (τ_{550}=0.45) を一定値とした。さらに, この PAR データを用いて NPP の推定を行った (Figure 5.7 (c))。この時, 他の気象パラメータや LAI は Figure 5.7 (a) と同一のデータを用いているので, Figure 5.7 (a) と (c) との NPP の差は, すべてヘイズによる PAR の減少に起因することになる。

Figure 5.7 (b) を見ると, 1997 年にはスマトラ島とカリマンタン島及びマレー半島南部で, 1998 年と 2002 年には, カリマンタン島で, AAI の大きい地域がある。また, AAI の大きい地域はそれぞれの年において NPP が減少している地域と良く一致しており, 特に AAI>75 の地域は NPP の減少が激しい。実際に Figure 5.7 (a) と (c) を比較すると, AAI の大きい地域では, ヘイズを考慮しない NPP 推定値は, 1400-1600 (gC/m2/year) であったのに対し, 実際の NPP は 900-1300 (gC/m2/year) と 20%程度減少していた。カリマンタン島やスマトラ島は, 農地に比較してバイオマス量の大きな森林の割合が多い。バイオマス量の大きな森林は, ヘイズによって PAR が減少することにより総生産量 (GPP) が減少しても, 自身を維持するための呼吸 (R) はそれほど変化しないことから, 結果として正味の吸収量である NPP の大幅な減少につながったと考えられる。

ここで, AAI>75 の地域をヘイズの影響を特に強く受けた地域とする。ちなみに, これは, 第 3 章のヘイズの影響を受けた地域 (Figure 3.6) では, PAR が 20%以上減少した期間が 2 ヶ月

以上継続した地域にほぼ相当する。そして，この地域における 1997 年，1998 年，及び 2002 年の NPP の総量を Figure 5.7 の (a) と (c) からそれぞれ見積もった結果が Table 5.10 である。また，この間の年積算 PAR が Table 5.11 である。Table 5.10 より，ヘイズの影響を受けた地域は 1997 年が圧倒的に広く，従ってそれに伴ってこの地域全体の NPP の減少量も最も大きい。また，マレー半島と見ると，ヘイズによる NPP の減少は見られるものの，影響を受けた地域そのものは小さく，NPP の減少量も他の 2 地域に比較して小さい。マレー半島は，他の 2 地域と違って，大規模な森林火災は発生しておらず，主にスマトラ島からヘイズが輸送されてくる [*Koe et al.*, 2001]。従って，3 章でも述べたようにヘイズによる PAR の減少が他の 2 地域と比較すると小さく，一時的には，NPP に影響を及ぼしても，年単位･領域単位で見るとそれほど大きな影響を与えないと言える。

また，それぞれの年のヘイズによる NPP の減少量を Table 5.10 のヘイズを考慮していない場合の NPP と考慮した場合の NPP の差から計算すると，1997 年，1998 年，2002 年はそれぞれ，0.32±0.042，0.083±0.011，0.034±0.0044 (PgC/year)[注 5-2)] であり，東南アジア全域の NPP の 10%，2.6%，1.0%に相当する。森林火災によるヘイズの発生規模は年によって異なるため，NPP の減少量も年によって大きく異なる。ちなみに，1997 年にこの地域で吸収できなかった NPP の総量は，日本の NPP の総量 (0.25 (PgC/year)，*小林他* [2002]) とほぼ同程度であり，全球の NPP 総量 (50 (PgC/year), *Cramer et al.*, [1999]) の 0.6%程度である。

b. *Nichol* [1997] の推定値との比較

第 1 章でも述べたように，*Nichol* [1997] は，ヘイズの影響を受けた地域を衛星画像の目視判読と，報道資料から Figure 1.3 右図のように推定し (面積=1.5×10^5 km^2)，この地域で年率 2.5%の割合で NPP が減少したと仮定して，1994 年の NPP の減少量を 0.036 (PgC/year) と見積もっている。本研究では，1994 年は衛星データの欠測により推定することはできなかったが，他の年度と比較すると，この大きさは 2002 年のヘイズ発生時と同程度と言う結果となった。

第 3 章で明らかになったように，本研究によるヘイズによって PAR が減少した地域の面積は，*Nichol* [1997] の推定値より 50-60%程度小さい。また，ヘイズの影響を受けた地域では NPP が 20%程度減少しており，これは *Nichol* [1997] の使用した値 (2.5%) の 8 倍になる。

注 5-2) 今回の研究では，ヘイズを考慮した場合と，考慮しない場合の PAR データを使用した NPP の減少量の算出は，PAR データ以外は同一気象データ，同一植生データ，及び同一モデルによる比較をしている。従って，誤差成分の挙動はヘイズあり/なしの NPP 計算値でほぼ同じになると考えられる。この場合，NPP 減少量の誤差は減少量自体の 13%程度になると考えられえる。

但し，以上の議論は，今回採用した NPP 推定モデル自身の不確かさによって，例えば NPP（ヘイズ考慮なし）を過大推定し，NPP（ヘイズ考慮あり）を過小推定するように，モデル自身の不確かさが両者の場合で逆のセンスに働かないことが前提である。5 章の 5.3.2 項で地上観測値との比較の結果を見ると，NPP 推定値は 3 地域で常に若干過大推定 (80gC/m^2/year 程度) の傾向はあるものの，その推定値は一貫している。これは，今回比較した 3 つの地点では，PAR を含めた気象要素が異なるにもかかわらず，モデルの挙動は一貫していることを示唆する結果である。

従って，本研究では NPP 減少量の誤差をそれ自身の 13%程度として評価した。

これらの事実から，以下に説明するように，1994 年のヘイズの影響は *Nichol* [1997]の推定値よりも 2.7 倍程度大きい可能性がある。まず，1994 年のヘイズの影響は 1.5×10^5 km^2 とされているが，第 3 章の検討結果及び 1997 年と 1994 年におけるヘイズの影響範囲の比 [*Radojevic*, 2003] から計算すると，5×10^5 km^2 程度となる。一方，これらの地域では，平均 20%程度 NPP が減少していたと考えられるので，これらの結果から 1994 年の NPP の減少量は 2.7 倍程度大かった可能性がある。

このように NPP に対するヘイズの影響は，*Nichol* [1997] の見積もりよりも小さい面積で発生しており，その面積内での NPP の減少量は，*Nichol* [1997] の見積もりよりもはるかに大きいこと言える。

c.　東南アジアにおける陸域炭素収支に対する寄与

大規模森林火災の発生によって，森林や土壌の燃焼自体で大量の炭素が大気に放出される。*Page et al.* [2002] は，1997 年のインドネシア森林火災における，森林と土壌（主に泥炭湿地）の燃焼によって大気に放出された炭素量を 0.81-2.57 (GtC) と見積もっている。本研究で見積もった NPP の減少量はこの値と比較すると小さいが，この影響も同程度のオーダーで影響を及ぼしており，無視できる量ではないと言える。

また *Tian et al.* [2003] は 1980 年代の東南アジアの陸域の炭素収支量を TEM モデルによって見積もっている。彼らは，NPP と土壌呼吸に伴う炭素放出や土地利用変化の影響を含めた東南アジアの炭素収支は，1980 年代で平均 0.288 (PgC/year)であったと見積もっている。従って，森林火災が発生すると，森林の燃焼とヘイズによる NPP の減少で，通常年の炭素放出量の 4 倍以上の排出となる。

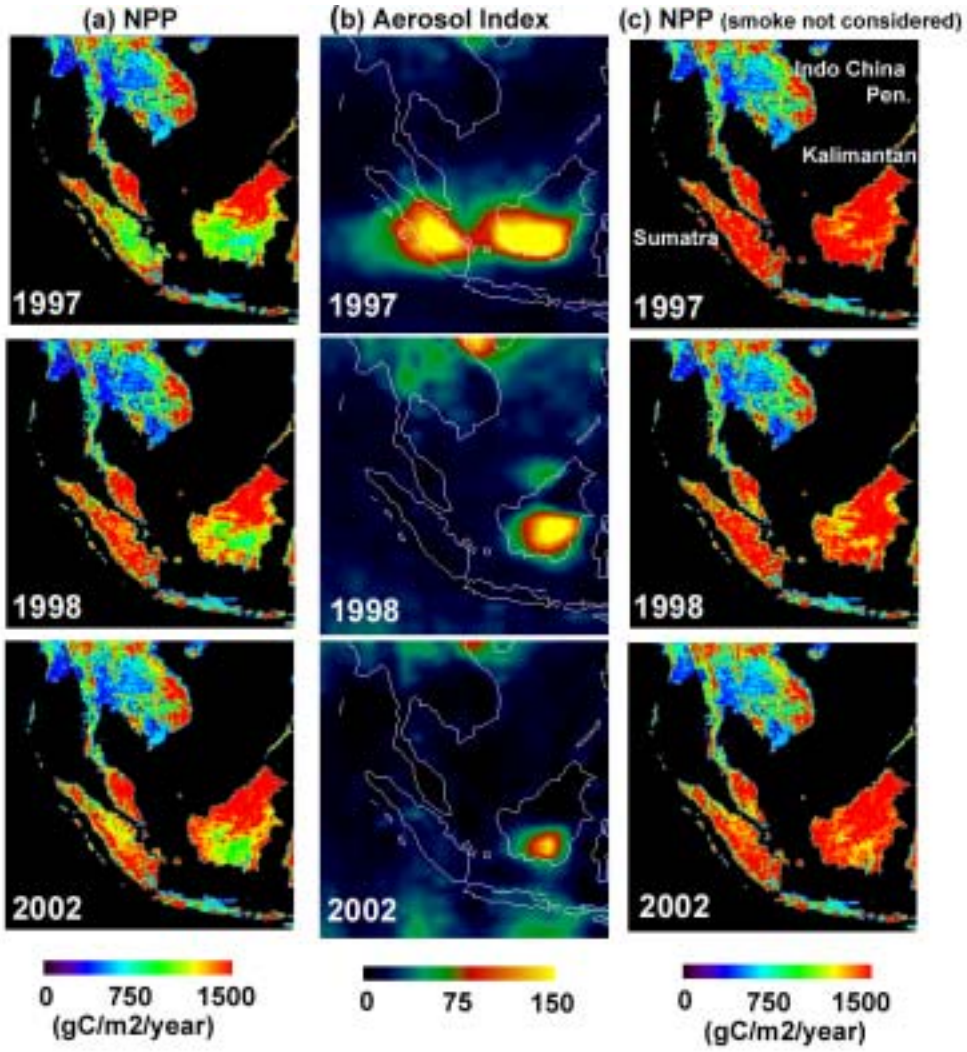


Figure 5.7. NPP and haze distribution in Southeast Asia. (a) NPP (same as Figure 5.5), (b) Annual accumulation of aerosol index, (c) NPP without haze effect in NPP calculations.

Table 5.10. Total NPP (PgC/ year) in highly hazy areas (AAI>75) in Kalimantan, Sumatra, and Malay Peninsula.

(a) Kalimantan Island (R2)

	1997	1998	2002
NPP	0.41±0.053	0.33±0.039	0.13±0.017
NPP (non-haze)	0.59±0.077	0.41±0.053	0.16±0.021
Area (10^5 km2)	3.78	2.74	1.13

(b) Sumatra Island (R1)

	1997	1998	2002
NPP	0.34±0.044	-	-
NPP (non-haze)	0.48±0.062	-	-
Area (10^5 km2)	3.00	-	-

(c) Malay Peninsula (R4)

	1997	1998	2002
NPP	0.0083±0.0011	-	-
NPP (non-haze)	0.0095±0.0012	-	-
Area (10^5 km2)	0.071	-	-

NPP:(PgC/ year)

In 1998 and 2002, hazy area was only found in Kalimantan Island.

Therefore only result in 1997 was written in Sumatra and Malay Peninsula.

Table 5.11. Average annual PAR (MJ/m2/year) in highly hazy areas (AAI>75) in Kalimantan, Sumatra, and Malay Peninsula.

(a) Kalimantan Island (R2)

	1997	1998	2002
PAR	2490	2570	2600
PAR (non-haze)	3000	2890	2900

(b) Sumatra Island (R1)

	1997	1998	2002
PAR	2450	-	-
PAR (non-haze)	2950	-	-

(c) Malay Peninsula (R4)

	1997	1998	2002
PAR	2730	-	-
PAR (non-haze)	2920	-	-

PAR: (MJ/m2/year)

In 1998 and 2002, hazy area was only found in Kalimantan Island.

Therefore only result in 1997 was written in Sumatra and Malay Peninsula.

(2) インドシナ半島北部のヘイズの影響

インドシナ半島でも，森林火災や野焼きによってヘイズは発生するが，3 章で述べたようにヘイズによる PAR の減少量はインドネシアに比較すると小さい。実際に，Figure 5.7 (b) を見ると北部で AAI の大きな地域が見られ，1998 年には AAI が 70 近くに達する地域も見られる。しかし，インドネシアのようにその値が 75 を超えることはない。

Table 5.12 に 1997-2002 年の各年における，インドシナ半島での NPP の減少量を Figure 5.7 (a)，(c) に示したマップで見積もった結果を示す。インドシナ半島では，インドネシアと異なり毎年春季にヘイズが発生することから，どの年においても，NPP が減少しており，その減少量は 0.019-0.054（平均 0.040）(PgC/year) であった。また Figure 5.7 (b) で AAI の大きい地域の面積が他の年より大きかった 1998 年に，減少量が最大であった。但し，インドシナ半島ではヘイズによる各年の NPP の減少量よりも，1997-2002 年の年変化の方が大きく（最大差 0.10 PgC），ヘイズ以外の要因 (気温，湿度，植生量) の影響の方が大きいと言える。

ここで，ヘイズによる NPP の減少量 0.040 (PgC/year) の内訳を土地被覆毎に見ると，森林が 65%を占め，35%が農地及び草地であった。この理由として，ヘイズ発生地域は主に山岳地帯にあり，森林地域の方がヘイズによる PAR の減少が激しい事と，農地･草地の場合，そもそも森林に比較して NPP が小さいため，インドシナ半島の総量で見ると，その寄与が小さいことが挙げられる。また，農地の場合，以下の説明するように農地を利用する季節にも関係があるだろう。

チャオプラヤ川 (Chao Phraya) 流域や，コラート (Khorat Plateau) 高原，メコン (Mekong) 川流域などには広大な農地(水田･畑地)が広がっている。*稲村* [1996] によれば，タイ国内の稲作の 71%は雨水に頼る天水田稲作である。従って，田植えの時期は，乾季から雨季へと移行した後の 6-7 月に行われ，11-12 月に収穫される。Figure 5.8 は，本研究で推定したインドシナ半島における農地の LAI の季節変化である（1997-2002 年の平均）。この図でも実際に 8 月に LAI が増加し，12 月に減少する様子が確認でき，天水田による稲作の影響を受けているものと言える。また，観測時期は若干異なるが，*橋本他* [2001] も， NOAA の AVHRR から算出された NDVI と地表面輝度温度データから，1995 年におけるタイ国内の農作物の生長が始まった時期を 170±46 日（6 月下旬）と算出しており，本研究におけるの推定値より 1 月ほど早いものの，本研究の LAI の季節変化と大きく矛盾しない。

この為，ヘイズによって 2-4 月の PAR が減少したとしても，NPP への影響は少ないと言える。但し，水田において安定的な収穫を得るために，今後灌漑稲作が進むことによって，乾季作の水田が拡大する可能性もあり，その場合には時期によっては PAR の減少による影響を受ける可能性がある。

Table 5.12. Total NPP (PgC/year) in Indo China Peninsula estimated by PAR data with haze considered and without haze considered.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
NPP	1.06	1.01	1.10	1.12	1.06	1.08
NPP non-smoke	1.10	1.07	1.15	1.16	1.07	1.13
Differences	0.035	0.054	0.049	0.038	0.019	0.042
	±0.0045	±0.0045	±0.0064	±0.0047	±0.025	±0.0055

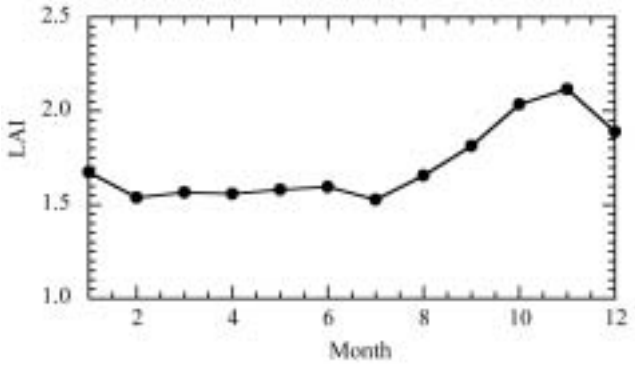


Figure 5.8. Mean LAI seasonal variations (1997-2002) in Indo China Peninsula.

5.5.2 地域ごとの純一次生産量の年変化と PAR の寄与

Table 5.9 に見られるように 1997-2002 年の東南アジアにおける NPP の総量には, 年々変動がある。熱帯域の NPP の年々変動は, 従来から気温や湿度, 降水量の年々変動との関係から説明されてきている [*Tian et al.*, 1998, 2003; *Ito and Oikawa*, 2000]。一方で, 5.5.1 項にて議論したように, ヘイズによる PAR の減少も NPP の変動に, 時として大きな影響を及ぼすことがわかった。本項では, ヘイズによる PAR の減少が NPP の年々変動に, どの程度の影響を及ぼしているかついて, 東南アジアにおける NPP への寄与の大きなカリマンタン島＋スマトラン島 (Figure 5.6 の R1, R2) とインドシナ半島 (R5) において, 他の気象要因と比較しながら考察する。

Figure 5.9 は, Figure 5.7 (a) と (c) から算出した NPP の 1997-2002 年における平均値からの相対的な変化 (%) である。東南アジア全域の NPP は, 1999-2000 年が相対的に高く, 1997-1998 年と 2001-2002 年が相対的に低くなっている (Figure 5.9 (a))。1999-2000 年にかけてはラニーニャ年であり, 多雨 (多湿) 条件であったことが NPP の増加に影響しており, 1997-1998 年と 2001-2002 年は, 少雨･高温のエルニーニョ年であった事が NPP の減少に影響している。地域別に見ると, 1997 年以外は R1+R2 地域と R5 地域で NPP は同様の変動を示していた。1997 年は, R5 地域では解析期間の平均値に近い-1%を示していたものの, R1+R2 地域では, 5.5.1 項で議論したようにヘイズの影響により NPP が大幅に減少している (-9%)。一方, Figure 5.9 (b) を見ると, ヘイズを考慮しない PAR データで NPP を計算した場合には, 1997 年の R1+R2 地域における NPP は相対的に増加した (+5%)。しかし, ヘイズの有無によって NPP の増加が見られた年は 1997 年に限られたことから, その他の年の NPP は, 雲量の変化に伴う PAR の変化か, その他の気象要因が寄与していると言える。

ここでさらに, NPP に対する各気象要因の寄与を評価する目的で, NPP 推定の入力気象データとして使用した PAR, 飽差 (VPD), 平均気温 (T_{ave}) の各領域における年平均値を算出し, NPP との関係を調べた (Figure 5.10)。なお, NPP 推定モデルの中でそれぞれの入力気象データは,

PAR の増加= NPP の増加に寄与 (光合成量の増加の為)
飽差の増加= NPP の減少に寄与 (乾燥化による光合成能力の低下の為), 平均気温の増加= NPP の減少に寄与 (呼吸量の増加につながる為)

という関係がある。また, その関係が強い程 (そのデータの寄与が大きい程) 強い線形性が存在することが期待できる[注 5-2)]。

注 5-2) 正確にはすべてのデータが NPP 推定モデル内で線形に寄与するわけではない。気温は, モデル内で指数関数的に変化するが, 解析期間内での実際の気温の変動幅は, 最大でも 1.5℃程度であった

Figure 5.10 から, R1 と R2 では PAR の相関が一番高く, NPP の変化に対して大きな寄与を持っていることがわかる。また, 飽差や平均気温に対しても, 負の相関があるものの, その寄与は PAR に比較して小さい。*Nemani et al.* [2003] は, 一年中多湿な熱帯地域の植物は, PAR の変動の影響を最も強く受けると指摘しているが, 本研究の解析結果もその傾向を支持する結果となった。

一方で, R5 では, PAR, 飽差, 平均気温すべてに負の相関があり, 飽差と平均気温に対して, 相関が高かった。R5 では PAR の増加で光合成に利用可能なエネルギーが増えたとしても, PAR の増加 (=日射の増加) によって飽差の増加や気温の上昇が起こる。実際に, Figure 5.10 でも, R5 は他の 2 地域と比較しても, 飽差の大幅な増加と気温の上昇が確認できる。これによって, 光合成能力の低下や呼吸量の増加がより強い影響を及ぼし, 結果的には PAR が増加しても NPP が減少したと言える。

では, なぜスマトラ島やカリマンタン島では, PAR の増加 (減少) が NPP の増加 (減少) に寄与するのに対して, インドシナ半島では PAR の増加 (減少) がほとんど NPP の増加 (減少) に寄与しないのか。これは, 次の様に説明できる。

まず, Figure 5.11 の模式図に示したように, PAR と NPP の関係は線形ではなく, 飽和曲線を示す。従って, PAR が増加する場合に比較して PAR が減少する場合の方が, NPP の変化は大きくなる。3 章で述べたように, スマトラ島やカリマンタン島では, ヘイズの影響が PAR の年々変化に最も大きく寄与するのに対して, インドシナ半島では, 雲量の変動が大きく影響している。つまり, スマトラ島やカリマンタン島では, 主に平年値よりも PAR が減少するために, PAR の変動に対する NPP の変化が大きく, NPP に対する PAR の寄与が他の要素に比較して多い。一方で, インドシナ半島での, PAR の変動は主に, 雲量に起因しており, 特に Figure 5.10 に見られるように, 1998 年に PAR が増加しているのは, エルニーニョ期における少雨の影響が強い。この場合, Figure 5.11 の模式図で見ると, PAR の増加に対して, NPP の変動は小さく, かつインドシナ半島では, VPD や Ta の変化が激しいために, 結果として NPP に対する PAR の寄与が小さくなっていると言える。

ため, 近似的には線形性を調べることで問題は無い。

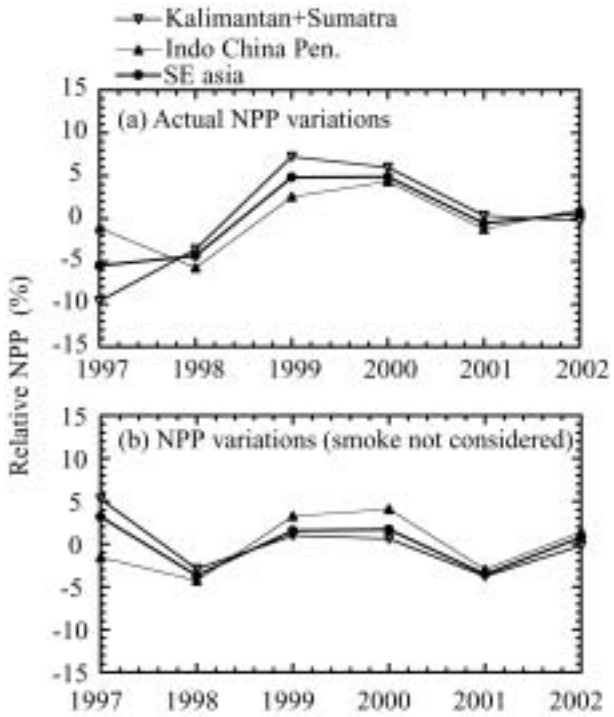


Figure 5.9. Relative NPP variations from 1997-2002 averaged data. (a) NPP estimated from Figure 5.7 a, (b) NPP estimated from Figure 5.7 c.

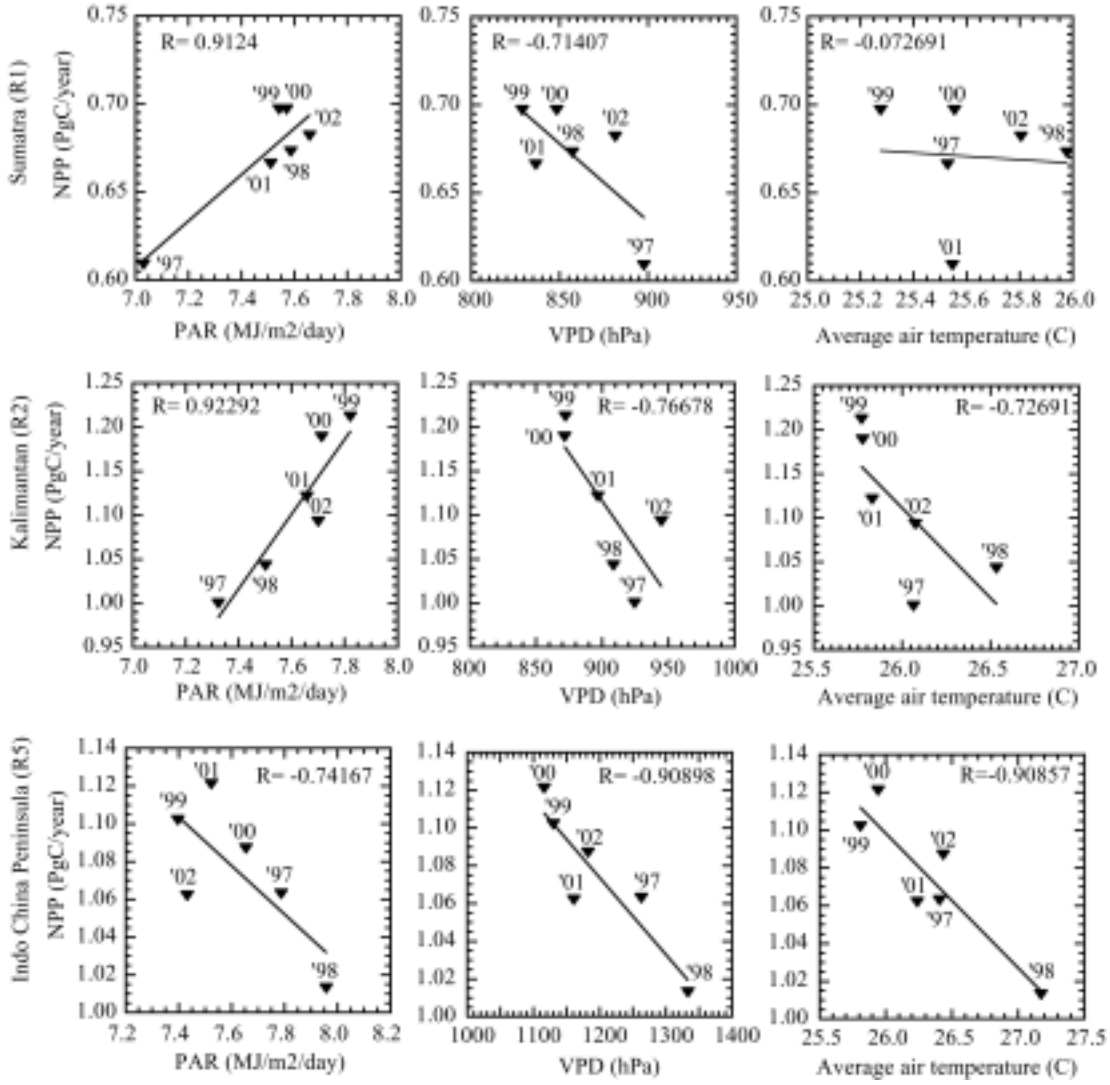


Figure 5.10. Contribution of the Annual averaged PAR, VPD, and air temperature to NPP changes in Sumatra Island, Kalimantan Island, and Indo China Peninsula.

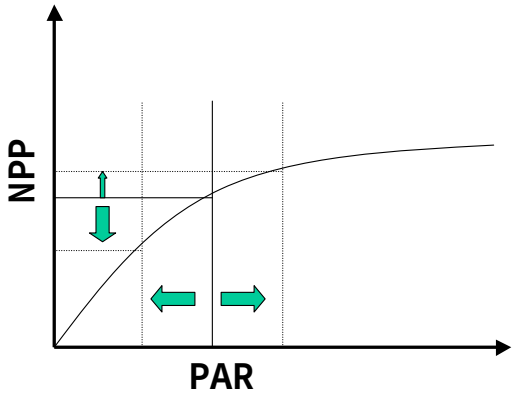


Figure 5.11. Schematics of the PAR variations and its effects on the NPP variations.

5.6　まとめ

本章では, 2 章, 3 章で推定した東南アジア全域のヘイズを考慮した PAR マップを入力パラメータとして, NPP 推定モデルで東南アジア全域の NPP を推定した。また, NPP の空間分布, 年毎の変動に森林火災や野焼きによる PAR の減少が NPP に与える影響について, 1997-2002 年の期間を対象として解析した。

本章での解析の結果, インドネシアの森林火災によるヘイズの場合, Figure 5.7 の様にヘイズ発生場所周辺では, 大幅な NPP の減少があるものの, その影響の程度はヘイズ発生の規模に依存する事が明らかとなった。特に, 従来の見積もり [*Nichol,* 1997] に比較して, (1) ヘイズによって NPP が減少する地域の面積は小さく, (2) 逆にそれらの地域における単位面積辺りの NPP の減少量は大きい, ということが明らかとなった。一方で, インドシナ半島におけるヘイズの影響は, インドネシアやマレーシアに比較すると小さかった。これは, そもそもヘイズによる PAR の減少量が小さいことの他に, インドシナ半島の農地 (水田) ではヘイズの影響を受けやすい乾季作が少ないことも起因していることが示唆された。また, 1997 年のような大規模な森林火災によるヘイズが発生した場合には, その NPP の減少量は東南アジア全域 NPP の 10%程度であり, この地域の炭素収支の観点からも無視できない規模の NPP の減少があることが明らかとなった。

第 6 章

結論

6.1　結論
6.2　今後の課題

6.1 結論

本論文では, ヘイズによる光合成有効放射の減少が純一次生産量に与える影響について, ヘイズ発生時における植物の炭素吸収量変化の観点から東南アジア全域で評価することを目的として研究を行った。その際, この影響を把握するためにヘイズ発生時における光合成有効放射と葉面積指数の推定手法を新たに検討した。そして, 以下の様な結論を得た。

東南アジアにおけるヘイズによる光合成有効放射の減少量やその地理分布を定量的に把握し, さらに東南アジアにおける純一次生産量への影響を見積もった。その結果, ヘイズの影響はヘイズの発生時期や地域によって異なるものの, 1997 年の様に長期間かつ広域でヘイズが発生する場合の減少量は, 東南アジア全域の炭素収支の観点からも無視できない量となると言える。

以下に各章で得られた結論を簡潔にまとめる。

1. <u>衛星ﾘﾓｰﾄｾﾝｼﾝｸﾞによるヘイズ発生地域を含む光合成有効放射 (PAR) 推定法の提案とその検証 (2 章)</u>

本研究では, 衛星データから導出されるエアロゾル指数 (AI) を利用することで, ヘイズの影響を考慮した PAR の広域推定法を新たに開発した。さらに開発した PAR 推定法の適用精度･適用限界を, マレーシアとタイ国内における全天日射データを用いて詳細に検討した。本手法で推定される PAR は, 月平均程度の時間分解能という制約はある。しかしながら, 本手法によって, 初めてヘイズ発生地域での PAR の評価を行うことが可能となった。

2. <u>東南アジアにおける光合成有効放射 (PAR) に対するヘイズの影響の広域評価 (3 章)</u>

エルニーニョの年には大規模な森林火災によってヘイズが発生する, インドネシア, マレーシアで 1997 年, 1998 年, 2002 年に PAR が減少した面積を定量的に把握した。その結果, ヘイズによって深刻な PAR の減少が認められた地域は, 既往研究で議論されてきたヘイズの影響を受けた地域の面積に比較すると小さかった。これは, ヘイズによって PAR が長期間継続的に減少している地域は, 主として森林火災発生地点の風下のみであり, 風上のジャワ島や標高の高い山脈に遮られているｶﾘﾏﾝﾀﾝ島北部では, 長期的には深刻な PAR の減少は見られなかったためである。

また, インドシナ半島でのヘイズによる PAR の減少は毎年 3 月に起こっており, この時期の PAR は, インドシナ半島のほぼ全域で減少していた。この地域では, ヘイズと雲量の双方が PAR の変動に対して寄与していることが明らかとなった。

3. 衛星データと生態系モデルによるヘイズ発生地域の様面積指数 (LAI) 推定法の提案とその検証 (4 章)

ヘイズが発生した地域では植生の衛星観測値 NDVI がヘイズの影響を受けるためがその利用が難しくなる。そこで, まず本研究では, ヘイズの光学的厚さの変動が LAI 推定精度に及ぼす影響を, 大気-地表面系の放射伝達モデルによる理論解析で定量的に評価した。そして, AI を利用したヘイズ発生地域の判別法を提案した。さらに, ヘイズ発生地域の LAI をヘイズが発生の前月の衛星データを初期値として, 生態系モデルで補間する方法を新たに提案し, その手法の検証を行った。本手法を用いることで, ヘイズ発生時にも一定の精度の範囲内で LAI の分布を得ることが可能になった。

4. 東南アジアにおける純一次生産量 (NPP) に対するヘイズによる光合成有効放射 (PAR) の減少の影響評価 (5 章)

東南アジア全域の 1997-2002 年の NPP を推定し, ヘイズによる PAR の減少が NPP に与えた影響を評価した。

1997 年, 1998 年, 2002 年に起こったインドネシア森林火災時のヘイズによる NPP の減少量を見積もったところ, ヘイズの影響の一番大きかった 1997 年における NPP の減少が一番大きかった。その減少量は, 東南アジア全域の NPP の 10%程度に相当することが明らかとなった。また, NPP が減少した地域の面積は従来研究の見積もりよりも小さいものの, それらの地域における NPP の減少率は従来研究で仮定されていた値よりも 8 倍程度大きいことが明らかとなった。

また, インドシナ半島におけるヘイズの影響は, インドネシアやマレーシアに比較すると小さかった。これは, そもそもヘイズによる PAR の減少量が小さいことの他に, インドシナ半島の農地 (水田) では, ヘイズの影響を受けやすい乾季作が少ないことが影響していることが主な原因である。

6.2 今後の課題

最後に本研究で残された主な課題と本研究を踏まえた今後の研究の展望を述べる。

・ 本研究で残された課題

1. PAR の広域推定法について

本研究で開発した PAR の広域推定手法は, モデルを簡易化する際に行った仮定や衛星データの空間分解能･サンプリング頻度の限界から, その適用に際して, 幾つかの問題点が残った。まず, 手法開発の為に, 本研究では, ヘイズ層が雲層より低い高度にあると仮定した。2 章でも言及したように, 少なくともこれは, 1997-2002 年における東南アジアの大部分では成り立つ仮定である。しかし, ベトナム北部 (18N 以北) では, 雲層の上部にヘイズ層が存在する環境となっており, このような環境における手法の検証を行うことはできなかった。今後, こうした地域での本手法の検証を進めると共に, PAR 推定法の更なる拡張･改良を行う必要がある。

また, 本研究では, 森林火災や野焼きに起因するエアロゾルの影響のみを議論したが, それ以外のエアロゾルが顕著な影響を及ぼす場合については, 考慮していない。例えば, 東南アジアでは, 1992 年にフィリピンのピナツボ火山が噴火し, 成層圏エアロゾルが増加した。また, 近年中国で深刻となっている様に, 都市から排出されるエアロゾルの影響も, 今後東南アジア地域の発展に伴って深刻になる可能性が考えられる。

これらの影響を把握するためには, 更に高分解能＋多波長の衛星データを用いてエアロゾルタイプやその分布を詳細に知る必要がある。こうした解析には, 本研究で使用した Earth Probe/TOMS の観測データでは空間分解能が粗いため, 2000 年以降の解析では Terra/MODIS, Aqua/MODIS のデータの利用することも必要になる。

2. LAI の広域推定法について

本研究では衛星データと生態系モデルを用いたヘイズ発生地域の LAI 推定法を提案した。また, これらの手法の適用性に関しては十分な検討を行ったが, 以下の 2 点について課題が残った。衛星データと生態系モデルから更に高精度な LAI 分布を知るためには, これらの問題を解決する必要がある。

・ インドシナ半島では, 常緑樹でも LAI の大きな季節変化が見られる地域があった。このような地域では本研究で提案した補間スキームを用いた場合, LAI の変動を十分に再現することができなかった。

・ 本研究では, ヘイズが発生した地域の判別に, エアロゾル指数を用いる方法を提案した。しかし, この方法ではヘイズの影響を受けた地域と受けなかった地域を, 単純に閾値で判別したため, 閾値に達しなかったけれども, 多少はヘイズの影響がある地域でのヘイズの影響は取り除くことができなかった。

また, 熱帯域では,被雲率が高いことによる観測的制約があるため, 光学センサを用いた植生観測では一ヶ月程度の時間分解能が限度である。一方, 合成開口レーダによる地表面観測頻度は光学センサほど高くないが, 観測波長によっては雲の影響をほとんど受けないため, これらの光学センサと合成開口レーダのデータを相補的に利用することで, より信頼性の高い LAI を推定できると考えられる。

3. NPP の広域推定値の検証及び精度の向上

本研究では, 既存の NPP 推定モデルを用いて, ヘイズ発生時の東南アジアにおける NPP の空間分布や NPP 総量の変化について重点的に議論した。また, それらの推定量の信頼性を把握する目的で, 不確実性の評価を行った。但し, 地上観測を行っている既往研究は限られており, 本研究では地上サイトとの比較は 3 サイト (計 5 データ) に限られた。しかし, 今後, 衛星データから算出される NPP の信頼性を高めるためには, さらに広範囲な地域で, 多くの地上データを用いて検証を行う必要がある。

これに関しては, 近年, 世界各地で微気象観測による大気と地表面 (植生) の間の二酸化炭素交換量の推定サイト (フラックスサイト) が立ち上がっており, 東南アジアでも 2000 年以降観測サイトが立ち上がってきている。これらのデータを利用した衛星推定 NPP 推定値の検証も今後行ってゆく必要があるだろう。

また, フラックスサイトを設置する場合には, 限られた予算や人員の中で, 効率的な設置が望まれる。効率的な NPP 検証サイトの設置には, 衛星データから推定した NPP マップの利用が効果的である。つまり, 衛星観測による広域 NPP マップからヘイズの影響の激しい地域を検出し, その地域に優先的にフラックスサイトを設置する。さらに, 新たに設置したフラックスサイトのデータを用いて衛星データから推定した NPP の精度を検証し, また推定手法の検証に役立てる。このようなことを繰り返すことで, より高精度な広域 NPP の推定値が得られるようになると期待できる。

・本研究を踏まえた今後の研究の展望

4. より高い空間分解能での評価

ヘイズやその他のエアロゾルの分布を観測する際には, 本研究で使用したTOMSでは空間分解能が粗いため, 2000 年以降の解析では Terra/MODIS, Aqua/MODIS のデータを利用することで空間分解能の高い情報を得ることができると考えられる。

本研究では, 全計算を 0.1°グリッド (11×11km) で行った。国や島単位の減少量の把握ならば, この程度の空間分解能で十分であると考えられる。しかし, NPP の減少量をさらに細かい地域単位 (州や県単位等) で評価するためには, より高い空間分解能で解析する必要があるだろう。この場合, 本研究の NOAA/AVHRR の Local Area Coverage データの利用や, 1999 年以降であれば SPOT/VEGETATION や Terra/MODIS 等を用いることで 250-1000m の空間分解能で地表面が観測できるため, これらの利用が有効である。

5. 農業生産量に対するヘイズの評価評価

第 1 章の目的でも述べた様に, 本研究では, 農地であっても植物の炭素の正味吸収量であるNPPを中心に議論し, 穀物の生産量などに対するヘイズの影響については議論できなかった。農業生産量を見積もるためには, 本研究で採用した NPP 推定モデルではなく, 穀物収穫量の算出モデルを利用する必要がある。また, 各国の穀物生産量に関するデータは FAO の統計資料に記載されている為 (*FAO* [1995]など), これらの資料で各国の総量を抑え, 衛星データではその空間分布を把握するというように, 既存資料と衛星データによる分布解析を相補的に利用することで, 農業生産量に対するヘイズの影響を評価できると考えられる。

6. 他の地域における PAR の減少とその NPP への影響

本研究では, 森林火災や野焼きによるヘイズの影響が, 最も深刻と考えられる東南アジアを対象とした。しかし, 森林火災や野焼きによるヘイズは, アマゾンやアフリカの熱帯林でも乾季に発生している。従って, これらの地域でも PAR が減少し, さらに NPP の減少につながっている可能性がある。また, これらすべての熱帯地域で考えると, 全球レベルでも無視し得ない NPP の減少量となっている可能性もある。熱帯地域の陸域炭素収支は他の緯度帯と比較しても不確実性が高いとされているが [*Gurney et al.*, 2002], 不確実性を減少させるためには, 他の気象要因の影響と共に, ヘイズの NPP への影響も含めて評価してゆく必要があるだろう。

References

Andreae, M. O., E. V. Browell, M. Garstang, G. L. Gregory, R. C. Harriss, G. F. Hill, D. J. Jacob, M. C. Pereira, G. W. Sachse, A. W. Setzer, P. L. Siliva Dias, R. W. Talbot, A. L. Torres, and S. C. Wofsy, Biomass-burning emissions and associated haze layers over Amazonia, *J. Geophys. Res., 93*(D2), 1509-1527, 1988.

Angstrom, A., Techniques of determining the turbidity of the atmospheric, *Tellus, 13*, 214-223, 1961.

Anyamba, A., C. J. Tucker, R. Mahoney, From El Nino to La Nina: Vegetation response patterns over east and southern Africa during the 1997-2002 period, *J. Climate*, 15, 3096-3103, 2002.

Aoki, K., and Y. Fujiyoshi, Sky radiometer measurements of aerosol optical properties over Sapporo, Japan, *J. Meteor. Soc. Japan, 81*, 3, 493-513, 2003.

Asner, G. P., A. R. Townsend, and B. H. Braswell, Satellite observation of El Nino effects on Amazon forest phenology and productivity, *Geophys. Res Lett.*, 27, 7, 981-984, 2000.

Baker, K. S., and R. Frouin, The relationship between photosynthetically available radiation and total insolation at the ocean surface under clear skies, *Limnol. Oceanogr., 32*(6), 1370-1377, 1987.

Baldocchi, D., E. Falge, L. H. Gu, R. Olson, D. Hollinger, S. Running, P. Anthoni, C. Bernhofer, K. Davis, R. Evans, J. Fuentes, A. Goldstein, G. Katul, B. Law, X. H. Lee, Y. Malhi, T. Meyers, W. Munger, W. Oechel, K. T. Paw U, K. Pilegaard, H. P. Schmid, R. Valentini, S. Verma, T. Vesala, K. Wilson, S. Wofsy. FLUXNET: A new tool to study the temporal and spatial variability of ecosystem-scale carbon dioxide, water vapor, and energy flux densities, *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 82, 11:2415-2434, 2001.

Barnsley, M. J., A. H. Strahler, K. P. Morris, and J. P. Muller, Sampling the surface bi-directional reflectance distribution function (BRDF): 1 evaluation of current and future satellite sensors, *Remote Sens. Rev., 8*, 271-311, 1994.

Bishop, J. and W. Rossow, Spatial and temporal variability of global surface solar irradiance, *J. Geophys. Res., 96*(C9), 16839-16858, 1991.

Chameides. W. L., H. Yu, S. C. Liu, M. Bergin, X. Zhou, L. Mearns, G. Wang, C. S. Kiang, R. D. Saylor, C. Luo, Y. Huang, A. Steiner, and F. Giorgi, Case study of the effects of atmospheric aerosols and regional haze on agriculture: an opportunity to enhance crop yields in China through emmision controls ?, *Proceedings of National Academy of Science*, 96, 24, 13626-13633, 1999.

Chandrasekhar, S., *Radiative Transfer*, pp. 1-393, Oxford Univ. Press, Inc. New York, 1960.

Chu, D. A., Y. K. Kaufman, G. Zibordi, J. D. Chern, J. Mao, C. Li, and B. N. Holben, Global monitoring of air pollution over land from the Earth Obserbing System-Terra Moderate Resolution Imaging Spectrometer (MODIS), *J. Geophys. Res., 108*(D21), 4661, doi : 10.1029/2002JD003179, 2003.

Clark, D. A., S. Brown, D. W. Kicklighter, J. Q. Chembers, J. R. Thomlinson, and J. Ni, Measuring net primary production in forests: concepts and field methods, *Ecological Application, 11*, 2, 356-370, 2001a.

Clark, D. A., S. Brown, D. W. Kicklighter, J. Q. Chembers, J. R. Thomlinson, J. Ni, and E. Holland, Net primary production in tropical forests: an evaluation and synthesis of existing field data, *Ecological Application, 11*, 2, 371-384, 2001b.

Cohan, D., S., J. Xu, R. Greenwald, M. H. Bergin, and W. L. Chameides, Impact of atmospheric aerosol light scattering and absorption on terrestrial net primary productivity, *Global Biogeochem. Cycles*, 16, 4, 1090, doi:10.1029/2001GB001441, 2002.

Cramer, W., D. W. Kicklighter, A. Bondeau, B. Moore III, G. Churkina, B. Nemry, A. Ruimy, A. L. Schloss, and the participant of the Potsdam NPP model intercomparison, Comparing global models of terrestrial net primary productivity (NPP): overview and key results, *Global Change Biol.*, 5, s1, pp.1-15, 1999.

Davie, A. J., N. S. Noor, J. V. LaFrankie, and P. S. Ashoton, “The tree of Pasoh Forest: stand structure and floristic composition o the 50-ha forest research plot”, edited by T. Okuda, N. Manokaran, Y. Matsumoto, K. Niiyama, A. C. Thomas, P. S. Ashton, Pasoh Rcology of a lowland rain forest in Southeast Asia, pp.35-50, Springer, 2003.

Davies, S. J. and L. Unam, Smoke-haze from the 1997 Indonesian forest fires: effects on pollution levels, local climate,

atmospheric CO2 concentration, and tree photosynthesis, *For. Ecol. Manage., 124*, 137-144, 1999.

Defries, R. S., M. Hansen, J. R. G. Townshend, and R. Sohlberg, Global land cover classifications at 8km spatial resolution: the use of training data derived from Landsat imagery on decision tree classifiers, *Int. J. Remote Sens., 19*, 16, 3141-3168, 1998

Dye, D. G. and R. Shibasaki, Intercomparison of global PAR data sets, *Geophys. Res. Lett., 22(*15), 2013-2016, 1995.

Eck, T. F., P. K. Bhartia, P. H. Hwang, and L. L. Stowe, Reflectivity of earth's surface and clouds in ultraviolet from satellite observations, *J. Geophys. Res., 92*(D4), 4287-4296, 1987.

Eck, T. F., and D. G. Dye, Satellite estimation of incident photosynthetically active radiation using ultraviolet reflectance, *Remote Sens. Environ., 38*, 135-146, 1991.

Eck T. F., B. N. Holben, I. Slutsker, and A. Setzer, Measurements of irradiance attenuation and estimation of aerosol single scattering albedo for biomass burning aerosols in Amazonia, *J. Geophys. Res., 103*, D24, 31865-31878, 1998.

江口，インドネシアの降水量分布と気流系，*地理学評論*, 56-3, 151-170, 1983.

FAO, Annual Yearbook, Production. FAO Statistics Series, 48, 25, pp. 241, 1995.

Farquhar, G.., D., and M. L. Roderick, Pinatubo, diffuse light, and the carbon cycle, *Science*, 299, 2003.

Field, C. B., J. T. Randerson, and C. M. Malstrom, Global net primary production: combing ecology and remote sensing, *Remote Sens. Environ.*, 51, 74-88, 1995.

Frouin, R., D. W. Lingner, C. Gautier, K. S. Baker, R., and C. Smith, A simple analytical formula to compute clear sky total and photosynthetically available solar irradiance at the ocean surface, *J. Geophys. Res., 94*(C7), 9731-9742, 1989.

Frouin, R., and R. T. Pinker, Estimating photosynthetically active radiation (PAR) at the earth's surface from satellite observation, *Remote Sens. Environ., 51*, 98-107, 1995.

Gautier, C., G. Diak, and S. Masse, A simple physical model to estimate incident solar radiation at the surface from GOES satellite data, *J. Appl. Meteor.*, 19, 1005-1012, 1980.

Giri, C. and S. Shrestha, Forest fire mapping in Huay Kha Khaeng wildlife sanctuary, Thailand, *Int. J. Remote Sens. 21*, 10, 2023-2030, 2000.

Gleason, J. F., N. C. Hsu, and O. Torres, Biomass burning smoke measured using backscattered ultraviolet radiation: SCAR-B and Brazilian smoke interannual variability, *J. Geophys. Res., 103*(D24), 31969-31978, 1998.

Goldberg, B. and W. H. Klein, A model for determining the spectral quality of daylight on a horizontal surface at any geographical location, *Sol. Energy, 24*, 351-357, 1980.

Gras, J. L. J. B. Jensen, K. Okada, M. Ikegami, Y. Zaisen, and Y. Makino, Some optical properties of smoke aerosol in Indonesia an tropical Australia, *Geophys. Res. Lett.*, 26, 10, 1393-1396, 1999.

Goetz, S. J., S. D. Prince, S. N. Goward, M. M. Thawley, J. Small, Satellite remote sensing of primary production: an improved production efficiency modeling approach, *Ecol. Modeling*, 122, 239-255, 1999.

Gu, J., and E. A. Smith, High-resolution estimates of total solar and PAR surface fluxes over large-scale BOREAS study area from GOES measurements, *J. Geophys. Res., 102*(D24), 29685-29705, 1997.

Gu, L., J. D. Fuentes, M. Garstang, J. T. da Sliva, R. Heitz, J. Sigler, H. Shugart, Cloud modulation of surface solar irradiance at a pasture site in southern Brazil, *Agric. For. Meteorol.*, 106, 117-129, 2001.

Gu, L., D. Baldocchi, S. B. Verma, T. A. Black, T. Vesala, E. M. Falge, and P. R. Dowty, Advantages of diffuse radiation for terrestrial ecosystem productivity, *J. Geophys. Res., 107*(D6), doi:10.1029/2001JD001242, 2002.

Gu, L., D. G. Baldocchi, S. C. Wofsy, J. W. Munger, J. J. Michalsky, S. P. Urbansky, and T. A. Boden, Response of a deciduous forest to the Mount Pinatubo eruption: enhanced photosynthesis, *Science, 299*(28), 2003.

Gurney, K. R., R. M. Law, A. S. Denning, et al., Towards robust regional estimates of CO2 sources and sinks using atmospheric transport models, *Nature, 415*, 626-629, 2002.

Hamada, J., M. D. Yamanaka, J. Matsumoto, S. Fukao, P. A. Winarso, and T. Sribimawati, Spatial and temporal variations of rainy season over Indonesia and their link to ENSO, *J. Meteor. Soc. Japan*, 80 ,2, 285-310, 2002.

橋本，鈴木，樋口，NOAA/AVHRR を用いたタイにおける地表面湿潤度とフェノロジーの解析，*水文・水資源*

学会誌, *14*, 4, 277-288, 2001.

Herman, J. R., P. K. Bhartia, O. Torres, C. Hsu, C. Seftor, and E. Celarier, Global distribution of UV-absorbing aerosols from Nimbus 7/TOMS data, *J. Geophys. Res. 102*(D14), 16911-16922, 1997a.

Herman, J. R. and E. A. Celarier, Earth surface reflectivity climatology at 340-380 nm from TOMS data, *J. Geophys. Res.*, *102*(D23), 28003-28011, 1997b.

Hsu., N. C., J. R. Herman, O. Torres, B. N. Holben, D. Tanre, T. F. Eck, A. Smirnov, B. Chatenet, and F. Lavenu, Comparisons of TOMS aerosol index with Sun-photometer aerosol optical thickness: results and applications, *J. Geophys. Res.*, *104*(D6), 6269-6279, 1999.

Hsu, N. C., J. R. Herman, and S. C. Tsay, Radiative impacts from biomass burning in the presence of clouds during boreal spring in southeast Asia, *Geophys. Res. Lett.*, 30, 5, doi:10.1029/2002GL016485, 2003.

稲村達也, 熱帯の作物, *熱帯農学*, 渡辺弘之, 桜井哲夫, 宮崎昭, 中原紘之, 北村貞太郎編, pp. 58-70, 朝倉書店, 1996.

IPCC, Climate Change 2001: The scientific basis, 2001.

Ishida, A., T. Toma, and Marjenah, "Leaf gas exchange and canopy structure in wet and drought years in Macaranga conifera, a tropical pioneer tree", edited by E. Guhardja, M. Fatawi, M.Sutisna, T. Mori, and S. Ohta, pp.29-45, Springer-Verlag, New York, 2000.

石井孝, 梨本真, 下垣久, 衛星データによる葉面積指数 LAI の推定, 水文・水資源学会誌, 12, 3, pp. 210-220, 1999.

Ito and Oikawa, The large carbon emission from terrestrial ecosystems in 1998: a model simulation, *J. Meteor. Soc. Jpn.*, *78*, 2, 103-110, 2000.

Ito, A., and T. Oikawa, A simulation model of the carbon cycle in land ecosystems (Sim-CYCLE): a description based on dry-matter production theory and plot-scale validation, *Ecol. Modeling*, 151, 143-176, 2002.

伊藤, 東南アジア陸域生態系の純一次生産力に関するプロセスモデルを用いた高分解能マッピング, *J. Agric. Meteorol.*, *59* (1), 23-34, 2003.

James, M. E. and S. N. V. Kalluri, The pathfinder data set: an improved coarse resolution data set for terrestrial monitoring, *Int. J. Remote Sens.*, 15, 17, 3347-3363, 1994.

JICA, インドネシア共和国　森林火災予防フェーズ 2　短期調査報告書, 78-124, 2001.

海田能宏, 熱帯アジアの土地利用, *熱帯農学*, 渡辺弘之, 桜井哲夫, 宮崎昭, 中原紘之, 北村貞太郎編, pp. 48-57, 朝倉書店, 1996.

Kalnay, E., M. Kanamitsu, R. Kistler, W. Collins, D. Deaven, L. Gandin, M. Iredell, S. Saha, G. White, J. Woollen, Y. Zhu, M. Chelliah, W. Ebisuzaki, W. Higgins, J. Janowiak, K. C. Mo, C. Ropelewski, J. Wang, A. Leetmaa, R. Reynolds, R. Jenne, and D. Joseph, The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project, *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, *77*(3), 437-471, 1996.

蒲生, 前田, 藤間, 林, 石田, A. Panuthai, and D. Hadriyanto, 熱帯林（熱帯多雨林, 熱帯季節林）における生態系純生産量の概算, 2002 年度気象学会秋季講演会予稿集, 31, (http://staff.aist.go.jp/old-gamo/), 2002.

Kaufman, Y. J., P. V. Hobbs, V. W. J. H. Kirchhoff, P. Artaxo, L. A. Remer, B. N. Holben, M. D. King, D. E. Ward, E. M. Prins, K. M. Longo, L. F. Mattos, C. A. Nobre, J. D. Spinhire, Q., Ji, A. M. Thompson, J. F. Gleason, S. A. Christophre, and S. C. Tsay, Smoke, Cloud, and Radiation-Brazil (SCAR-B) experiment, *J. Geophys. Res.*, *103*(D24), 31783-31808, 1998.

Kimball, J. S., P. E. Thornton, M. A. White, and S. W. Running, Simulating forest productivity and surface-atmospehre carbon exchange in the BOREAS study region, *Tree Physiology*, 17, 589-599, 1997a.

Kimball, J. S., P. E. Thornton, M. A. White, and S. W. Running, BIOME-BGC simulations of stand hydrologic processes for BOREAS, *J. Geophys. Res.*, *102*(D24), 29043-29051, 1997b.

King, D. M., L. F. Radke and P. V. Hobbs, Determination of the spectral absorption of solar radiation by marine stratocumulus clouds from airborne measurements within clouds, *J. Atm. Sci.*, 47, 7, pp. 894-907, 1991.

King, D., S. C. Tsay, S. A. Ackerman, and N. F. Larsen, Discriminating heavy aerosol, clouds, and fires during SCAR-B:

Application of airborne muntispectral MAS data, *J. Geophys. Res.*, *103*(D24), 31989-31999, 1998.

King, M. D. and Greenstone, R, Eos reference handbook, http://eos.nasa.gov/, 1999.

Kira, T., N. Manokaran, and S. Appanoh, NPP tropical forest: Pasoh, Malaysia, 1971-1973. Data set. Available on-line [http://www.daac.ornl.gov] from Oak Ridge National Laboratory Distributed Active Archive Center, Oak Ridge, Tennessee, U. S. A., 1998.

Kira, T., NPP tropical forest: Khao Chong, Thailand, 1962-1965. Data set. Available on-line [http://www.daac.ornl.gov] from Oak Ridge National Laboratory Distributed Active Archive Center, Oak Ridge, Tennessee, U. S. A., 1998.

Kistler, R., E. Kalnay, W. Collins, S. Saha, G. White, J. Woollen, M. Chelliah, W. Ebisuzaki, M. Kanamitsu, V. Kousky, H. van der Dool, R. Jenne, abd M. Fiorino, The NCEp-NCER 50-year reanalysis: Monthly means CD-ROM and ducumentation, , *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, *82*(2), 247-267, 2001.

Knorr, W. and M. Heimann, Uncertainty in global terrestrial biosphere modeling 1. A comprehensive sensitivity analysis with a new photosynthesis and energy balance scheme, *Global. Biogeochem. Cycle*, *15*(1), 207-225, 2001a.

Knorr, W. and M. Heimann, Uncertainty in global terrestrial biosphere modeling Part II: Global constraints for a process-based vegetation model, *Global. Biogeochem. Cycle*, *15*(1), 227-246, 2001b.

Knyazikhin, Y., J. Glassy, J. L. Privette, Y. Tian, A. Lotsh, Y. Zhang, Y. Wang, J. T. Morisette, P. Votava, R. B. Myneni, R. Nemani, and S. W. Running, MODIS leaf area index (LAI) and fraction of photosynthetically active radiation absorbed by vegetation (FPAR) product (MOD15) algorithm theoretical basis document, *http://eospso.gsfc.nasa.gov/atbd/modistables.html*,1999.

Koe, L. C. C., A. F. Arellano Jr., and J. L. McGregore, Investigating the haze transport from 1997 biomass burning in Southeast Asia: its impact upon Singapore, *Atmos. Environ.*, 35, 2723-2734, 2001.

Kogan, F. N., Satellite-observed sensitivity of world land ecosystems to El Nino/La Nina, *Remote Sens. Environ.*, 74, 445-462, 2000.

小池孝良, ”地球環境変化と植物：木本植物における高 CO2 環境への応答”, *光と水と植物のかたち*, 松岡裕由・可知直毅 編集, pp. 119-138, 文一総合出版, 2003.

小林秀樹, 松永恒雄, 梅干野晃, 植生キャノピーの反射モデルを用いた葉面積指数（LAI）の逆推定法の草地における適用性に関する検討, *日本リモートセンシング学会誌*, *22*, 3, pp. 274-287, 2002a.

小林秀樹, 松永恒雄, 梅干野晃, 光合成有効放射吸収量（APAR）推定誤差の純一次生産量推定に与える影響 -MODIS FPAR プロダクト及び TOMS 紫外線反射率プロダクトによる検討- *日本リモートセンシング学会誌*, *22*, 5, pp. 612-624, 2002b.

小林秀樹, 松永恒雄, 梅干野晃, カリマンタン島における ENSO に伴う降水量変化と植生指数 NDVI 及び煙害の関係, *日本気象学会秋季講演会予稿集*, 2002.

Kobayashi, H., T. Matsunaga, A. Hoyano, M. Aoki, D. Komori, and S. Boonyawat, Satellite estimation of photosynthetically active radiation in Southeast Asia: Impacts of smoke and cloud cover, *J. Geophys. Res.*, in press, 2004.

Krotkov, N. A., J. R. Herman, P. K. Bhartia, V. Fioletov, and Ahmad, Satellite estimation of spectral surface UV irradiance 2. Effect of homogeneous clouds and snow, *J. Geophys. Res.*, *106*(D11), 11743-11759, 2001.

久馬一剛, 焼畑の生態, 東南アジアの植物と農林業, pp.177-190, 日本学術振興会, 1989.

Legg, C. A., and Y. Laumonier, Fires in Indonesia, 1997: a remote sensing perspective, *Ambio*, 28, 6, 479-485, 1999.

Liu, H., W. L. Chang, S. J. Oltmans, L. Y. Chan, and M. Harris, On springtime high ozone in the lower troposphere from Southeast Asian biomass burning, *Atmos. Environ.*, 33, 2403-2410, 1999.

Matsunaga, T., Akira Hoyano,and H. Kobayashi, Toward the inversion of vegetation parameters using canopy reflectance models, *Proceedings of SPIE's Second International Asia-Pacific Symposium*, pp. 265-276, Sendai, Oct. 2000.

Matsushita, B., and M. Tamura, Integrating remotely sensed data with an ecosystem model to estimate net primary production in East Asia, *Remote Sens. Environ.*, 81, 58-66, 2002.

McGuire, A. D., J. M. Melillo, D. W. Kicklighter, and L. A. Joyce, Equilibrium response of soil carbon to climate change

– empirical and process-based estimates, *J. Biogeography, 22*, (4-5), 785-796, 1995.

McPeters, R. D., P. K. Bhartia, A. J. Krueger, J. R. Herman, C. G. Wellemeyer, C. J. Seftor, G. Jaross, O. Torres, L. Moy, G. Labow, W. Byerly, S. L. Taylor, T. Swissler, and R. P. Cebula, Earth Probe Total Ozone Mapping Spectrometer (TOMS) data products user's guide, *NASA Tech. Publ.*, 1-64, 1998.

Monteith, J. L., Solar radiation and productivity in tropical ecosystems, *Journal of Applied Ecology*, 9, pp.747-766, 1972.

Mori, T., "Effect of droughts and forest fires on Depterocarp forest in East Kalimantan," in *Rainforest Ecosystems of East Kalimantan*,edited by E. Guhardja, M. Fatawi, M.Sutisna, T. Mori, and S. Ohta, pp.29-45, Springer-Verlag, New York, 2000.

Myneni, R. B., R. R. Nemani, and S. W. Running, Estimation of global leaf area index and absorbed par using radiative transfer models, *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens.*, 35, 6, 1380-1393, 1997.

Nakajima, T., A. Higurashi, N. Takeuchi, J. R. Herman, Satellite and ground-based study of optical properties of 1997 Indonesian forest fire aerosols, *Geophys. Res. Lett., 26*, 16, 2421-2424, 1999.

Nemani, R. R., C. D. Keeling, H. Hashimoto, W. M. Jolly, S. C. Piper, C. J. Tucker, R. B. Myneni, S. W. Running, Climate-driven increases in global terrestrial net primary production from 1982 to 1999, *Science*, 300, 1560-1563, 2003.

Nichol, J., Biolclimatic impacts of the 1994 smoke haze event in Southeast Asia, *Atmos. Environ., 31*, 8, 1209-1219, 1997.

NOAA National Climatic Data Center, Global daily summary of day, http://lwf.ncdc.noaa.gov/, 2002.

Oikawa, T., Simulation of forest carbon dynamics based on a dry-matter production model I. Fundamental model structure of a tropical rainforest ecosystem, *Bot. Mag. Tokyo, 98*, 225-238, 1985.

Oikawa, T. and A. Ito, "Modeling carbon dynamics of terrestrial ecosystems in Monsoon Asia", in Present and future of modeling global environmental change: Toward integrated modeling, Eds., T. Matsuno and H. Kida, pp. 207-219, Terrapub, 2001.

奥田敏統，唐艶鴻，星崎和彦，西村千，吉田圭一郎，沼田真也，鈴木万里子，小泉博，安立美奈子，山下多聞，別宮由紀子，市河三英，佐藤香織，"熱帯林の荒廃が生物生産機能及び物質循環系に及ぼす影響"，熱帯林の持続的管理の最適化に関する研究，環境省地球環境研究総合推進費終了研究報告書, pp. 8-33, 2001.

Okuda, T., M. Suzuki, N. Adachi, N. Manokaran, N. N. Supardi, and M. Awang, "Estimation of tree above-ground biomass in a lowland dipterocarp rain forest, by 3-D photogrammetric analysis", edited by T. Okuda, Research report of the NIES/FRIM/UOM Joint Research Project 2000, pp. 17-28, 2001.

Okuda, T., M. Suzuki, N. Adachi, K. Yoshida, K. Niiyama, N. S. Noor, N. A. Hussein, N. Manokaran, and M. Hashim, "Logging history and its impact on forest structure and species composition in the Pasoh Forest Reserve – Implications for the sustainable management of natural resources and land scases", edited by T. Okuda, N. Manokaran, Y. Matsumoto, K. Niiyama, A. C. Thomas, P. S. Ashton, Pasoh Rcology of a lowland rain forest in Southeast Asia, pp.15-34, Springer, 2003.

Olson, J. S., J. A. Watts, and L. J. Allison, Carbon in live vegetation of major world ecosystems, ORNL-5862, Oak Ridge National Laboratory, 1983.

Page, S. E., F. Siegert, J. O. Rieley, H. V. Boehm, A. Jaya, and S. Limin, The amount of carbon released from peat and forest fires in Indonesia during 1997, *Nature*, 420, 61-65, 2002.

Pan, Y., A. D. McGuire, D. W. Kicklighter, and J. M. Melillo, The importance of climate and soil for estimates of net primary production: a sensitivity analysis with the terrestrial ecosystem model, *Global Change Biol.*, 5, 5-23, 1996.

Picket, S. T. A., and P. S. White, Natural disturbance and patch dynamics, Academic Press, New York, 1985.

Pinker, R. T. and J. A. Ewing, Modeling surface solar radiation: model formulation and validation, *J. Clim. Appl. Meteor., 24*, 5, 389-401, 1985.

Pinker, R. T., and I. Laszlo, Modeling surface solar irradiance for satellite applications on a global scale, *J. Appl. Meteorol., 31*, 194-211, 1992.

Potter, C. S., J. T. Randerson, C. B. Field, P. A. Matson, P., M., Vitousek, H. A. Mooner, and S. A. Klooster, Terrestrial ecosystem production: a process model based on global satellite and surface data, *Global Biogeochem. Cycles*, 7, 4, 811-841, 1993.

Potter, C., S. Klooster, C. Carvalho, V. B. Genovese, A. Torregrosa, J. Dungan, M. Bobo, and J. Coughlan, Modeling seasonal and interannual variability in ecosystem carbon cycling for the Brazilian Amazon region, *J. Geophys. Res., 106*(D10), 10423-10446, 2001.

Prince, S. D. and S. N. Goward, Global primary production: a remote sensing approach, *J. Biogeograph*y 22, 815-835, 1995.

Rahman, H and G. Dedieu, SMAC: a simplified method for atmospheric correction of satellite measurements in solar spectrum, *Int. J. Remote Sens.*, 15, 1, 123-143, 1994.

Reichenau, T. G. and G. Esser, Is interannual fluctuation of atmospheric CO2 dominated by combined effects of ENSO and volcanic aerosols?, *Global Biogeochem. Cycles,17*(4), 1094, doi : 10.1029/2002GB002025, 2003.

Radojevic, M. Chemistry of forest fires and regional haze with emphasis on Southeast Asia, *Pure Appl. Geophys., 160*, 157-187, 2003.

Reich, P. B., C. Uhl, M. B. Walters, and D. S. Ellsworth, Leaf lifespan as a determinant of leaf structure and function among 23 Amazonian tree species, *Oecologia, 86*, 13-24, 1991.

Roderick, M. L., G. D. Farquhar, S. L. Berry, I. R. Noble, On the direct effect of clouds and atmospheric particles on the productivity and structure of vegetation, *Oecologia*, 129, 21-30, 2001.

Ruimy, A. and B. Saugier, Methodology for the estimation of terrestrial net primary production from remotely sensed data, *J. Geophys. Res., 99*, D3, 5263-5283, 1994.

Ruimy A., G. Dedieu, and B. Saugier, TURC: a diagnostic model of continental gross primary productivity and net primary productivity, *Global Biogeochem. Cycles, 10*, 2, 269-285, 1996.

Running, S. W., and J. Coughlan, A general model of forest ecosystem processes for regional applications I. Hydrologic balance, canopy gas exchange and primary production processes, *Ecol. Modeling*, 42, 125-154, 1988.

Running, S. W., R. Nemani, J. M. Glassy, and P. E. Thornton, MODIS daily photosynthesis (PSN) and annual net primary production (NPP) product (MOD17) algorithm theoretical basis document (On-line), *Univ. Montana SCF At-Launch Algorithm ATBD Documents*, 1-59, 1999.

Sawa, Y., H.Matueda, Y. Tsunami, J. B. Jensen, H. Y. Inoue, and Y. Makino, Tropospheric carbon monoxide and hydrogen measurements over Kalimantan in Indonesia and northern Australia during October, 1997, *Geophys. Res.Lett.*, 26, 10, 1389-1392, 1999.

Schafer, J. S., and B. N. Holben, T. F. Eck, M. A. Yamasoe, and P. Artaxo, Atmospheric effects on insolation in the Brazilian Amazon: Observed modification of solar radiation by clouds and smoke and derived single scattering albedo of fire aerosols, *J. Geophys. Res., 107*(D20), 8074, doi10.1029/2001JD000428, 2002.

Schimel, D. and D. Baker, The wildfire factor, *Nature*, 420, 29-30, 2002.

Sellers, P. J., S. O. Los, C. J. Tucker, C. O. Justice, D. A. Dazlich, G. J. Collatz, and D. A. Randall, A revised land surface parameterization (SiB2) for atmospheric GCMs. Part II: The generation of global fields of terrestrial biophysical parameters from satellite data, *J. Climate*, 9, 706-737, 1996.

Siegert, F., G. Ruecker, A. Hinrichs , and A. A. Hoffmann, Increased damage from fires in logged forests during droughts caused by El Nino, *Nature*, 414, 22, 437-440, 2001.

Stanhill, G., and S. Cohen, Global dimming : a review of the evidence for a widespread and significant reduction in global radiation with discussion of its probable causes and possible agriculutural consequences, *Agric. For. Meteorol.*, 107, 255-278, 2001.

Tanahashi, S., H. Kawamura, T. Matsuura, T. Takahashi, and H. Yusa, Improved estimates of hourly insolation from GMS S-VISSR data, *Remote Sens. Environ*, 74, 409-413, 2000.

Tang, Y., N. Kachi, A. Furukawa, A. Muhamad, Light reduction by regional haze and its effect on simulated leaf photosynthesis in a tropical forest in Malaysia, *For. Ecol. Manage., 89*, 205-211, 1996.

Tian, H., J. M. Melillo, D. W. Kicklighter, A. D. McGuire, J. V. K. Helfrich III, B. Moore III, and C. J. Vorosmarty, Effect of interannual climate variability on carbon storage in Amazonian ecosystems, *Nature*, 396, 1998.

Tian, H., J. M. Melillo, D. W. Kicklighter, S. Pan, J. Liu, A. D. McGuire, and B. Moore III, Regional carbon dynamics in monsoon Asia and its implications for the global carbon cycle, *Global and Planetary Change*, 37, 201-217, 2003.

Toma, T., Marjenah, and Hastaniah, "Climate in Bulit Soeharto, East Kalimantan", edited by E. Guhardja, M. Fatawi, M.Sutisna, T. Mori, and S. Ohta, pp.13-27, Springer-Verlag, New York, 2000.

鳥谷均, 石郷岡康史, 気候要素を用いた純一次生産力の評価の試み, *J. Agric. Meteorol.*, *59*(2), 189-198, 2003.

Torres O., P. K. Bhartia, J. R. Herman, A. Synyuk, P. Ginoux, and B. Holben, A long-term record of aerosol optical depth from TOMS observations and comparison to AERONET measurements, *J. Atm. Sci.*, *59*, 398-413, 2002.

Torres, O. P., K. Bhartia, J. R. Herman, Z. Ahmad, and J. Gleason, Derivation of aerosol properties from satellite measurements of backscattered ultraviolet radiation: theoretical basis, *J. Geophys. Res. 103*(D14), 17099-17110, 1998.

Trishchenko, A., J. Cihlar, Z. Li, Effects of spectral response function on surface reflectance and NDVI measured with moderate resolution satellite sensors, *Remote Sens. Environ.*, 81, 1-18, 2002.

Tsutsumi, Y., Y. Sawa, Y. Makino, J. B. Jensen, J. L. Gras, B. F. Ryan, S. Diharto, and H. Harjanto, Aircraft measurements of ozone, Nox, CO, and aerosol concentrations in biomass buring smoke over Indonesia and Australia in October 1997: depleted ozone layer at low altitude over Indonesia, *Geophys. Res. Lett.*, 26, 5, 595-598, 1999.

Yadav, A. K., K. Kumar, A. Kasim, M. P. Singh, S. K. Parida, and M. Sharan, Visibility and incidence of respiratory diseases during the 1998 haze episode in Brunei Darussalam, *Pure Appl. Geophys.*, *160*, 265-277, 2003.

Verhoef, W., Light scattering by leaf layers with application to canopy reflectance modeling: the SAIL model, *Remote Sens. Environ.*, 16, 125-141, 1984.

Verhoef, W., Earth observation modeling based on layer scattering matrics, *Remote Sens. Environ.*, 17, 165-178, 1985.

Vermote, E. F., D. Tanré, J. L. Deuzé, M. Herman, and J. J. Morcrette, Second simulation of satellite signal in the solar spectrum, 6S: an overview, IEEE Trans. *Geosci. Remote Sens.*,*35*(3), 675-686, 1997.

Viovy, N., O. Ariono, and A. S. Belward, The best index slope extraction (BISE) : A method for reducing noise in NDVI time-series, *Int. J. Remote Sens.*, *13*, 8, 1585-1590, 1992.

van der Werf, G. R., J. T. Randerson, G. J. Collatz, L. Giglio, P. S. Kasibhatla, S. F. Arellano, S. C. Olson, E. S. Kasischke, Continental-Scale Patitioning of fire emission during the 1997 to 2001 El Nino/La Nina period, Science, 303, 73-76, 2004.

von Hoyningen-Huene, W., T. Schmidt, S. Schienbein, C. A. Kee, L. and J. Tick, Climate-relevant aerosol parameters of South-East-Asian forest fire haze, *Atmos. Environ*, *33*, 3183-3190, 1999.

Wang, Y., Y. Tian, Y. Zhang, N. El-Saleous, Y. Kanyazikin, E. Vermote, R. B. Myneni, Investigation of product accuracy as a function of input and model uncertainties case study with SeaWifs and MODIS LAI/FPAR algorithm, *Remote Sens. Environ.*, 78, 299-313, 2001.

Waring, R. H. and S. W. Running, Forest ecosystems, *Academic Press*, 1-370, 1998.

White, M. A., P. E. Thornton, S. W. Running, and R. R. Nemani, Parameterization and sensitivity analysis of BIOME-BGC terrestrial ecosystem model: net primary production controls, *Earth Interaction*, 4, paper No. 3, 2000.

Wooster, M. J. and N. Strub, Study of the 1997 Borneo fires: Quantitative analysis using global area coverage (GAC) satellite data, *Global Biogeochem. Cycles*, 16(1), doi: 10.1029/2000GB001357, 2002.

謝辞

本研究を行うにあたり，梅干野晁先生及び松永恒雄先生(現　国立環境研究所 主任研究員)には修士 1 年時から 5 年間の渡って終始変わらぬ熱心なご指導と激励を賜り，心より感謝申し上げます。衣笠善博先生，田中總太郎先生，吉田尚弘先生，渡邊眞紀子先生には日頃より貴重なご教示を頂きました。心よりお礼申し上げます。

梅干野研究室の村上暁信先生，浅輪貴史先生，薄葉千景様，そして同期の野中崇志氏を始め研究室の方々には, 修士入学時からの 5 年間に渡り, 日ごろよりお世話になりました。また，博士 1 年の終わりからは国立環境研究所上席研究官の田村正行様，同主任研究員の山野博哉様・，NIES ポスドクフェローの陳晋様，NIES アシスタントフェローの島崎彦人様を始め，NOAA グループの方々には研究生として大変お世話になりました。

また，本論文の作成にあたって，多くの方々から観測データをご提供いただきました。これらのデータ提供なくして本研究は成し得ませんでした。タイ国内における全天日射量データは，東京農工大学大学院教授・青木正敏先生，同大学院生・小森大輔様及びタイ国カセート大学教授の Samakkee Boonyawat 先生のグループが観測されたデータを利用させて頂きました。マレーシア国内の全天日射量データは，Malaysian Meteorological Service の Azhar Ishak 様よりご提供頂きました。マレーシア Pasoh 保護林のバイオマス量のデータは，国立環境研究所・生物圏環境領域熱帯生態系保全研究室室長の奥田敏統様よりご提供頂きました。MODIS の NPP 推定アルゴリズムのパラメータテーブルについては，筑波大学・講師の西田顕朗様より貴重なご助言を頂きました。東南アジア各地の気象官署における各種気象データは NOAA/NCDC が編纂したデータを利用させて頂きました。TOMS の観測データは NASA/Goddard Space Flight Center (GSFC) の Ozone Processing Team よりご提供頂きました。また, NOAA の Pathfinder Land data sets は, NASA/GSFC の NOAA/NASA Pathfinder program によって作成されたデータをご提供頂きました。デジタル標高モデル GTOPO30 はアメリカ地質調査所より提供頂きました。本論文における地図の作成には, P. Wessel 様と W.H.F. Smith 様の Generic Mapping Tools (GMT) を使用させて頂きました。

小林　秀樹

2004 年 2 月 1 日

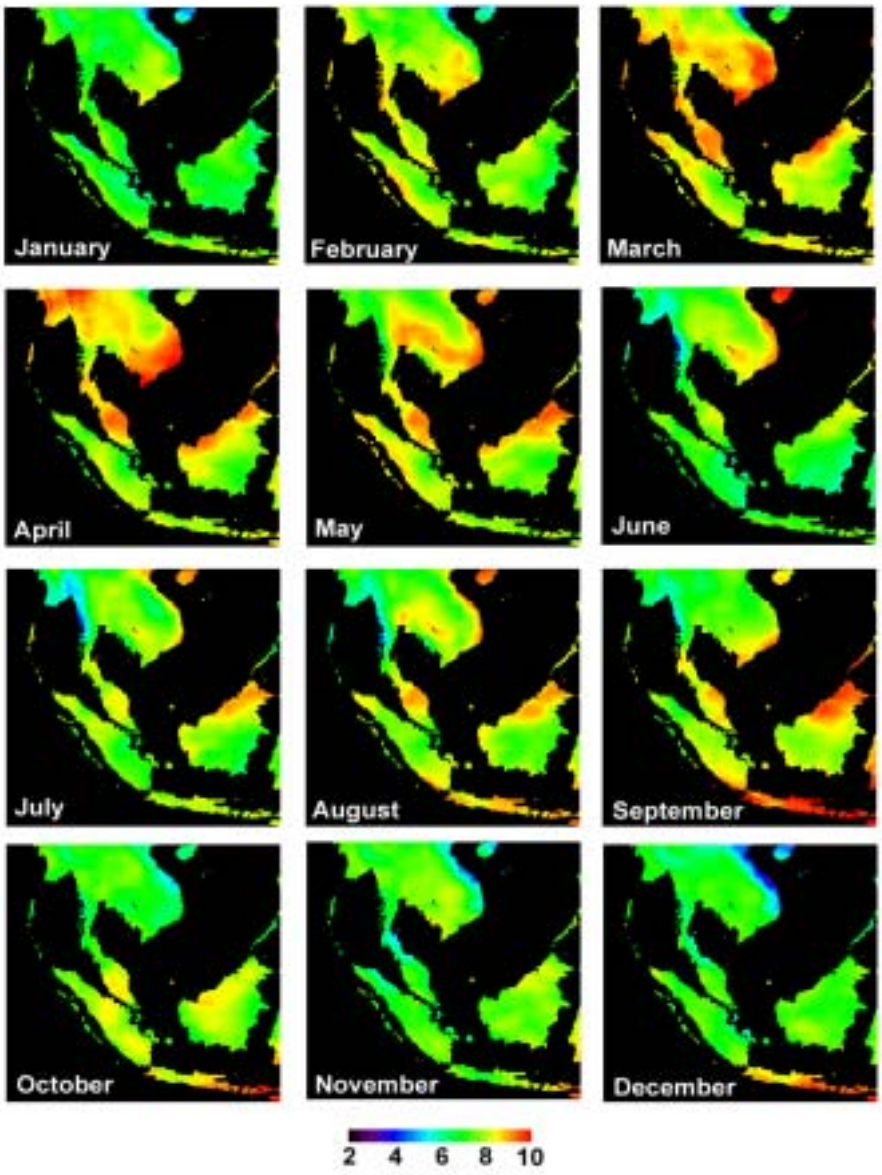
本論文に関連した発表論文一覧

H. Kobayashi, T. Matsunaga, A. Hoyano, M. Aoki, D. Komori, and S. Boonyawat, Satellite estimation of photosynthetically active radiation in Southeast Asia: Impacts of smoke and cloud cover, *Journal of Geophysical Research* , in press. (2 章及び 3 章)

小林秀樹，松永恒雄，梅干野晁，植生キャノピーの反射モデルを用いた葉面積指数（LAI）の逆推定法の草地における適用性に関する検討，*日本リモートセンシング学会誌, 22, 3, pp. 274-287, 2002.*（4 章）

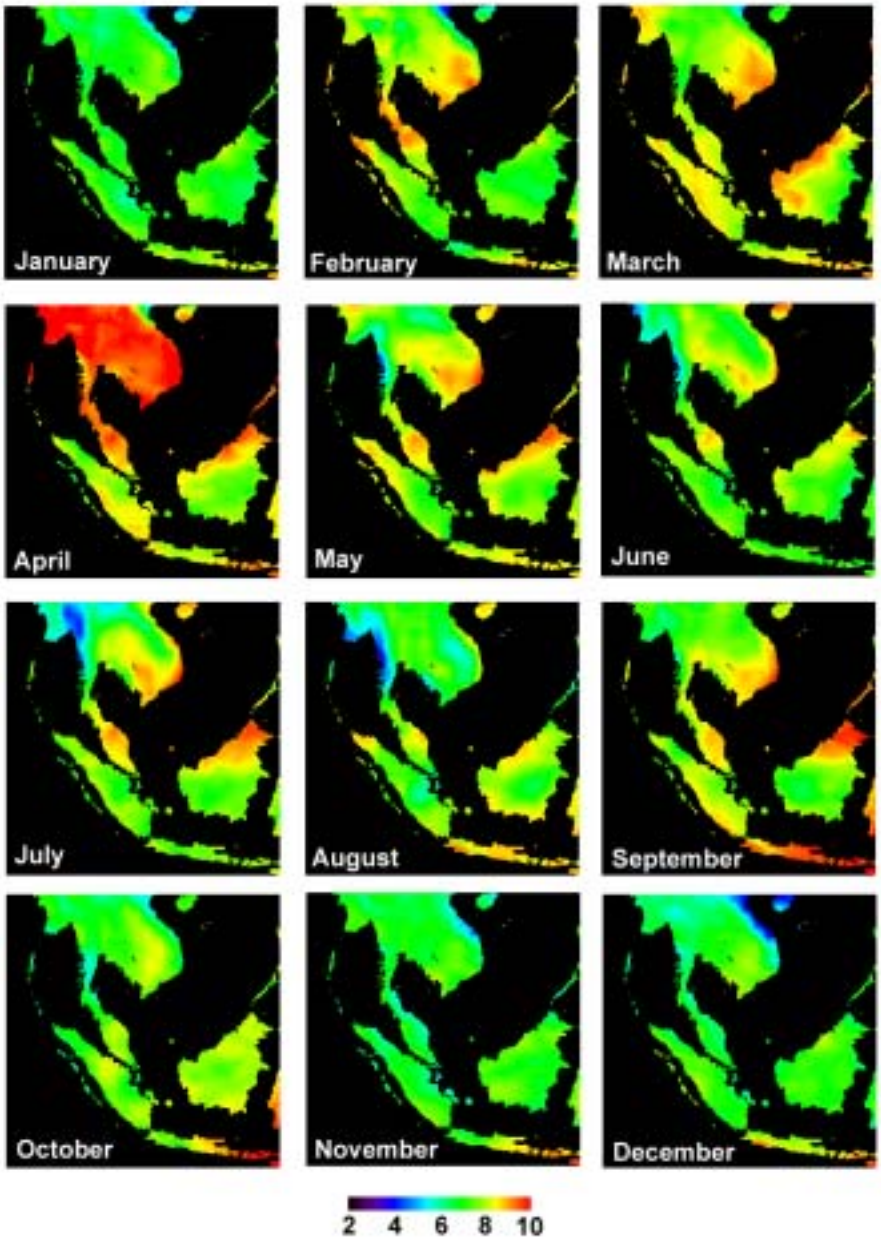
小林秀樹，松永恒雄，梅干野晁，光合成有効放射吸収量（APAR）推定誤差の純一次生産量推定に与える影響 -MODIS FPAR プロダクト及び TOMS 紫外線反射率プロダクトによる検討- *日本リモートセンシング学会誌, 22, 5, pp. 612-624, 2002.*（2 章及び 5 章）

Appendix 1. 2000-2002 年の東南アジアにおける PAR の分布



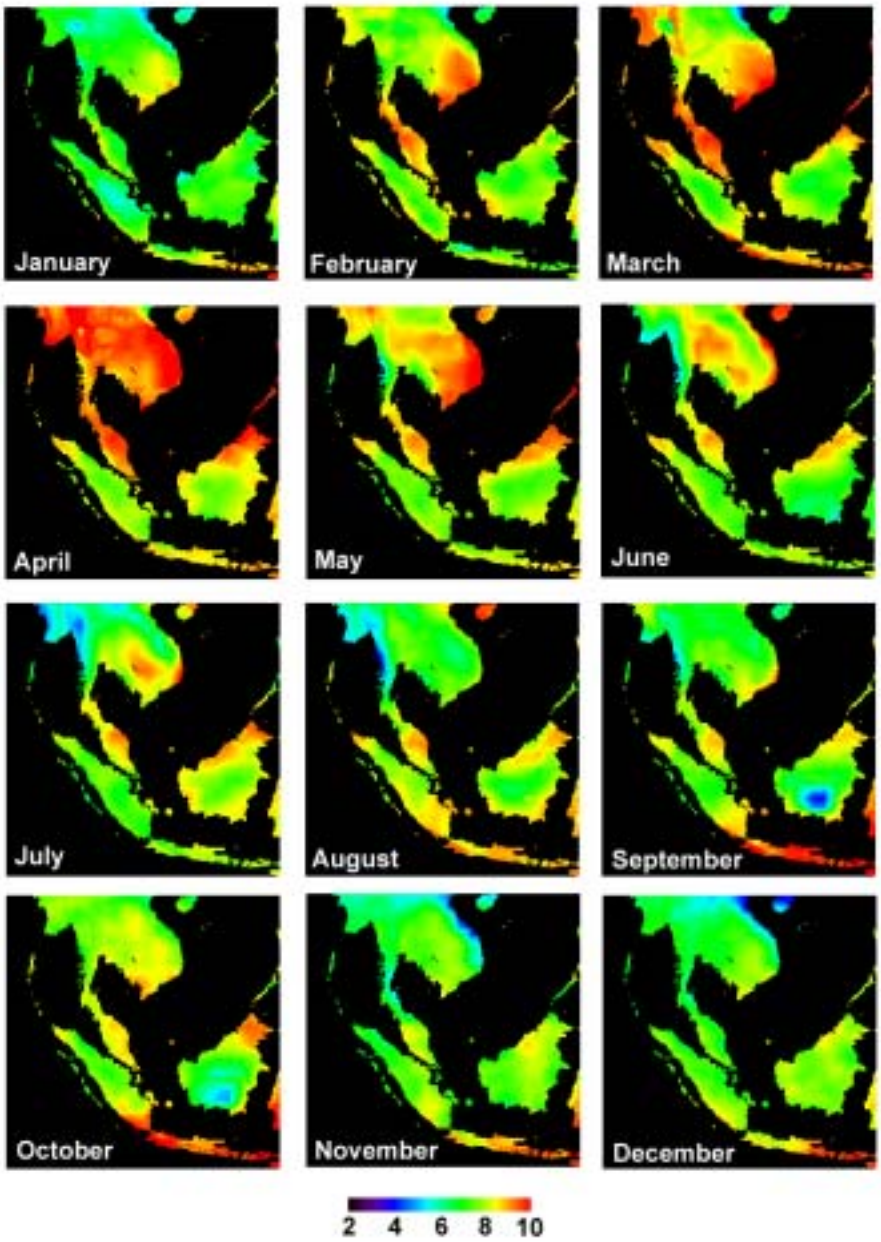
MJ/m^2/day

Figure A-1 Seasonal PAR variations in 2000.



MJ/m^2/day

Figure A-2 Seasonal PAR variations in 2001.



MJ/m^2/day

Figure A-3 Seasonal PAR variations in 2002.

Appendix 2. *Running et al.* [1999] モデルの係数一覧.

	εmax	Tmin2	Tmin1	VPD2	VPD1	SLA	Q_{10}
EBF	0.00126	9.09	-8	4100	930	27.5	2
DBF	0.00104	7.94	-8	4100	930	26.2	2
WGL	0.00077	11.39	-8	4100	930	39.8	2
GL	0.00060	12.02	-8	4100	930	45	2
CL	0.00060	12.02	-8	4100	930	45	2

EBF: Evergreen broadleaf forest

DBF: Deciduous broadleaf forest

WGL: wooded grassland

GL: Grassland

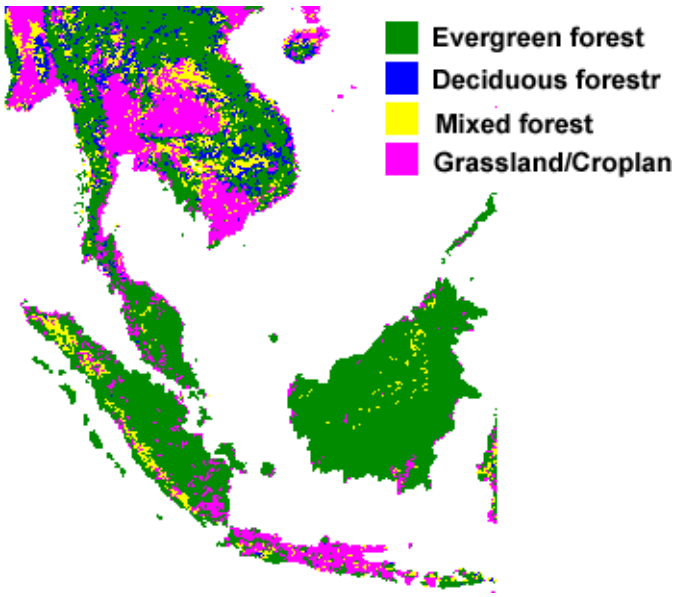
CL: Cropland

εmax: (KgC/MJ)

Tmin: (℃)

VPD: (hPa)

SLA: (m2/KgC)

Appendix 3. 本研究で使用した植生分類図

本論文では, University of Maryland が作成した全球 8km メッシュの植生分類図 [*Defries et al.*, 1998] を利用した。この植生図は, NOAA/AVHRR データによって観測された 1984 年の可視･近赤外及び熱赤外データを使って, Decision Tree 法で作成された植生図である。以下に本研究で使用した分類図を示す。